

Institut
de la statistique

Québec



ÉTUDE LONGITUDINALE DU
DÉVELOPPEMENT DES ENFANTS
DU QUÉBEC (ÉLDEQ 1998-2002)

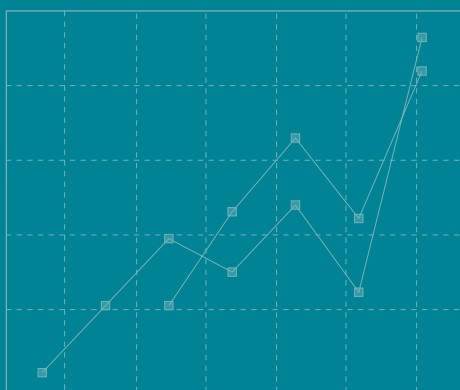
DE LA NAISSANCE À 29 MOIS

COLLECTION
la santé et
le bien-être

Le couple

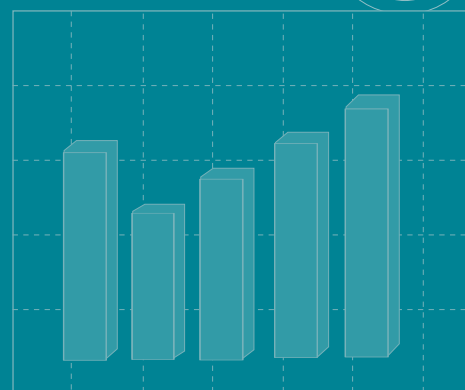
Volume 2, numéro 11

9



4

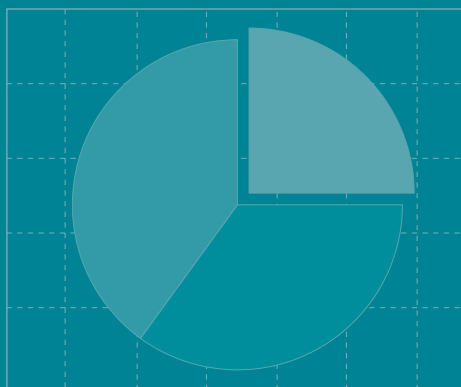
0



8

6

5



2

Pour tout renseignement concernant l'ISQ
et les données statistiques qui y sont disponibles,
s'adresser à :

Institut de la statistique du Québec
200, chemin Sainte-Foy
Québec (Québec)
G1R 5T4

Téléphone : (418) 691-2401

ou

Téléphone : 1 800 463-4090
(aucuns frais d'appel)

Site WEB : <http://www.stat.gouv.qc.ca>

Cette publication a été réalisée et produite
par l'Institut de la statistique du Québec.

Dépôt légal
Bibliothèque nationale du Canada
Bibliothèque nationale du Québec
Deuxième trimestre 2002
ISBN 2-551-21544-7
ISBN 2-551-21552-8

© Gouvernement du Québec

Toute reproduction est interdite
sans l'autorisation expresse
de l'Institut de la statistique du Québec.

Mai 2002

Avant-propos

La publication de ce second volume de la collection ÉLDEQ 1998-2002 est le fruit d'une collaboration exceptionnelle établie depuis 1996 entre le milieu québécois de la recherche universitaire, le réseau de la santé publique et l'Institut de la statistique du Québec (ISQ) par l'entremise de la Direction Santé Québec.

Deux ans après la sortie du premier volume de la présente collection, un groupe interdisciplinaire et plurisectoriel constitué de plus de 80 chercheurs et professionnels de recherche propose cette seconde série de publications présentant les résultats des toutes premières analyses longitudinales. Très attendus, ces résultats permettent de décrire l'environnement et le développement des enfants à partir des trois premières mesures, soit celles réalisées lorsqu'ils étaient âgés respectivement de 5 mois, de 17 mois et de 29 mois. Afin de bien saisir l'importance de ces mesures chez le jeune enfant, il faut rappeler l'objectif prioritaire de l'ÉLDEQ 1998-2002 tel qu'il est énoncé dans le volume initial de cette collection : l'ÉLDEQ permettra de mieux connaître les PRÉCURSEURS de l'adaptation sociale des individus, en évaluant en tout premier lieu l'adaptation scolaire des enfants, d'identifier les CHEMINEMENTS de cette adaptation et d'évaluer ses CONSÉQUENCES la vie durant.

Ainsi, en analysant les données des trois premiers volets de l'enquête, l'ISQ est honoré d'être associé à l'élaboration d'un puissant instrument de recherche et d'enquête mais surtout à la réalisation d'une étude qui servira tant à la prévention qu'au développement d'interventions précoces efficaces. À titre de directeur général, je ne peux que m'enorgueillir d'un modèle de partenariat dont les résultats sont aussi fructueux que porteurs d'avenir.

Le directeur général,

Yvon Fortin

Les auteurs du numéro 11 du volume 2 de l'ÉLDEQ 1998-2002 sont :

Section I – Détresse conjugale et facteurs associés à l'évaluation de la relation entre conjoints

Catherine Bégin, Stéphane Sabourin, Michel Boivin, Éric Frénette et Hélène Paradis,
Groupe de recherche sur l'inadaptation psychosociale chez l'enfant (GRIP), Université Laval

Section II – Les ruptures parentales dans la vie des tout-petits : un premier regard

Nicole Marcil-Gratton, Centre interuniversitaire d'études démographiques (CIED), Université de Montréal
Céline Le Bourdais, Centre interuniversitaire d'études démographiques (CIED), Institut national de la recherche scientifique
Évelyne Lapierre-Adamcyk, Centre interuniversitaire d'études démographiques (CIED), Université de Montréal

Avec la collaboration de :

Paul-Marie Huot, Centre interuniversitaire d'études démographiques (CIED), Université de Montréal

Avec l'assistance professionnelle et technique de :

Martin Boivin, à la vérification des analyses, Direction Santé Québec, ISQ
Marie-Eve Tremblay, Nathalie Plante et Carl Thibault, à la vérification des analyses, Direction de la méthodologie et des enquêtes spéciales, ISQ
Linda Lamontagne, à la révision linguistique
France Lozeau et Lucie Desroches, à la mise en page, Direction Santé Québec, ISQ

Les lecteurs/lectrices externes sont :

Yvan Lussier, Département de psychologie, Université du Québec à Trois-Rivières
Marie-Christine Saint-Jacques, École de service social, Université Laval
Laurent Toulemon, Institut national d'études démographiques (INED)
John Wright, Département de psychologie, Université de Montréal

Le volume 2 de l'ÉLDEQ 1998-2002 est réalisé par :

la Direction Santé Québec de l'ISQ

L'ÉLDEQ 1998-2002 est subventionnée par :

le ministère de la Santé et des Services sociaux du Québec (MSSS)
les Instituts de recherche en santé du Canada (IRSC ancien PNRDS)
le Conseil de recherches en sciences humaines du Canada (CRSHC)
le Fonds québécois de la recherche sur la société et la culture (ancien CQRS)
le Fonds québécois de la recherche sur la nature et les technologies (ancien FCAR)
le Fonds de la recherche en santé du Québec (FRSQ)
la Fondation Molson
le ministère de la Recherche, de la Science et de la Technologie (MRST) par le biais du programme Valorisation recherche Québec (VRQ)
Développement des ressources humaines Canada (DRHC)
l'Institut canadien de recherche avancée (ICRA)
Santé Canada
le *National Science Foundation* (NSF des É. U.)
l'Université de Montréal
l'Université Laval
l'Université McGill

L'ÉLDEQ 1998-2002 est sous la direction de :

Mireille Jetté, coordonnatrice, Direction Santé Québec, ISQ
Hélène Desrosiers, Direction Santé Québec, ISQ
Richard E. Tremblay, directeur scientifique, titulaire de la Chaire sur le développement de l'enfant, Université de Montréal
Ghyslaine Neill, Direction Santé Québec, ISQ
Josette Thibault, Direction Santé Québec, ISQ
Lucie Gingras, Direction Santé Québec, ISQ

Pour tout renseignement concernant le contenu de cette publication :

Direction Santé Québec
Institut de la statistique du Québec
1200, avenue McGill College
Montréal (Québec) H3B 4J8
Téléphone : (514) 873-4749 ou
Téléphone : 1 877 677-2087 (aucuns frais d'appel)
Télécopieur : (514) 864-9919
Site WEB : <http://www.stat.gouv.qc.ca>

Citations suggérées :

BÉGIN, C., S. SABOURIN, M. BOIVIN, É. FRÉNETTE et H. PARADIS (2002). « Le couple, section I – Détresse conjugale et facteurs associés à l'évaluation de la relation entre conjoints » dans *Étude longitudinale du développement des enfants du Québec (ÉLDEQ 1998-2002) – De la naissance à 29 mois*, Québec, Institut de la statistique du Québec, vol. 2, n° 11.

MARCIL-GRATTON, N., C. LE BOURDAIS et É. LAPIERRE-ADAMCYK (2002). « Le couple, section II – Les ruptures parentales dans la vie des tout-petits : un premier regard » dans *Étude longitudinale du développement des enfants du Québec (ÉLDEQ 1998-2002) – De la naissance à 29 mois*, Québec, Institut de la statistique du Québec, vol. 2, n° 11.

Ce numéro est aussi disponible en version anglaise. This analytical paper is also available in English under the title :

BÉGIN, C., S. SABOURIN, M. BOIVIN, É. FRÉNETTE and H. PARADIS (2002). "The Couple – Part I – Couple Distress and Factors Associated with Evaluating the Spouse Relationship" in *Québec Longitudinal Study of Child Development (QLSCD 1998-2002) – From Birth to 29 Months*, Québec, Institut de la statistique du Québec, Vol. 2, No. 11.

MARCIL-GRATTON, N., C. LE BOURDAIS and É. LAPIERRE-ADAMCYK (2002). "The Couple – Part II - Parental Separation in Early Childhood : A Preliminary Investigation" in *Québec Longitudinal Study of Child Development (QLSCD 1998-2002) – From Birth to 29 Months*, Québec, Institut de la statistique du Québec, Vol. 2, No. 11.

**Pour les avertissements, les signes conventionnels et les abréviations –
voir la section *Rappel méthodologique et avertissements*.**

Remerciements

Après plus de six ans d'existence du projet ÉLDEQ 1998-2002, l'entreprise de remercier nommément et exhaustivement tous les collaborateurs et collaboratrices pourtant inestimables est devenue périlleuse. Aux partenaires de la première heure, se joignent chaque année de nouveaux collègues prêts à relever les innombrables défis qui jalonnent la première étude de cohorte québécoise, que ces défis soient de nature logistique ou méthodologique, qu'ils concernent le contenu de l'enquête ou qu'ils relèvent d'univers de connaissances en perpétuel développement.

En effet, le réseau de chercheurs universitaires associés à l'ÉLDEQ étend maintenant ses ramifications à davantage d'universités québécoises et même à quelques universités hors Québec, canadiennes et étrangères. C'est ainsi qu'il est permis aux riches données de l'ÉLDEQ d'essaimer soit par l'intermédiaire des jeunes chercheurs qui poursuivent leurs études post-doctorales hors des frontières du Québec, soit par l'entremise des chercheurs aguerris qui multiplient les collaborations internationales à l'heure de la mondialisation du savoir. Cette multiplication des partenariats est très étroitement liée au leadership exceptionnel exercé au fil des ans par le directeur scientifique de l'ÉLDEQ. En plus de servir à l'édification de nouvelles connaissances, ce conglomérat virtuel d'équipes de recherche permet l'injection d'une proportion importante de subventions de recherche destinées à l'analyse de ces précieuses données. Ainsi, cette mise en commun d'importantes subventions, obtenues grâce à l'excellence des chercheurs impliqués, permet d'optimiser l'investissement du ministère de la Santé et des Services sociaux du Québec (MSSS), l'unique bailleur de fonds des dix collectes (enquêtes et prétests) prévues dans l'ÉLDEQ 1998-2002.

À ce groupe de chercheurs en évolution s'ajoutent également de nouveaux partenaires provenant du réseau de la santé publique. Les professionnels et professionnelles de réseaux connexes sont également plus nombreux à collaborer activement à l'ÉLDEQ, qu'ils proviennent du réseau du ministère de la Famille et de l'Enfance, du réseau de l'éducation ou d'ailleurs.

Cet accroissement du nombre d'experts externes conjugué à une augmentation de la complexité de cette première étude longitudinale provinciale durent être accompagnés d'une augmentation du nombre de professionnels de l'ISQ qui consacrent désormais leur temps, en tout ou en partie, à l'ÉLDEQ. C'est ainsi qu'à la Direction de la méthodologie et des enquêtes spéciales (DMES) de nouveaux statisticiens sont maintenant associés à l'étude. Ces professionnels ont notamment pour tâche de traiter toutes les questions reliées au plan de sondage, d'analyser les résultats des collectes annuelles pour ce qui est du taux de réponse et de produire les pondérations indispensables pour inférer les résultats à la population d'enfants visés par cette vaste étude. À cela s'ajoute l'appui offert aux chercheurs de l'ÉLDEQ pour la réalisation des analyses statistiques publiées dans le présent rapport. Quant à la Direction Santé Québec (DSQ), maître d'œuvre de l'ÉLDEQ, il a fallu que deux professionnelles expérimentées en analyses longitudinales rejoignent nos rangs afin de permettre la consolidation de la petite équipe qui assure d'année en année la poursuite de cette étude combien intense en termes d'efforts à consentir. C'est en coordonnant le travail des nombreux partenaires, en développant de nouveaux outils qui permettent l'appréhension du réel d'un enfant qui grandit, en travaillant en étroite collaboration avec la firme de collecte de données et en participant à l'élargissement des connaissances par l'entremise de la publication d'analyses originales que les sept membres de l'équipe ÉLDEQ-Santé Québec s'acquittent de manière remarquable de leurs tâches.

Au fil des années, un autre partenariat qui ne s'est jamais démenti est celui établi avec les responsables de l'*Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes* (ELNEJ, Canada). Le fait que ces pionniers acceptent l'utilisation secondaire qui est faite par l'ÉLDEQ des instruments administrés par CAPI (*Computer Assisted Personal Interview*) permet à l'enquête longitudinale québécoise de demeurer, au fil des ans, à la fois comparable et complémentaire à cette grande enquête canadienne, et ce, à des coûts contrôlés.

Les hôpitaux québécois, qui font toujours face aux nombreux défis rendus nécessaires par l'atteinte d'une efficience encore plus grande, sont également des partenaires importants de l'ÉLDEQ, de même que les maisons des naissances. Contre vents et marées, ils continuent chaque année de faire parvenir certaines données qui contiennent les dossiers médicaux des mères et des enfants, données qui nous parviennent à la stricte condition que les mères en aient préalablement autorisé l'obtention par écrit.

Le Bureau d'interviewers professionnels (BIP) demeure un partenaire crucial dans la mise en place et le déroulement de cette première enquête auprès d'une cohorte de bébés québécois. Responsable de l'organisation et du bon déroulement des collectes de données tant des enquêtes que des prétests annuels, le BIP, maison de sondages dirigée de main de maître par sa présidente, est aussi responsable de la qualité des données recueillies et de la fiabilité des banques de données produites semestriellement. Quant à l'équipe d'intervieweuses¹ et de recruteuses, savamment dirigée par une coordonnatrice de terrain chevronnée, elle est passée experte dans l'art de fidéliser les quelques 2 000 familles rencontrées annuellement.

Finalement, nous devons souligner la participation exceptionnelle des familles québécoises. Qu'elles soient assurées que nous avons la conviction profonde que la réussite de l'ÉLDEQ viendra d'abord et avant tout de ce temps précieux qu'elles nous accordent annuellement pour partager des parcelles de vie de leurs *bouts de chou* qui étaient âgés de 2 ½ ans en 2000.

Doutant de remercier comme il se doit toutes ces personnes qui assurent la concrétisation jour après jour de cette grande première québécoise, nous empruntons à Serge Bouchard les propos qui suivent :

« *Le progrès est parfaitement collectif dans le temps et dans l'espace. Nous devons tant aux autres [...]. Nous voulons une société de bonnes personnes [...], car il y a un lien entre l'excellence de soi et l'excellence de tous*² ».

Un grand merci!



Mireille Jetté
Coordonnatrice
Direction Santé Québec
Institut de la statistique du Québec

1. Tous les interviewers de cette enquête étant de sexe féminin, nous utiliserons, dans la suite du texte, le terme intervieweuse pour les désigner.

2. BOUCHARD, Serge (2001). « Je ne suis pas seul sur terre », *Le Devoir Édition Internet*, 23 juillet.

Introduction à l'ÉLDEQ 1998-2002

Au moment de publier ce deuxième rapport, les enfants de l'ÉLDEQ auront débuté leur cinquième course autour du soleil. Malgré les mécanismes extraordinaires mis en place pour suivre de près leur développement, il est clair qu'à la petite enfance la croissance est plus rapide que la science.

Notre premier rapport décrivait les observations faites lors de la collecte de données 5 mois après la naissance. La nature transversale de ces observations nous limitait alors à une description des caractéristiques des enfants et de leur famille. Il s'agissait en fait de tracer un portrait de la situation des nourrissons du Québec nés en 1997-1998. Débordants d'enthousiasme et mus par un urgent désir de comprendre, les chercheurs qui, à cette époque, ont esquissé des analyses explicatives des caractéristiques observées savaient très bien qu'il ne s'agissait là que des premières d'une longue série d'analyses devant conduire à une meilleure compréhension du développement de l'enfant.

Ce second rapport, quant à lui, s'appuie sur les données collectées lorsque les enfants étaient respectivement âgés de 5, 17 et 29 mois. Enfin! Nous pouvons maintenant décrire les changements qui surviennent dans la vie des enfants et de leur famille entre la naissance et le milieu de la troisième année de vie. C'est la première fois qu'un échantillon aussi important d'enfants représentant les nouveau-nés du Québec est suivi de façon aussi intensive au cours de la petite enfance. En fait, à notre connaissance, c'est la première fois dans l'histoire des études du développement des enfants que l'on tente de comprendre les facteurs qui conduisent au succès ou à l'échec scolaire, au moyen de collectes de données aussi fréquentes auprès d'un échantillon d'une telle ampleur de si jeunes enfants.

Les chercheurs ont maintenant à leur disposition plus de données qu'ils n'en ont jamais eu sur cette phase de la vie. Mais cette abondance a ses effets pervers. Si avec des études transversales on tire des conclusions sur les causes des problèmes que l'on observe, pourquoi ne pas s'en donner à cœur joie avec des données longitudinales? Lorsque l'on a des données dont personne d'autre ne dispose on peut

facilement oublier les limites de celles-ci. Cependant, les chercheurs qui ont participé à la rédaction de ce rapport, tout en tentant d'exploiter au maximum l'avantage qu'offrent des données longitudinales prospectives collectées à trois moments différents au cours de la petite enfance (à intervalle de 12 mois), ont également accepté de respecter les limites de ces données.

Cette étude longitudinale prospective permet de décrire le changement dans le temps pour chacun des individus sur chacune des variables mesurées. Ainsi, les chercheurs ont tracé les changements au cours des trois premières années de vie des enfants. Des profils d'enfants, de parents et de familles de même que des trajectoires de développement ont donc été esquissés à partir des données recueillies lors de ces trois passages. Ces résultats originaux devraient permettre de discerner le début des cheminements empruntés par les enfants et leur famille. Il faut cependant signaler qu'on ne décrit que les trois premiers temps d'une courbe qui devrait idéalement en compter au moins une quinzaine! Puisque dans la majorité des cas il est peu probable que les comportements soient consolidés à 2 ½ ans, nous avons demandé aux auteurs de se limiter essentiellement à la description de l'évolution des phénomènes. En effet, il est encore trop tôt dans la vie de l'enfant pour se lancer dans des analyses causales pour identifier des déterminants, d'autant plus qu'il ne s'agit que d'associations. Enfin, lorsque nous abordons un problème, nos questions sont généralement beaucoup trop simples. Les études longitudinales telles que l'ÉLDEQ permettent de constater qu'il y a de multiples façons de voir un problème et qu'il est dangereux de tirer des conclusions définitives après les premières analyses, aussi savantes puissent-elles paraître.

L'objectif principal de l'ÉLDEQ, on le rappelle, est de comprendre les trajectoires, pendant la petite enfance, qui conduisent au succès ou à l'échec lors du passage dans le système scolaire. Pour confirmer l'atteinte de cet objectif, nous devons évidemment attendre de disposer de l'information sur l'entrée à l'école. Les enfants de l'ÉLDEQ termineront leur première année scolaire au printemps 2005. Au

moment de la publication du présent rapport, ils ont l'âge d'entrer à la prématernelle, ce que plusieurs feront en septembre 2002. Des collectes de données sont également prévues à la fin de l'année de prématernelle (printemps 2003) et à la fin de l'année de maternelle (printemps 2004). Si, comme souhaité, ces importantes collectes sont financées, l'information ainsi générée permettra de vérifier le niveau de préparation à l'école au seuil de l'entrée dans le premier cycle de l'élémentaire. Dans la suite de cette étude longitudinale, il est également prévu de décrire les trajectoires de développement de ces enfants pendant leurs années scolaires. Si, à l'instar de nombreux chercheurs du Québec, l'État québécois confirme son implication financière dans la poursuite de l'ÉLDEQ au primaire et au secondaire, nous pourrions améliorer notre compréhension des chemins qui mènent à la réussite scolaire, et donc être dans la meilleure position possible pour améliorer le soutien aux enfants, toujours trop nombreux, pour qui l'école n'est qu'une longue série d'échecs.

Les nouvelles connaissances sur le développement du cerveau humain nous ont fait comprendre qu'il est important d'investir tôt dans le développement des enfants, comme il est important d'investir tôt dans nos fonds de pension. Les études longitudinales du développement des enfants doivent évidemment respecter le même principe. Il faut les commencer le plus tôt possible et c'est ce que le ministère de la Santé et des Services sociaux faisait dès 1997, en investissant près de 5 millions de dollars dans le suivi d'enfants québécois de 5 à 54 mois. Et, évidemment, à l'instar d'un fonds de pension, pour que ces investissements portent fruits et fournissent les meilleurs rendements possible, ils doivent être maintenus, voire augmentés.



Richard E. Tremblay, Ph. D., MSRC
Titulaire de la chaire de recherche du Canada
sur le développement de l'enfant
Université de Montréal

Table des matières

Section I - Détresse conjugale et facteurs associés à l'évaluation de la relation entre conjoints

1. Introduction	19
2. Survol des principaux facteurs associés à l'évaluation de la relation de couple	21
3. Méthodologie	23
3.1 Population visée	23
3.2 Mesure de la détresse conjugale utilisée dans l'ÉLDEQ	23
3.3 Méthodes d'analyse	24
3.3.1 Caractéristiques sociodémographiques et psychologiques retenues pour l'analyse des facteurs associés à la satisfaction conjugale	24
4. Résultats	27
5. Conclusion	31

Section II – Les ruptures parentales dans la vie des tout-petits : un premier regard

1. Introduction	35
1.1 Les déterminants des ruptures précoces dans la littérature	36
2. L'échantillon retenu	39
3. Le modèle « démographique » : les trajectoires familiales des parents	41
3.1 Le choix de l'union libre chez les jeunes parents et les moins jeunes	41
3.2 Jeunes mamans et union libre : un double facteur de risque	42
3.3 L'arrivée rapide d'un enfant : un accélérateur des ruptures d'unions	43
3.4 Le passé conjugal des parents	45
3.5 L'analyse de régression : l'effet net des déterminants démographiques	48
4. L'environnement socioéconomique : les caractéristiques des parents	51
4.1 Les caractéristiques des mères et des pères	51
4.2 Une caractéristique du ménage : le revenu	54
4.3 L'analyse de régression : l'impact des caractéristiques démographiques et socioéconomiques	55
5. Conclusion	59
Bibliographie	61

Liste des tableaux et des figures

Tableaux

Section I

- 3.1 Description de l'Échelle d'ajustement dyadique abrégée (DAS-8), Québec, 2000 24
- 3.2 Certaines caractéristiques sociodémographiques des parents biologiques vivant ensemble alors que l'enfant cible est âgé d'environ 29 mois, Québec, 2000 25
- 4.1 Facteurs associés à la satisfaction conjugale chez les mères alors que l'enfant est âgé d'environ 29 mois (modèle final de régression), Québec, 2000 28
- 4.2 Facteurs associés à la satisfaction conjugale chez les pères alors que l'enfant est âgé d'environ 29 mois (modèle final de régression), Québec, 2000 28

Section II

- 1.1 Parmi les enfants âgés d'environ 29 mois dont les parents vivaient ensemble à leur naissance, pourcentage dont les parents se sont séparés, selon la nature de l'union, Québec, 1998 et 2000 36
- 3.1 Parmi les enfants âgés d'environ 29 mois dont les parents vivaient ensemble à la naissance, pourcentage dont les parents se sont séparés, selon le groupe d'âge de la mère à la naissance et le type d'union, Québec, 1998 et 2000 43
- 3.2 Distribution des naissances de rang 1 et des naissances de tous rangs chez les enfants vivant avec leurs deux parents à la naissance, selon le type d'union des parents, Québec, 1998 44
- 3.3 Parmi les enfants âgés de 29 mois dont les parents vivaient ensemble à leur naissance, pourcentage dont les parents se sont séparés, selon leur rang et la durée de l'union, Québec, 1998 et 2000 44

- 3.4 Parmi les enfants âgés de 29 mois dont les parents vivaient ensemble à leur naissance, pourcentage dont les parents se sont séparés, selon leur rang et selon le type et la durée de l'union des parents à la naissance, Québec, 1998 et 2000 45
- 3.5 Parmi les enfants âgés d'environ 29 mois dont les parents vivaient ensemble à leur naissance, pourcentage dont les parents se sont séparés, selon la trajectoire familiale antérieure des parents, Québec, 1998 et 2000 46
- 3.6 Répartition des familles comprenant des enfants nés d'unions antérieures des parents, selon qu'il s'agit d'enfants du père ou de la mère et selon que ces enfants vivaient ou non dans le ménage au moment de la naissance de l'enfant cible, Québec, 1998 47
- 3.7 Parmi les enfants âgés d'environ 29 mois dont les parents vivaient ensemble à la naissance, pourcentage nés de parents en union libre et pourcentage dont les parents sont séparés, selon l'environnement familial à la naissance, Québec, 1998 et 2000 47
- 3.8 Parmi les enfants âgés de 29 mois dont les parents vivaient ensemble à leur naissance, pourcentage dont les parents se sont séparés, selon le type d'union et l'existence d'enfants issus d'unions antérieures, Québec, 1998 et 2000 48
- 3.9 Caractéristiques démographiques associées à la propension de vivre la séparation des parents entre la naissance et l'âge d'environ 29 mois, Québec, 1998 et 2000 49
- 4.1 Parmi les enfants âgés d'environ 29 mois dont les parents vivaient ensemble à la naissance, pourcentage dont les parents étaient en union libre et pourcentage dont les parents se sont séparés, selon diverses caractéristiques de la mère, Québec, 1998 et 2000 52

4.2	Parmi les enfants âgés d'environ 29 mois dont les parents vivaient ensemble à la naissance, pourcentage dont les parents étaient en union libre et pourcentage dont les parents se sont séparés, selon diverses caractéristiques du père, Québec, 1998 et 2000	53
4.3	Parmi les enfants âgés d'environ 29 mois dont les parents vivaient ensemble à la naissance, pourcentage dont les parents vivaient en union libre et pourcentage dont les parents se sont séparés, selon le revenu brut total du ménage au cours de l'année précédant le premier volet de l'ÉLDEQ, Québec, 1998 et 2000.....	55
4.4	Caractéristiques démographiques et socioéconomiques associées à la propension de vivre la séparation des parents entre la naissance et l'âge d'environ 29 mois, Québec, 1998 et 2000	56
3.2b	Répartition des enfants dont les parents vivaient ensemble à leur naissance, selon le groupe d'âge et le type d'union du père à la naissance, Québec, 1998	42
3.3	Répartition des enfants dont les parents vivaient ensemble à leur naissance, selon le type d'union dans laquelle ils sont nés et selon la trajectoire familiale antérieure des parents, Québec, 1998	45

Figures

Section I

4.1	Répartition des mères selon leur niveau de satisfaction conjugale alors que l'enfant cible est âgé d'environ 29 mois, Québec, 2000.....	27
4.2	Répartition des pères selon leur niveau de satisfaction conjugale alors que l'enfant cible est âgé d'environ 29 mois, Québec, 2000.....	27

Section II

3.1a	Répartition des enfants dont les parents vivaient ensemble à leur naissance, selon le groupe d'âge de la mère, Québec, 1998.....	41
3.1b	Répartition des enfants dont les parents vivaient ensemble à leur naissance, selon le groupe d'âge du père, Québec, 1998	41
3.2a	Répartition des enfants dont les parents vivaient ensemble à leur naissance, selon le groupe d'âge et le type d'union de la mère à la naissance, Québec, 1998	42

Rappel méthodologique et avertissements

L'Étude longitudinale du développement des enfants du Québec amorcée en 1998, est menée auprès d'une cohorte de près de 2 000 enfants suivis annuellement de l'âge de 5 mois à l'âge d'environ 4 ans. Ce second volume traite des données longitudinales des trois premiers volets soit lorsque les enfants étaient âgés respectivement d'environ 5 mois, 17 mois et 29 mois.

Les analyses longitudinales impliquant des données recueillies aux volets 1998, 1999 et 2000 permettent d'inférer à la population des enfants nés au Québec en 1997 et en 1998 (naissances simples) et qui, en 2000, habitaient toujours le Québec ou ne l'avaient quitté que temporairement. Ainsi, le choix conceptuel et méthodologique de ne pas échantillonner d'enfants parmi le groupe des enfants arrivés au Québec après leur naissance limite l'inférence à cette population.

La participation des familles aux volets 1999 et 2000 de l'ÉLDEQ a été excellente. En effet, 94 % des familles ayant participé au volet 1998 ont continué à participer à l'enquête au second et au troisième volet, pour un taux de réponse longitudinal aux deux principaux questionnaires (Questionnaire informatisé rempli par l'intervieweuse – QIRI et Questionnaire papier rempli par l'intervieweuse - QPRI) de 71 %¹. Quant à la participation aux instruments QAAM et QAAP, elle est demeurée stable du volet 1998 au volet 2000, soit de l'ordre de 96 % pour le QAAM et de 90 % pour le QAAP, et ce, parmi les répondants annuels au QIRI. Toutefois, comme les familles répondantes ne sont pas nécessairement les mêmes d'un volet à l'autre, la proportion pondérée de familles ayant participé à l'ensemble des volets est plus faible, soit de 92 % pour le QAAM et de 83 % pour le QAAP, cette fois parmi les répondants au QIRI des trois premiers volets (n = 1 985). Quant aux taux de réponse longitudinaux à ces instruments, que l'on obtient en multipliant la proportion pondérée de répondants longitudinaux au QAAM ou au QAAP et le taux de réponse longitudinal au QIRI, ils se situaient à 65 % et 59 % respectivement.

Il a été décidé de minimiser les biais potentiels pouvant être induits par la non-réponse au moyen d'un ajustement de la pondération basé sur les caractéristiques différenciant les répondants des non-répondants, et ce, pour les cinq grands instruments de l'ÉLDEQ : le QIRI/QPRI, le QAAM, le QAAP et le test cognitif des enfants désigné par l'acronyme IPO (test d'imitation de placement d'objet). Puisque seuls les répondants du volet 1998 étaient admissibles au suivi longitudinal, la pondération longitudinale est basée sur la pondération transversale du QIRI élaborée au volet 1998. De plus, pour les analyses longitudinales impliquant soit des données du QAAM, du QAAP ou de l'IPO, un ajustement additionnel de la pondération est nécessaire pour tenir compte de la non-réponse globale longitudinale propre à chacun de ces instruments. Malheureusement, au troisième volet comme au premier, même si les taux de réponse des pères non résidents se sont améliorés, il s'avère impossible de pondérer les données recueillies auprès d'eux, le taux de réponse au QAAPABS étant encore trop faible.

De plus, étant donné le plan de sondage complexe de l'ÉLDEQ, il faut s'assurer d'estimer correctement la variance associée aux estimations. Il est donc souhaitable d'avoir recours à un logiciel permettant de tenir compte de ce type de plan de sondage, autrement la variance a tendance à être sous-estimée et par le fait même, le seuil observé des tests statistiques à être trop petit. Dans ce cas-ci, le logiciel SUDAAN (*Survey Data Analysis*; Shah et autres, 1997) a été utilisé pour les estimations de prévalences, les tests du khi-carré, les analyses de variance à mesures répétées, les analyses de régression linéaire, de régression logistique et de régression de Cox. Le seuil de signification pour ces tests statistiques a été fixé à 0,05. Quant aux autres types d'analyse non supportés par SUDAAN (ex. : test de McNemar), le seuil a été abaissé à 0,01 afin d'éviter de déclarer comme étant significatifs des résultats qui ne le seraient pas si on tenait compte du plan de sondage.

Toutes les données présentées qui sont affectées par un coefficient de variation (CV) de plus de 15 % sont accompagnées de un ou deux astérisques pour bien

1. Le nombre non pondéré de familles répondantes à l'ÉLDEQ est ainsi passé de 2 120 en 1998, à 2 045 en 1999 et à 1 997 en 2000. Quant au nombre de familles qui ont participé aux trois volets de l'enquête, il est de 1 985 familles (soit 94 % des 2 120 familles du volet initial).

indiquer aux lecteurs la variabilité de certaines estimations présentées.

NDLR : Pour plus d'information sur la méthodologie d'enquête consulter les numéros 1 des volumes 1 et 2. Des renseignements détaillés sur la source et la justification des questions des trois premiers volets de

l'ÉLDEQ, de même que sur la composition des échelles et des indices utilisés sont également consignés aux numéros 12 des volumes 1 et 2.

Avertissements

Dans les tableaux, à moins d'avis contraire, « n » représente une somme de poids individuels ramenés à la taille de l'échantillon initial. Cette quantité est utilisée pour l'estimation des prévalences et diffère légèrement de l'échantillon réel (soit le nombre d'enfants pour un sous-groupe donné). Dans le texte, lorsqu'un nombre est présenté pour décrire la taille de l'échantillon d'analyse, il désigne aussi, à moins d'indication contraire, la somme des poids des unités d'analyse ramenés à la taille de l'échantillon initial. Cette situation se présente lorsque l'analyse porte sur un sous-groupe particulier. La fréquence pondérée ne sert dans ce cas qu'à faire le lien avec les tableaux. La taille d'échantillon réelle demeure, avec le coefficient de variation, la quantité à interpréter pour avoir une bonne idée de la précision des estimations.

En raison de l'arrondissement des données, le total ne correspond pas nécessairement à la somme des parties.

À moins d'une mention explicite, toutes les différences présentées dans ce numéro sont statistiquement significatives à un niveau de confiance de 95 %.

Afin de faciliter la lecture, les pourcentages supérieurs à 5 % ont été arrondis à l'unité quand ils sont mentionnés dans le texte et à une décimale dans les tableaux et les figures.

Signes conventionnels

- .. Donnée non disponible
- ... N'ayant pas lieu de figurer
- Néant ou zéro
- p < Réfère au seuil de signification

Abréviations

- CV Coefficient de variation
- Non sig. Test non-significatif

En
2002...
J'aurai 5 ans !

1. Introduction

Mettre au monde et élever un jeune enfant dans un contexte conjugal harmonieux peut être, pour les parents, un projet mutuel agréable et enrichissant. Toutefois, lorsque la relation de couple se caractérise par la monotonie, l'absence de gratification ou le conflit, donner naissance et prendre soin d'un enfant peut s'avérer plus difficile. Plusieurs études se sont penchées sur les liens entre la relation de couple et le développement des enfants. La détresse conjugale vécue par les parents serait ainsi associée au développement social, affectif et psychologique des enfants (DeVito et Hopkins, 2001; Fishman et Meyers, 2000; Stocker et autres, 1997). Les enfants de parents insatisfaits de leur relation seraient plus susceptibles de présenter des symptômes dépressifs et des problèmes de comportement internalisés et externalisés, tels l'isolement, le retrait et l'agressivité (Benzies et autres, 1998; Fishman et Meyers, 2000). Ils seraient également plus enclins à éprouver des difficultés importantes sur le plan des relations avec les pairs. Par exemple, ces enfants seraient plus fréquemment impliqués dans des relations empreintes d'hostilité et de rivalité (Stocker et autres, 1997). Des associations entre la dynamique conjugale chez les parents et le développement de l'enfant ont été observées peu importe la mesure retenue pour rendre compte de la relation de couple (ex. : présence de conflits ouverts entre les conjoints, insatisfaction conjugale, détresse conjugale).

Plusieurs facteurs ont été identifiés afin d'expliquer les liens observés à ce chapitre. Par exemple, les parents plus insatisfaits de leur relation de couple semblent adopter des pratiques parentales plus permissives (DeVito et Hopkins, 2001) et plus arbitraires, ce qui pourrait créer une ambiguïté quant aux règles disciplinaires dans la famille (O'Brien et Bahadur, 1998). Ils auraient également plus de difficulté à s'entendre et à coordonner leurs efforts quant à l'éducation des enfants (Belsky et autres, 1995) et seraient moins chaleureux envers leurs enfants et moins à l'écoute de leurs besoins (Vandewater et Lansford, 1998). Enfin, les enfants de parents insatisfaits seraient davantage exposés à un climat familial négatif et tendu ainsi qu'à un mode d'interaction plus coercitif entre les divers membres de la famille (Kitzman, 2000; Margolin et

autres, 1996). On comprendra, dès lors, l'importance de mieux connaître la qualité de la relation de couple pour la mise au point de stratégies de prévention ou de traitement des difficultés d'adaptation psychosociale chez l'enfant.

Les analyses présentées dans ce numéro s'inscrivent dans cette perspective; il s'agit d'abord de documenter le degré de détresse conjugale chez les parents vivant ensemble depuis la naissance de leur enfant âgé d'environ 2 ½ ans puis d'examiner les facteurs associés à leur degré de satisfaction (ou d'insatisfaction) conjugale. L'approche retenue postule que la satisfaction conjugale ressentie est au cœur de l'évaluation de la qualité de la relation conjugale et que la satisfaction conjugale s'inscrit dans un continuum qui va de l'insatisfaction marquée à la satisfaction totale. De plus, la détresse conjugale peut être déduite à partir d'un certain seuil d'insatisfaction conjugale, le défi étant ici d'identifier un seuil significatif sur le plan clinique auprès d'un large échantillon représentatif de parents dans les premières années suivant la naissance d'un enfant.

Il existe peu de données sur la prévalence, la nature et la gravité de la détresse conjugale chez les parents québécois. Les données des enquêtes sociales et de santé réalisées par Santé Québec indiquent qu'environ 10 % des parents d'enfants mineurs seraient plus ou moins satisfaits de leur relation de couple (Bernier et autres, 1995) et qu'une proportion plus faible (6 %) présenteraient des difficultés conjugales sévères (Létourneau et autres, 2000). C'est donc dire qu'environ neuf parents sur dix font une évaluation assez positive de leur relation de couple. Bien qu'à première vue rassurants, ces taux doivent être mis en perspective à la lumière de tendances sociales lourdes concernant les unions. Ainsi, peut-on vraiment conclure de ces données que la situation conjugale de la grande majorité des parents est idyllique, alors que la proportion des couples (avec ou sans enfant) susceptibles de se séparer dépasse la barre des 40 % (Institut de la Statistique du Québec, 2001) et que les statistiques épidémiologiques les plus conservatrices en matière de violence conjugale atteignent près de 25 % (Statistique Canada, 2000). Les faibles taux de

difficultés conjugales sévères vécues par les parents, rapportés dans les enquêtes transversales, pourraient conduire à une sous-estimation de la gravité, de la chronicité et des coûts psychologiques et sociaux des problèmes que peuvent vivre les couples à un moment ou l'autre et, par conséquent, se traduire par un désintérêt pour la prévention et le traitement des difficultés conjugales.

Parce qu'elles ne portent pas spécifiquement sur la détresse conjugale, les enquêtes ayant recours à un très petit nombre de questions ne permettent pas de saisir avec précision les écarts quant à l'insatisfaction conjugale. Par ailleurs, le recours à des instruments de mesure non standardisés pour lesquels il n'existe pas de normes d'interprétation acceptées peut réduire la validité des estimations tout en diminuant la comparabilité entre les études. Enfin, le fait que peu d'enquêtes mesurent la détresse conjugale de façon répétée auprès de larges échantillons représentatifs et que la plupart d'entre elles recueillent l'information auprès d'un seul des conjoints limite notre capacité à tracer un portrait représentatif de la réalité des couples (Jacobson et Christensen, 1996).

L'ÉLDEQ se démarque à plusieurs points de vue. Premièrement, la relative homogénéité de la population visée par l'ÉLDEQ présente un certain nombre d'avantages. En effet, bien que tous les couples ne soient pas à la même étape dans leur cycle de vie (par exemple, la durée de vie en couple et le nombre d'enfants déjà eus peuvent varier), ils ont en commun d'être parents d'un jeune enfant âgé d'environ 29 mois. Deuxièmement, contrairement à la plupart des enquêtes à grande échelle portant sur la relation de couple, l'ÉLDEQ recueille le point de vue des deux parents quant à la qualité de leur relation de couple et des données sur de nombreux facteurs pouvant y être associés (personnalité des parents, profil démographique, niveau de bien-être psychologique, satisfaction face au travail, événements de la vie conjugale et familiale antérieurs à la naissance de l'enfant cible).

Il importe de souligner, dès à présent, que les parents des enfants visés par l'ÉLDEQ ont été invités à remplir un questionnaire détaillé sur leur relation de couple à partir du volet 2000 seulement, alors que l'enfant cible était âgé d'environ 29 mois. Si la mesure de la détresse conjugale chez les mères et les pères ne

s'appuie pour l'instant que sur un seul point dans le temps, il sera possible, à terme, d'en mesurer l'évolution¹. À cet égard, de nombreux chercheurs ont montré les limites des enquêtes transversales et plus récemment, celles des enquêtes prospectives se limitant à deux périodes d'observation (Bradbury et autres, 1998). En effet, dans ce dernier cas, il est difficile de rendre compte de la complexité et de la diversité des trajectoires de vie d'un couple. Ainsi, une augmentation de la détresse conjugale peut se profiler différemment dans le temps selon le couple. Le recours à des mesures répétées multiples devrait permettre d'obtenir une information riche sur les courbes évolutives de la détresse conjugale et de mieux comprendre les liens entre le cheminement des couples et le développement des enfants.

1. Il importe de mentionner ici qu'aux volets précédents de l'ÉLDEQ, quelques questions sur le soutien conjugal perçu par la mère (volet 1998, nourrissons de 5 mois) (Desrosiers et autres, 2000) ou encore sur le niveau de bonheur conjugal (volet 1999, enfants de 17 mois) ont été posées aux parents afin de pouvoir cerner les liens entre certains aspects de la vie conjugale et le développement de l'enfant. Bien que limitée sur le plan méthodologique (basée sur une seule question), cette dernière mesure a l'avantage de permettre un contrôle indirect du degré de satisfaction conjugale initiale des parents (voir plus loin dans le texte).

2. Survol des principaux facteurs associés à l'évaluation de la relation de couple

L'examen des différents facteurs associés à la satisfaction conjugale tient compte à la fois des caractéristiques sociodémographiques et psychologiques des conjoints. Pour mieux circonscrire le choix de ces variables, l'approche développée par Brown (2000), regroupant trois grandes classes de facteurs, a été adoptée. Il s'agit : 1) des caractéristiques sociodémographiques des individus, 2) des caractéristiques préalables à la formation de l'union, et 3) des caractéristiques liées à l'union actuelle. À celles-ci, ont été ajoutés des facteurs d'ordre psychologique faisant appel à la personnalité des conjoints, leur bien-être personnel et leur satisfaction face au travail.

Ainsi, la satisfaction conjugale pourrait d'abord être associée à des caractéristiques personnelles de chacun des conjoints. Par exemple, l'éducation procure des ressources personnelles qui enrichissent les stratégies d'adaptation au stress et à la vie de couple (Karney et Bradbury, 1995). Par ailleurs, l'origine ethnique d'un individu pourrait se répercuter négativement sur la satisfaction conjugale lorsqu'elle se distingue de l'ethnie dominante dans la population (McBride et autres, 2001). La relation entre l'origine ethnique et la satisfaction conjugale tient possiblement à une augmentation du nombre d'événements biographiques perturbateurs vécus par les individus appartenant à un groupe ethnique minoritaire. La pauvreté et le racisme rendent aussi plus difficile l'accès à un ensemble de ressources personnelles et sociales, ce qui pourrait affecter la formation, le développement et le maintien des unions (McBride et autres, 2001).

Le deuxième groupe de facteurs fait référence aux caractéristiques sociodémographiques acquises préalablement à l'union et, plus spécifiquement, à l'histoire relationnelle passée de l'individu. Ainsi, le grand nombre d'unions antérieures pourrait constituer un facteur de risque fragilisant l'union actuelle (Kurdek, 1998). Cette relation tiendrait au fait que chez les individus ayant vécu plusieurs unions, les obstacles psychosociaux à l'éclatement du couple sont moins forts. L'association pourrait aussi s'expliquer

par les répercussions progressives d'une série d'unions instables qui viendraient modifier les attitudes et la confiance vis-à-vis du partenaire ou de l'institution du mariage. Par exemple, un grand nombre de relations de cohabitation peut favoriser le développement d'un système d'attitudes plus flexible vis-à-vis de la nature permanente ou transitoire de l'union. Ces cohabitations entraînent aussi l'élaboration d'un nombre croissant de critères d'évaluation des relations et des partenaires. Ceux-ci servent de baromètres comparatifs pour déterminer la qualité de l'union, l'alternative et, ultérieurement, sa stabilité.

Le troisième groupe de variables concerne l'union actuelle. Il est en effet bien établi que le jeune âge des conjoints au début de l'union, la durée de l'union, l'insuffisance de revenu familial, la taille de la fratrie et le caractère consensuel – par opposition à légal – de l'union sont associés à un niveau plus élevé d'insatisfaction conjugale. Par exemple, certaines études révèlent que le degré de satisfaction conjugale chez les couples en union libre est plus faible que chez les couples mariés (Nock, 1995). De plus, bien que les résultats d'études québécoises indiquent que le niveau de satisfaction conjugale ne diffère pas significativement selon la composition de la famille (intacte ou recomposée), c'est-à-dire selon la présence ou non d'enfants issus d'une union antérieure dans le ménage (Bernier et autres, 1994; Létourneau et autres, 1998), peu d'études ont été menées sur le sujet. L'âge des conjoints au début de l'union par contre a été clairement identifié comme étant étroitement associé au niveau de satisfaction conjugale. Ainsi, plus les conjoints sont jeunes au moment de la formation de l'union (en particulier les adolescents), plus la probabilité qu'ils aient déjà soufferts – et qu'ils souffrent encore – de problèmes personnels variés s'élève et plus le risque qu'ils soient insatisfaits de leur relation s'accroît (Forthofer et autres, 1996; Gotlib et autres, 1998). Les recherches sur l'insuffisance de revenu et la satisfaction conjugale confirment généralement la présence d'une relation négative entre ces facteurs. La distribution différentielle du nombre d'événements biographiques

perturbateurs et de la qualité des stratégies d'adaptation à ces stressseurs constitue l'hypothèse la plus plausible pour expliquer cette association (Conger et autres, 1999). Enfin, la taille de la fratrie vient complexifier la nature des interactions entre les conjoints. Elle pourrait intensifier la fréquence des désaccords potentiels quant à l'éducation des enfants et diminuer la qualité et l'intensité des échanges entre les partenaires (Belsky, 1990; Grote et autres, 1996).

En ce qui concerne les traits psychologiques, trois facteurs de risque associés à des vulnérabilités personnelles et sociales ont été identifiés comme étant liés à l'évaluation de la relation de couple : les symptômes dépressifs, les difficultés vécues en emploi et les comportements antisociaux. Diverses études transversales et longitudinales ont ainsi montré que les symptômes dépressifs sont négativement associés à la satisfaction conjugale (Whisman, 2001). Plusieurs modèles conceptuels peuvent rendre compte de cette relation. Les plus pertinents postulent une influence bidirectionnelle : les symptômes dépressifs s'accompagneraient d'une diminution de la cohésion, de l'intimité et de l'utilisation des stratégies d'assistance au sein du couple tout en augmentant la fréquence et l'intensité des stressseurs interpersonnels spécifiques à la relation de couple (ex. : menaces de désunion, agressions psychologiques et physiques). Par ailleurs, le comportement des individus qui présentent un nombre élevé de symptômes dépressifs se caractérise aussi par une augmentation des conduites aversives ou génératrices de culpabilité qui se répercutent sans doute négativement sur la satisfaction conjugale (Whisman, 2001). Enfin, d'autres soulignent que certains traits de personnalité (ex. : le névrotisme, la dépendance ou la sensibilité interpersonnelle) communs aux symptômes dépressifs et à l'insatisfaction conjugale viendraient expliquer la relation entre ces deux facteurs (Geist et Gilbert, 1996). Il faut cependant noter que le très petit nombre d'études menées auprès d'échantillons représentatifs incite à la prudence.

D'autres études ont illustré les rapports complexes entre le travail et la vie familiale. Ainsi, les événements stressants vécus au travail (ex. : surcharge, complexité des rôles, latitude décisionnelle) et, plus spécifiquement, les conflits relationnels au travail seraient associés aux tensions

observées au sein de la famille de même qu'à une baisse du niveau de cohésion entre les conjoints (Conger et autres, 1993; Robinson et autres, Sénécal et autres, 2001). De même, les conséquences d'un niveau faible de satisfaction conjugale sur les attitudes et les comportements au travail sont bien documentées (ex. : absentéisme, épuisement, productivité affaiblie). Dans ce contexte, l'insatisfaction vis-à-vis du travail constitue le mode d'expression le plus visible des difficultés vécues en emploi. La présence de différences sexuelles doit être signalée, le travail représentant souvent une valeur plus centrale chez les hommes que chez les femmes (Karney et Bradbury, 1995).

Récemment, un nombre croissant de cliniciens et de chercheurs ont fait valoir la présence d'une relation significative entre les troubles graves de la personnalité et la qualité de la relation de couple (Yeomans et autres, 2002). Plus précisément, la présence de caractéristiques antisociales à l'âge adulte se répercuterait sur le processus de formation et de maintien de l'union. Les comportements antisociaux à l'âge adulte s'appuient sur des patrons relationnels marqués par l'insensibilité, l'égoïsme, la méfiance et l'impulsivité. Ces caractéristiques personnelles sont généralement associées à d'importants déficits dans le traitement de l'information sociale et au développement de conduites coercitives qui nuisent à la formation et au maintien de l'union conjugale (Hare, 1999). Peu d'études empiriques ont toutefois été consacrées à cette thématique.

En somme, une variété de facteurs de différents ordres ont été associés à la satisfaction conjugale. Cependant, ces facteurs ont surtout été examinés à l'aide d'échantillons de taille réduite, au moyen de questionnaires non standardisés et auprès d'un seul conjoint plutôt que les deux. La présente analyse examine un ensemble de facteurs potentiellement associés à la satisfaction conjugale, et ce, au moyen d'un instrument standardisé administré à une population représentative de parents d'un jeune enfant d'environ 29 mois.

3. Méthodologie

3.1 Population visée

La population visée par les trois premiers volets de l'ÉLDEQ est constituée des enfants nés au Québec en 1997-1998 (naissances simples seulement) et n'ayant pas quitté définitivement le Québec en 2000 alors qu'ils étaient âgés d'environ 2 ½ ans.

Dans les analyses présentées dans ce numéro, la population visée est toutefois restreinte aux enfants ayant toujours vécu avec leurs deux parents biologiques entre leur naissance et l'âge de 2 ½ ans. Ne sont donc pas inclus ici les enfants nés en famille monoparentale ou ayant été témoins de la rupture de leurs parents. L'échantillon retenu pour l'analyse de la prévalence de la détresse conjugale est composé des enfants pour lesquels les parents ont répondu au questionnaire sur la satisfaction conjugale, c'est-à-dire l'Échelle d'ajustement dyadique (DAS-8), alors qu'ils étaient âgés d'environ 2 ½ ans (volet 2000), soit 1 586 mères et 1 382 pères. Par contre, pour l'analyse des facteurs associés au degré de satisfaction conjugale, seuls les enfants pour lesquels les deux parents biologiques ont répondu au questionnaire autoadministré aux trois volets de l'étude et pour lesquels le DAS-8 a été rempli ont été retenus ($n = 1\ 353$)².

3.2 Mesure de la détresse conjugale utilisée dans l'ÉLDEQ

Afin d'évaluer le degré de satisfaction conjugale de chacun des parents, une version abrégée de l'Échelle d'ajustement dyadique (Spanier, 1976, traduit par Baillargeon et autres, 1986) a été utilisée. Ces questions ont été incluses dans le Questionnaire autoadministré de la mère (QAAM) et le Questionnaire autoadministré du père (QAAP) au troisième volet de l'ÉLDEQ. L'Échelle d'ajustement dyadique est un questionnaire permettant d'obtenir un score global de satisfaction conjugale pour chacun des membres du couple ainsi qu'un score plus spécifique à quatre sous-échelles soit le consensus, l'expression affective, la satisfaction et la cohésion. Une version abrégée en

huit items a été produite (Valois et autres, soumis pour publication) en sélectionnant, parmi les items de la version originale, ceux qui permettent le mieux de discriminer les couples qui se retrouvent autour d'un intervalle de confiance se situant entre 95 et 105. Il s'agit de couples plus susceptibles d'afficher un degré de détresse conjugale cliniquement significatif puisque au moment de l'évaluation de leur situation conjugale, ces couples gravitent déjà légèrement au-dessous du point de rupture. La version modifiée du DAS a été créée afin d'obtenir une mesure standardisée de la satisfaction conjugale. Cette version est analogue à la version longue sur le plan métrologique mais étant plus brève, elle a l'avantage de pouvoir être plus facilement insérée dans diverses batteries de questionnaires. Les items retenus pour la version abrégée de même que l'échelle permettant de répondre à chacun des items sont présentés au tableau 3.1. Le score maximum de l'échelle est de 41 et, tout comme pour la version originale du DAS, un score élevé indique que la personne est satisfaite de sa relation. Les qualités psychométriques de la version abrégée DAS-8 ont été examinées dans le cadre d'une série d'analyses (analyses d'items non paramétriques, analyses factorielles exploratoires et confirmatoires, analyses de fidélité)³.

2. Il s'agit ici des tailles réelles d'échantillon.

3. Plus de détails sur les analyses psychométriques effectuées peuvent être obtenus auprès des auteurs.

Tableau 3.1

Description de l'Échelle d'ajustement dyadique abrégée (DAS-8), Québec, 2000

1. Vous et votre partenaire êtes en accord ou en désaccord sur les manifestations d'affection?						
Toujours en accord	Presque toujours en accord	Parfois en accord	Souvent en désaccord	Presque toujours en désaccord	Toujours en désaccord	
2. Est-ce qu'il vous arrive souvent ou est-ce qu'il vous est déjà arrivé d'envisager un divorce, une séparation ou de mettre fin à votre relation actuelle?						
Toujours	La plupart du temps	Plus souvent qu'autrement	Occasionnellement	Rarement	Jamais	
3. De façon générale, pouvez-vous dire que les choses vont bien entre vous et votre partenaire?						
Toujours	La plupart du temps	Plus souvent qu'autrement	Occasionnellement	Rarement	Jamais	
4. Vous confiez-vous à votre partenaire?						
Toujours	La plupart du temps	Plus souvent qu'autrement	Occasionnellement	Rarement	Jamais	
5. Avez-vous déjà regretté de vous être mariés (ou de vivre ensemble)?						
Toujours	La plupart du temps	Plus souvent qu'autrement	Occasionnellement	Rarement	Jamais	
6. Combien de fois, vous et votre partenaire discutez calmement de quelque chose?						
Jamais	Moins d'une fois par mois	Une ou deux fois par mois	Une ou deux fois par semaine	Une fois par jour	Plus souvent	
7. Combien de fois, vous et votre partenaire travaillez ensemble sur quelque chose?						
Jamais	Moins d'une fois par mois	Une ou deux fois par mois	Une ou deux fois par semaine	Une fois par jour	Plus souvent	
8. Entourez le chiffre qui correspond le mieux au degré de bonheur de votre couple.						
Extrêmement malheureux	Assez malheureux	Un peu malheureux	Heureux	Très heureux	Extrêmement heureux	Parfaitement heureux

Source : Institut de la statistique du Québec, *ÉLDEQ 1998-2002*.

3.3 Méthodes d'analyse

Dans un premier temps, afin d'évaluer la prévalence de la détresse conjugale chez les parents, les scores obtenus au DAS-8 ont été dichotomisés en transposant à cet instrument le point de rupture généralement accepté pour le DAS (soit un score < 28 plutôt qu'un score < 105) (Crane et autres, 2000; Spanier, 1976). Ainsi, pour les parents de la population visée, il s'agit d'identifier ceux qui se trouvent au-dessus ou au-dessous du point de rupture, c'est-à-dire en détresse conjugale. Dans un second temps, une régression a été effectuée afin de mesurer les facteurs associés à l'évaluation de la relation de couple par les parents telle que mesurée à l'aide du DAS-8. Dans ce cas, il ne s'agit pas tant d'évaluer les facteurs associés au fait d'être ou non en détresse mais plutôt ceux liés au niveau de satisfaction conjugale dérivé du DAS-8, c'est-à-dire la position des individus dans un continuum allant de l'insatisfaction marquée à la satisfaction totale.

3.3.1 Caractéristiques sociodémographiques et psychologiques retenues pour l'analyse des facteurs associés à la satisfaction conjugale

Conformément aux travaux déjà menés sur le sujet, les variables appartenant aux quatre grands groupes de facteurs présentés précédemment ont été retenues dans l'analyse des facteurs associés à la satisfaction conjugale. Sont présentées au tableau 3.2 les caractéristiques sociodémographiques de la population visée. À l'exception de l'âge des conjoints à la formation de l'union et la durée de la relation actuelle variables, traitées comme des variables continues, les autres le sont sous forme polytomique.

Notons que la variable « statut d'immigrant » est ventilée en trois catégories proposées par la Direction Santé Québec à partir des travaux de Chen et autres (1996). Quant au niveau de suffisance de revenu, il est établi en fonction des seuils de faible revenu de Statistique Canada⁴. Aux fins de l'analyse, quatre catégories sont distinguées : 1) aucune

4. Un ménage est considéré comme disposant d'un revenu insuffisant si son revenu annuel brut provenant de toutes sources dans l'année précédant l'enquête se situe sous le seuil de faible revenu (avant impôt) défini par Statistique Canada selon sa taille d'unité familiale et la taille de sa région de résidence (pour plus de détails, voir le numéro 2 du présent volume).

période d'insuffisance de revenu, 2) insuffisance de revenu à un volet, 3) insuffisance de revenu à deux volets, 4) insuffisance de revenu aux trois volets de l'ÉLDEQ, c'est-à-dire depuis la naissance de l'enfant. Une variable tenant compte à la fois du caractère consensuel ou légal de l'union et de la composition de la famille, soit la présence ou non au sein du ménage d'enfants issus d'une union antérieure des parents, a

également été prise en compte. Cette variable se divise en quatre catégories : 1) famille biparentale intacte – couple marié, 2) famille recomposée – couple marié, 3) famille biparentale intacte – couple en union libre, 4) famille recomposée – couple en union libre.

Tableau 3.2

Certaines caractéristiques sociodémographiques des parents biologiques vivant ensemble alors que l'enfant cible est âgé d'environ 29 mois¹, Québec, 2000

	Mères	Pères
	<u>M</u>	
Âge à la formation de l'union actuelle	23,9	26,6
	%	
Niveau de scolarité		
Diplôme d'études secondaires ou moins	24,1	28,1
Études postsecondaires (sauf université)	42,1	41,3
Études universitaires	33,8	30,6
Statut d'immigrant		
Non-immigrant(e)	85,6	84,5
Immigrant(e) européen(ne)	3,3 *	3,2 *
Immigrant(e) non européen(ne)	11,1	12,3
	Mères/Pères	
	<u>M</u>	
Durée de l'union actuelle (en années)	7,9	
	%	
Union(s) antérieure(s)		
Pas d'union antérieure pour aucun des parents	63,3	
Au moins une union antérieure chez l'un ou l'autre parent	23,5	
Au moins une union antérieure pour chacun des parents	13,2	
Nombre d'enfants vivant dans le ménage		
1	29,0	
2	48,8	
3	16,3	
4	4,3	
5 ou plus	1,6 *	
Niveau de suffisance du revenu du ménage		
Revenu suffisant aux trois volets	77,2	
Revenu insuffisant à un volet	8,4	
Revenu insuffisant à deux volets	4,5	
Revenu insuffisant aux trois volets	9,9	
Type de famille et type d'union des parents		
Famille intacte – couple marié	50,9	
Famille intacte – couple en union libre	39,5	
Famille recomposée – couple marié	2,8 *	
Famille recomposée – couple en union libre	6,8	

1. Parents biologiques ayant toujours vécu ensemble depuis la naissance de l'enfant.

* Coefficient de variation entre 15 % et 25 %; interpréter avec prudence.

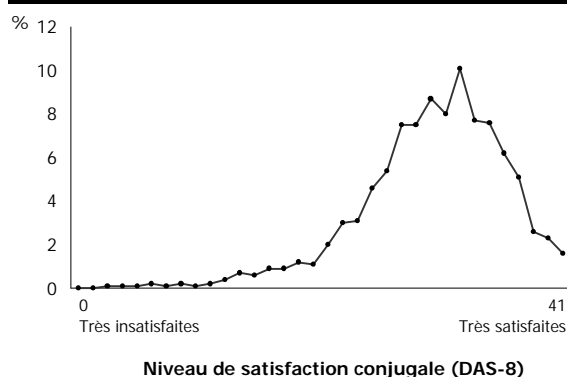
Source : Institut de la statistique du Québec, ELDEQ 1998-2002.

En ce qui concerne les caractéristiques psychologiques des parents, on s'intéresse aux épisodes dépressifs déjà vécus par les parents. Il s'agit de savoir si le parent s'est déjà senti triste ou déprimé pendant une période de deux semaines ou plus au cours de sa vie. La satisfaction face au travail actuel est mesurée à l'aide de quatre catégories : 1) sans emploi, 2) satisfait de son travail, 3) évaluation neutre de son travail, 4) insatisfait de son travail. Finalement, on a cherché à déterminer s'il existe un lien entre le degré de satisfaction conjugale et la présence de traits antisociaux à l'âge adulte. Cette variable a été construite à partir de l'information recueillie au premier volet de l'enquête alors que l'enfant était âgé d'environ 5 mois. Elle comprend trois catégories : 1) absence de traits antisociaux à l'âge adulte, 2) présence d'un trait antisocial à l'âge adulte, 3) présence de deux à quatre traits antisociaux à l'âge adulte. Les comportements mesurés sont, pour les mères : Après avoir quitté l'école ou fini vos études, avez-vous déjà été arrêtée pour des infractions autres que celles du code de la route? Avez-vous déjà été dans le trouble à votre travail, avec la police ou avec votre famille, ou avez-vous eu un accident de la route à cause de la drogue ou de l'alcool? Avez-vous été congédiées de votre travail (sauf en raison d'un manque de travail)? Avez-vous déjà frappé votre conjoint ou lui avez-vous déjà lancé des objets? Pour les pères, les deux premières questions ont également été posées. Cependant, contrairement aux deux dernières s'adressant aux mères, on a plutôt voulu savoir si, après avoir quitté l'école ou fini leurs études, ils avaient été congédiés de leur travail *plus d'une fois* et s'ils avaient plus d'une fois été impliqués dans des bagarres ou attaqué ou blessé quelqu'un (Zoccolillo, 2000).

4. Résultats

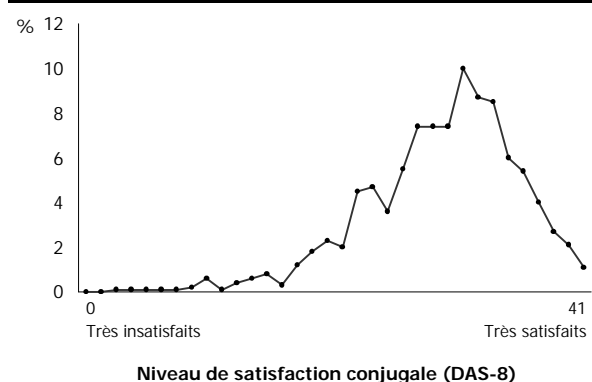
Les figures 4.1 et 4.2 présentent la distribution des scores de satisfaction conjugale chez les mères et chez les pères. Comme on peut le voir, ceux-ci se distribuent selon une courbe asymétrique positive signifiant qu'une majorité de parents se décrivent comme plutôt satisfaits de leur union. Ainsi, la moyenne chez les mères s'élève à 32,1 (e-t = 5,0), alors qu'elle se situe à 31,6 (e-t = 5,1) chez les pères.

Figure 4.1
Répartition des mères¹ selon leur niveau de satisfaction conjugale alors que l'enfant cible est âgé d'environ 29 mois, Québec, 2000



1. Mères biologiques ayant toujours vécu avec le père depuis la naissance de l'enfant.
Source : Institut de la statistique du Québec, *ÉLDEQ 1998-2002*.

Figure 4.2
Répartition des pères¹ selon leur niveau de satisfaction conjugale alors que l'enfant cible est âgé d'environ 29 mois, Québec, 2000



1. Pères biologiques ayant toujours vécu avec la mère depuis la naissance de l'enfant.
Source : Institut de la statistique du Québec, *ÉLDEQ 1998-2002*.

Comme déjà mentionné, afin de calculer la prévalence de la détresse conjugale chez les parents, on a transposé au DAS-8 (soit un score < 28) le point de rupture généralement accepté pour le DAS (soit un score < 105). Ainsi, 15 % des mères obtiennent une cote inférieure à 28 comparativement à 20 % des pères. Le pourcentage de couples où l'un des parents, ou les deux, rapportent une détresse conjugale s'établit à 27 % (données non présentées).

Afin d'identifier les principaux facteurs associés à la satisfaction conjugale des parents, deux séries d'analyses de régression ont été menées : une pour les mères et une pour les pères. Ces analyses de régression ont permis d'entrer systématiquement l'ensemble des blocs de variables déjà présentés ainsi que le degré de bonheur conjugal évalué lorsque l'enfant cible avait 17 mois⁵. Bien que cette variable soit limitée sur le plan métrologique (soit un seul item), son inclusion permet un contrôle indirect du degré de satisfaction conjugale initiale des parents et une évaluation plus juste de la contribution des autres facteurs au changement relatif dans la satisfaction conjugale. En effet, dans la mesure où cette évaluation initiale peut être considérée comme une mesure analogue à l'indice de satisfaction conjugale, la prise en compte de cette mesure permet d'apprécier la contribution des autres facteurs au changement relatif dans la satisfaction conjugale au cours de la dernière année, soit entre le moment où l'enfant avait 17 mois et celui où il a 29 mois. Il s'agit donc d'une évaluation plus circonscrite dans le temps, qui se centre sur le changement relatif de la satisfaction conjugale plutôt que sur une mesure du niveau de base. Enfin, les facteurs de vulnérabilité du partenaire ont été ajoutés. C'est donc dire que lorsque l'analyse traite du degré de satisfaction conjugale de la mère, les facteurs de vulnérabilité du père sont aussi pris en compte tandis que lors de l'analyse de la satisfaction conjugale du père, les facteurs de vulnérabilité de la mère sont considérés.

5. Cette variable a été mesurée à l'aide d'un seul item soit l'item 31 de la version originale du DAS (également retenu dans le DAS-8).

En ce qui concerne les variables catégorielles, seules celles pour lesquelles le coefficient global de régression est significatif au seuil de 0,05 ont été retenues dans le modèle final. Ces modèles sont présentés aux tableaux 4.1 et 4.2

Tableau 4.1

Facteurs associés à la satisfaction conjugale chez les mères¹ alors que l'enfant est âgé d'environ 29 mois (modèle final de régression), Québec, 2000

Variable	Catégorie ²	Coefficient (β)	Erreur-type
Intercept		24,30 ^{†††}	1,09
Degré de bonheur conjugal rapporté lorsque l'enfant a 17 mois		2,03 ^{†††}	0,14
Union antérieure chez les parents (Aucune union antérieure chez les deux parents)	Au moins une union antérieure chez l'un des parents	- 0,77 [†]	0,33
	Au moins une union antérieure chez les deux	- 0,12	0,47
Âge de la mère au début de l'union S'est déjà sentie triste ou déprimée pendant une période de 2 semaines ou plus (Non)	Oui	- 0,08 [†]	0,04
Nombre de symptômes antisociaux à l'âge adulte (mère) (Aucun symptôme)	1 symptôme	- 1,22 ^{†††}	0,34
	2 à 4 symptômes	- 1,12 [†]	0,45
		- 4,54 ^{††}	1,74

[†] p < 0,05; ^{††} p < 0,01; ^{†††} p < 0,001

1. Mères biologiques ayant toujours vécu avec le père depuis la naissance de l'enfant.

2. La catégorie de référence est inscrite entre parenthèses.

Source : Institut de la statistique du Québec, *ELDEQ 1998-2002*.

Tableau 4.2

Facteurs associés à la satisfaction conjugale chez les pères¹ alors que l'enfant est âgé d'environ 29 mois (modèle final de régression), Québec, 2000

Variable	Catégorie ²	Coefficient (β)	Erreur-type
Intercept		22,66 ^{†††}	0,84
Degré de bonheur conjugal rapporté lorsque l'enfant a 17 mois		1,87 ^{†††}	0,15
S'est déjà senti triste ou déprimé pendant une période de 2 semaines ou plus (père) (Non)	Oui	- 1,31 ^{††}	0,40
S'est déjà senti triste ou déprimé pendant une période de 2 semaines ou plus (mère) (Non)	Oui	- 1,30 ^{†††}	0,35
Nombre de symptômes antisociaux à l'âge adulte (mère) (Aucun symptôme)	1 symptôme	- 1,60 ^{†††}	0,47
	2 à 4 symptômes	- 1,27	1,07

^{††} p < 0,01; ^{†††} p < 0,001

1. Pères biologiques ayant toujours vécu avec la mère depuis la naissance de l'enfant.

2. La catégorie de référence est inscrite entre parenthèses.

Source : Institut de la statistique du Québec, *ELDEQ 1998-2002*.

Chez les mères, le modèle final explique 27 % de la variance des scores de satisfaction conjugale. Cependant, un nombre limité de variables ont des contributions uniques. D'entrée de jeu, l'évaluation du degré de bonheur conjugal mesuré lorsque l'enfant a 17 mois est associée positivement au niveau de satisfaction conjugale. Plus la mère évalue positivement son degré de bonheur dans le couple lorsque l'enfant a 17 mois, plus elle rapporte être satisfaite de sa relation de couple un an plus tard (tableau 4.1). Par contre, ni le statut d'immigrant ni le niveau d'éducation de la mère ne sont significativement associées à la satisfaction conjugale au-delà de l'évaluation initiale lorsque l'enfant a 17 mois.

On remarque par ailleurs au tableau 4.1 que les mères vivant au sein d'un couple où l'un des conjoints a déjà fait l'expérience d'une autre union se déclarent moins satisfaites de leur vie conjugale que celles dont les deux conjoints en sont à leur première expérience⁶. Aucune différence n'est toutefois observée entre les mères vivant au sein d'un couple où les deux partenaires ont un passé conjugal et celles où les deux conjoints en sont à leur première union.

Pour ce qui est du quatrième groupe de variables, les caractéristiques sociodémographiques spécifiques à l'union actuelle, l'analyse fait ressortir que parmi l'ensemble des caractéristiques considérées, seul l'âge de la mère lors de la formation de l'union est significativement relié au niveau de satisfaction conjugale rapporté par celles-ci, et ce, en tenant compte des autres facteurs. Ainsi, plus les mères sont âgées lors de la formation de l'union, moins elles affichent un niveau de satisfaction conjugale élevé. C'est donc dire que toutes les autres variables reliées à l'union actuelle telles que la durée de l'union, le niveau de suffisance de revenu de la famille, la taille de la fratrie ou le type de famille/d'union ne sont pas significativement liées à la satisfaction conjugale des mères au-delà des facteurs considérés.

L'inclusion des facteurs de vulnérabilité révèle par ailleurs que les mères rapportant avoir déjà eu des symptômes dépressifs au cours de leur vie et celles

présentant des comportements antisociaux sont moins satisfaites de leur relation de couple. Par contre, la satisfaction au travail ne ressort pas comme étant significativement associée à l'évaluation de la relation de couple. Il en va de même des facteurs psychologiques du père, aucun de ceux-ci n'étant lié au niveau de satisfaction conjugale de la mère une fois les autres facteurs pris en compte.

Chez les pères, le modèle final explique 25 % de la variance des scores de satisfaction conjugale et comme chez les mères, un nombre limité de variables ont des contributions uniques. Ainsi, comme pour les mères, le degré de bonheur conjugal mesuré lorsque l'enfant a 17 mois est associé de façon positive au niveau de satisfaction conjugale⁷. Pour ce qui est des attributs sociodémographiques propres au père, le deuxième groupe de variables, ni le statut d'immigrant ni le niveau d'éducation ne sont significativement associés au niveau de satisfaction conjugale des pères au-delà de l'évaluation initiale lorsque l'enfant a 17 mois. Contrairement aux mères, l'existence d'une union antérieure chez l'un des conjoints de même que l'âge au début de l'union ne s'avèrent pas liés à l'évaluation que font les pères de leur relation de couple au-delà des autres facteurs pris en compte. L'inclusion des facteurs de vulnérabilité révèle que les pères rapportant avoir vécu des symptômes dépressifs au cours de leur vie se disent moins satisfaits de leur relation. Enfin, il semble que la présence de symptômes dépressifs ou de certains comportements antisociaux chez les mères soit inversement reliée à la satisfaction conjugale du père alors que l'enfant est âgé d'environ 2 ½ ans.

6. Il importe de mentionner ici que cette variable a été retenue dans le modèle final même si son seuil global de signification dépasse légèrement le seuil de signification retenu ($p = 0,054$).

7. Le taux de non-réponse partielle élevé pour la variable « degré de bonheur conjugal » évaluée auprès des pères lorsque l'enfant était âgé d'environ 17 mois (21 %) doit être souligné ici. En effet, les non-répondants se distinguent des répondants par une proportion moins élevée de pères travaillant, ce qui peut entraîner un certain biais dans les paramètres estimés. Par ailleurs, il semble y avoir un problème de multicollinéarité entre la satisfaction vis-à-vis du travail actuel (volet 2000) et le niveau de suffisance du revenu conduisant à une instabilité dans l'estimation des paramètres. Par exemple, lorsque l'on considère ces deux variables dans le modèle, certaines interprétations vont à l'encontre des résultats attendus : les gens ayant eu une insuffisance de revenu aux trois temps font une évaluation plus favorable de leur relation de couple. Lorsque l'on enlève le revenu du modèle, le niveau de satisfaction face à l'emploi qui était associé de façon significative au degré de satisfaction conjugale rapporté par les pères ne l'est plus. Pour ces raisons, ces deux variables ont été exclues du modèle final.

5. Conclusion

Bien que les estimations usuelles d'insatisfaction conjugale tirées des enquêtes sociosanitaires oscillent entre 10 % et 15 %, l'administration d'un instrument de mesure standardisé de la satisfaction conjugale à une population de parents d'un jeune enfant conduit à des prévalences de détresse conjugale oscillant entre 15 % et 20 %. Ces taux grimpent à plus de 25 % lorsque les analyses tiennent compte de l'expérience des deux parents. C'est donc dire que plus du quart des familles visées par la présente analyse sont probablement affectées par des difficultés conjugales importantes. Or, on peut penser que la prévalence de détresse conjugale est plus élevée au sein des couples ayant de jeunes enfants.

Il est à noter que la population visée par ces analyses ne comprend que les parents biologiques de l'enfant cible vivant ensemble depuis sa naissance. L'exclusion des couples instables, c'est-à-dire ceux qui se sont déjà séparés depuis la naissance de l'enfant cible, conduit sûrement à infléchir les estimations de détresse conjugale. En effet, les conjoints décident habituellement de rompre parce qu'ils éprouvent d'intenses sentiments de détresse conjugale. Plusieurs chercheurs ont d'ailleurs déjà démontré que la détresse conjugale constitue le prédicteur le plus robuste de la dissolution d'union (Karney et Bradbury, 1995).

Il faut aussi rappeler que le DAS-8 est un questionnaire fondé sur la déclaration des parents et qu'il existe une relation négative faible, mais significative, entre la détresse conjugale, la tendance à projeter une image favorable de sa situation et la propension à nier ses propres difficultés. Ainsi, il n'est pas rare d'observer, en contexte clinique, des conjoints qui, bien que ne se déclarant pas au départ en détresse, éprouvent de sérieuses difficultés de couple (Jacobson et Christensen, 1996)

Les efforts les plus récents de modélisation des trajectoires de vie de couple indiquent aussi clairement qu'au fil du temps, le niveau de satisfaction conjugale baisse selon une fonction monotone. Cette conclusion provient d'études menées auprès d'échantillons de couples de grande taille suivis sur des périodes allant jusqu'à 17 ans

(Bradbury, 1998; VanLaningham et autres, 2001). On peut donc penser que les taux de détresse conjugale observés chez les couples progresseront avec le temps et qu'un certain nombre d'entre eux mettront un terme à leur union.

En ce qui concerne les facteurs associés à l'évaluation de la relation de couple par les parents, l'analyse souligne l'importance des facteurs de vulnérabilité de chacun des conjoints. En effet, très peu de variables sociodémographiques ressortent de façon significative, à l'exception de l'âge au moment de la formation de l'union et du passé conjugal des parents, pour les mères. Deux facteurs de vulnérabilité retenus, les symptômes dépressifs et les comportements antisociaux antérieurs, possiblement liés à des caractéristiques psychologiques, viennent également rendre compte de l'évolution relative du niveau de satisfaction conjugale des parents (soit au-delà de la satisfaction exprimée lorsque l'enfant avait environ 17 mois).

Plus précisément, les résultats obtenus révèlent le caractère central de la symptomatologie dépressive dans la compréhension de la satisfaction conjugale, et ce, tant pour les pères que les mères. Ces résultats sont conformes à ceux notés par l'ensemble de la communauté scientifique souvent à l'aide d'échantillons de petite taille et de nature plus hétérogène (Whisman, 2001). Dans la présente analyse, ce résultat conserve toute sa force même lorsque le modèle comprend une variété de variables sociodémographiques pertinentes.

Par ailleurs, les comportements antisociaux présentent un facteur de différenciation sexuelle. L'association négative entre les comportements antisociaux de la mère et la satisfaction conjugale de la mère et du père pourrait s'expliquer par le rôle affectif important que la mère joue au sein de la relation. En effet, la mère est souvent appelée à jouer un rôle central dans l'établissement et le maintien d'un climat affectif harmonieux, paisible et sécurisant au sein de son couple et de sa famille. Ainsi, la présence de traits antisociaux chez les mères pourrait nuire à l'harmonie conjugale ou familiale désirée. Enfin, il semble que comparativement aux mères, les

pères tiennent davantage compte des caractéristiques de leur conjointe pour fonder leur évaluation de leur niveau de satisfaction conjugale. Est-ce que les pères sont plus ouverts, plus en mesure d'intégrer différentes composantes de soi et de l'autre ou est-ce qu'il s'agit plutôt d'une difficulté de leur part à se faire confiance dans leur évaluation et ainsi se référer à leur conjointe qui servira de baromètre de la relation? À l'inverse, les mères pourraient faire preuve d'une plus grande capacité d'auto-observation ou être plus centrées sur elles-mêmes pour déterminer leur niveau de bien-être. On soulignera ici que, contrairement aux attentes, la satisfaction au travail ne semble pas significativement liée à l'évaluation que font les pères ou les mères de leur relation de couple alors que l'enfant est âgé d'environ 2 ½ ans, une fois les autres facteurs considérés.

En terminant, l'analyse des facteurs associés à la satisfaction conjugale montre que les variables retenues expliquent autour de 25 % de la variance du niveau de satisfaction conjugale des parents. Ces résultats se comparent généralement bien à ceux obtenus par d'autres groupes de chercheurs (Bradbury et autres, 2000). En fait, ces taux oscillent habituellement entre 25 % et 50 %. Il faut cependant préciser que divers prédicteurs robustes tels le style d'attachement, les stratégies d'adaptation et le répertoire comportemental des parents ne sont pas évalués dans le cadre de la présente étude. De plus, comme indiqué précédemment, l'entrée forcée des estimations initiales de bonheur conjugal (obtenues lorsque l'enfant a 17 mois) dans l'équation de régression diminue aussi la variance disponible pour les facteurs sociodémographiques et psychologiques.

En bref, les résultats présentés montrent qu'une proportion significative de parents vivent des problèmes de couple. Les difficultés ressenties par les conjoints ne doivent pas être ignorées puisque la relation entre la détresse conjugale, la dissolution de l'union et divers problèmes de santé – physique et mentale – des conjoints, et des enfants vivant au sein de ces familles, est bien établie. Diverses recherches menées au Québec ont déjà démontré que les mésententes conjugales et la dissolution d'union entretiennent un rapport de causalité réciproque avec différents problèmes d'adaptation : absentéisme au travail, abus sexuel des enfants, alcoolisme, dépression, comportements parentaux coercitifs,

conduites suicidaires, troubles anxieux, troubles de l'alimentation, etc. (voir par exemple, Bouchard et autres, 1998; Lussier et autres, 1997). Les données américaines conduisent à cette même conclusion (Fincham et Beach, 1999).

L'administration systématique du DAS-8 constitue en définitive une méthode peu coûteuse pour identifier rapidement les couples en difficulté. À plus grande échelle, l'application de cette méthode de détection précoce permettrait d'obtenir des estimations populationnelles utiles pour les concepteurs et les administrateurs de programmes sociaux afin d'orienter le travail des intervenants œuvrant auprès d'enfants et de familles. En effet, en l'absence de données fiables sur les difficultés conjugales, la prévention et le traitement des problèmes de couple ne constituent que très rarement des cibles d'action prioritaires dans les CLSC et les Centres jeunesse. Les données des prochains volets de l'ÉLDEQ permettront de tracer un portrait des trajectoires évolutives de la satisfaction conjugale et de mettre ces courbes en relation avec les problèmes de développement des enfants québécois d'âge préscolaire.

En
2002...
J'aurai 5 ans !

1. Introduction

Au cours de l'année 2000, les enfants visés par l'ÉLDEQ ont atteint l'âge d'environ 2 ½ ans : la très grande majorité d'entre eux (91 %) sont nés entourés de leurs deux parents, mais déjà un sur neuf (11 %) parmi ceux-là les a vus se séparer. Lorsqu'on ajoute les enfants qui sont nés d'une mère seule, cela porte à 19 % la fraction des enfants qui ont vécu en famille monoparentale avant l'âge de 2 ½ ans. Ces enfants ont ainsi perdu très tôt la coexistence quotidienne avec un de leurs parents, leur père dans la très grande majorité des cas¹, et on peut penser que cette précocité dans les soubresauts de leur trajectoire familiale ne sera pas sans effet sur leurs conditions de vie et leur développement. Il est évidemment trop tôt pour mesurer, s'il en est, les conséquences à long terme des séparations parentales précoces, mais on peut déjà dégager certaines caractéristiques de l'environnement familial de ces enfants qui les ont sans équivoque mis plus à risque de voir leur cellule familiale se transformer, alors qu'ils commencent à peine à balbutier leurs premiers mots. L'analyse présentée ici confirme la prévision avancée lors d'un premier travail, alors que les enfants n'étaient âgés que de 5 mois :

« [...] on peut sans grand danger penser que les enfants du Québec, qui sont nés en majorité de parents non mariés, et qui se sont intégrés dans des trajectoires conjugales et parentales souvent déjà complexes, sont plus susceptibles de vivre *dans des proportions inégales et à un âge de plus en plus précoce* des modifications de leur environnement familial. » (Marcil-Gratton et Juby, 2000)

On avait alors identifié, parmi les composantes nouvelles de la vie familiale d'aujourd'hui, celles qui semblaient les plus susceptibles de conduire à des vies familiales mouvementées pour les enfants. Ces intuitions ont été en partie confirmées par ce qu'ont révélé des recherches menées auprès de l'échantillon de *l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et*

les jeunes (ELNEJ)² (Juby et autres, 2001; Marcil-Gratton, 1998). On poursuit ici l'analyse en mettant l'accent sur la *précocité* des séparations parentales du point de vue des enfants, la précocité étant définie comme la probabilité de vivre la rupture de ses parents avant l'âge d'environ 2 ½ ans. On s'intéressera particulièrement à l'effet de trois variables déjà identifiées comme très pertinentes :

- l'existence d'un passé conjugal de la mère et du père, soit l'existence ou non d'unions antérieures à celle dont l'enfant est né;
- l'existence d'un passé parental de la mère et du père, en distinguant le fait que les enfants nés avant l'union actuelle vivent ou non dans le ménage au moment de la naissance de l'enfant cible. Le passé conjugal, mais encore plus le passé parental, sont apparus comme des variables significatives dans la probabilité pour un enfant de vivre la séparation de ses parents (Juby et autres, 2001);
- la nature de l'union qui liait les parents au moment de la naissance de l'enfant cible : mariage « direct », les parents n'ayant pas vécu ensemble avant de se marier; mariage précédé d'une période où les parents avaient vécu en union libre; union libre, les parents vivant ensemble sans être mariés au moment de la naissance de l'enfant.

L'importance de ce dernier facteur demeure fondamentale. Selon les données de l'ÉLDEQ, 53 % des enfants dont les parents vivaient ensemble à leur naissance sont nés dans le cadre d'une union libre³. Or, à 2 ½ ans, la fraction d'enfants ayant connu la rupture de leurs parents (tableau 1.1) varie déjà de façon importante, selon qu'ils sont nés dans le cadre d'un mariage direct (3,4 %), d'un mariage précédé d'une union libre (7 %) ou d'une union libre (16 %).

1. Selon les données de l'ELNEJ (Cycle 1), 85 % des enfants québécois âgés de moins de 12 ans demeurent avec leur mère après la séparation des parents (Marcil-Gratton et Le Bourdais, 1999).

2. L'ELNEJ est une enquête menée par Statistique Canada et Développement des ressources humaines Canada, auprès de 22 831 enfants âgés de 0 à 11 ans au premier cycle (1994-1995), et dont l'ÉLDEQ a repris plusieurs des instruments de mesure.

3. Au Québec, 56,1 % de l'ensemble des naissances au Québec en 1998 se sont classées « hors mariage », c'est-à-dire qu'elles sont issues d'une union libre ou d'une mère ne vivant pas en couple (Duchesne, 2001).

Tableau 1.1

Parmi les enfants âgés d'environ 29 mois dont les parents vivaient ensemble à leur naissance, pourcentage dont les parents se sont séparés, selon la nature de l'union, Québec, 1998 et 2000

Nature de l'union des parents	Les parents se sont séparés depuis la naissance	
	%	n
Mariage direct (sans union libre avant)	3,4 **	352
Mariage précédé d'une union libre	6,8 *	509
Union libre	15,7	955
Ensemble	10,8	1 816
χ^2	p < 0,001	

* Coefficient de variation entre 15 % et 25 %; interpréter avec prudence.

** Coefficient de variation supérieur à 25 %; estimation imprécise fournie à titre indicatif seulement.

Source : Institut de la statistique du Québec, *ÉLDEQ 1998-2002*.

Ce premier résultat confirme l'intérêt de pousser plus à fond l'analyse des facteurs sociodémographiques liés aux séparations précoces. Aux variables démographiques déjà identifiées, seront ajoutés à l'analyse l'âge des parents à la naissance de l'enfant, la durée de l'union et le rang de naissance de l'enfant. La recherche de déterminants s'étendra ensuite à plusieurs variables liées au statut socioéconomique, lesquelles permettront de cibler, s'il en est, les caractéristiques des parents plus susceptibles de rompre leur union de façon précoce après la naissance de l'enfant cible. Ce premier examen tentera de cerner l'effet du niveau d'éducation des parents, de la religion, du lieu de naissance, de la langue maternelle, du statut d'emploi et du niveau de revenu du ménage. Dans le cadre de cette première analyse, les variables de nature plus psychologique disponibles dans l'ÉLDEQ, telles que le fonctionnement familial, l'évaluation de la relation de couple ou la façon d'exercer son rôle de parent, seront exclues. On se limitera, pour l'instant, à départager l'impact des variables sociodémographiques, lesquelles demeurent par ailleurs plus près de nos compétences.

1.1 Les déterminants des ruptures précoces dans la littérature

Les auteurs qui se sont intéressés à la précocité des ruptures d'union adoptent pour la plupart la perspective du couple. On cherchera à identifier ce qui, dans l'histoire conjugale des conjoints, leurs traits de personnalité ou leurs caractéristiques socio-économiques, les rend plus susceptibles de vivre une rupture et ce qui détermine le fait que la rupture se produise plus tôt ou plus tard dans l'union. De telles

études existent depuis longtemps, en particulier aux États-Unis, où le phénomène du divorce est répandu depuis déjà quelques décennies. Ainsi, Bumpass et Sweet (1972) ont identifié à partir des données de la « *National Fertility Survey* » de 1970 certains des déterminants sociodémographiques de la propension au divorce que l'on peut encore trouver aujourd'hui : l'âge précoce au mariage et les écarts d'âge entre conjoints, les conceptions pré-nuptiales, le fait que le mari ait déjà été marié avec une autre partenaire, le fait pour les conjoints d'avoir connu la séparation de leurs parents au cours de l'enfance, les écarts de niveau d'éducation entre les époux et l'hétérogamie religieuse.

Dans des études plus récentes, le moment où le divorce ou la séparation se produit est pris en considération, avec le recours à des techniques d'analyse désormais plus sophistiquées : ainsi, des auteurs comme Chan et Heaton (1989) et Haskey (1987) ont pu associer le jeune âge au mariage et les conceptions pré-nuptiales non seulement à la fréquence des divorces, mais aussi à leur précocité. Ces associations ont également été établies avec des données canadiennes (Desrosiers et Le Bourdais, 1991). D'autres auteurs sont venus confirmer l'impact significatif de ces variables, après avoir contrôlé l'effet du statut socioéconomique des conjoints (Haskey, 1987) ou celui de l'occupation d'un emploi rémunéré à l'extérieur du foyer par l'épouse (Corley et Woods, 1991).

La montée des unions libres, d'abord comme mode d'entrée dans la vie conjugale, puis comme cadre de formation des familles, a amené les chercheurs à élargir leur objet d'analyse pour inclure ce type d'union. Ces études ont montré que les unions libres

sont nettement plus instables que les mariages (Balakrishnan et autres, 1993; Le Bourdais et Marcil-Gratton, 1996) et que le mode d'entrée dans la vie conjugale exerce un effet très net sur les risques de séparation des conjoints; ainsi, les cohabitants épousant leur partenaire sont toujours plus susceptibles de vivre une rupture que ceux qui se sont mariés directement (De Maris et Rao, 1992; Hall et Zhao, 1995). Par ailleurs, l'histoire conjugale passée influencerait également le devenir des unions, les remariages étant, par exemple, plus fragiles que les premiers mariages (Martin et Bumpass, 1989).

Une part considérable des études portant sur la précocité des ruptures d'unions dans la vie de couple vient de l'impressionnant corpus des analyses de nature psychologique. On y examine non pas ce qui détermine le fait qu'un enfant vivra ou non de façon précoce la séparation de ses parents, mais plutôt l'impact de l'arrivée d'un enfant sur la relation de couple de ses parents. La plupart de ces études semblent suggérer un effet délétère de la grossesse et de la naissance d'un enfant sur la relation de couple (Belsky, 1985; Kurdek, 1991; Wilkinson, 1995), lequel ne mènera pas nécessairement à la séparation des parents. En fait, les études démographiques montrent plutôt que l'arrivée d'un enfant au sein de l'union tend à réduire les risques de séparation, une fois exclues les conceptions hors union liées. La naissance d'un enfant exercerait un effet « protecteur », aussi bien chez les couples mariés et cohabitants (Lillard et Waite, 1993; Wu, 1995) que chez ceux qui en sont à leur second mariage (Wineberg, 1992) ou qui vivent en famille recomposée (Desrosiers et autres, 1995). Par contre, la présence d'enfants issus d'une union antérieure tendrait à accroître l'instabilité des unions, mais l'effet varierait selon l'âge des enfants et la structure de la famille recomposée (Desrosiers et autres, 1995; Wineberg, 1992).

Plusieurs travaux ont examiné l'effet de diverses caractéristiques socioéconomiques et culturelles, telles la scolarité, la participation à l'emploi, la religion ou la langue, sur les risques de séparation, mais ces travaux arrivent à des résultats mitigés (Bumpass et autres, 1991; Le Bourdais et autres, 2000). L'absence de consensus dans la littérature tient peut-être au fait que l'impact de ces variables a changé au fil du temps. De plus, ces changements ont touché

différemment les hommes et les femmes, alors que, parallèlement, le profil des communautés culturelles se modifiait. Par exemple, au cours des vingt dernières années, les femmes très scolarisées ont vu leurs chances de connaître une séparation diminuer face à leurs consœurs moins scolarisées (Hoem, 1997); on n'observe pas cependant d'évolution aussi claire chez les hommes (Neill et Le Bourdais, 1999). Cela pourrait être attribuable, comme le note Oppenheimer (1994), à la précarisation de l'emploi qui a frappé plus durement les hommes que les femmes et qui fait que le maintien des femmes en emploi et l'accès à un bon revenu sont dorénavant devenus gages de stabilité des familles.

La majorité des études citées adoptent un point de vue différent de celui choisi ici : elles s'intéressent à l'ensemble des unions, alors que tous les couples de l'ÉLDEQ sont par définition des parents. Des études récentes ont analysé les séparations à partir du moment de la naissance du premier enfant dans la famille; ces travaux ont montré que les facteurs associés à l'instabilité des familles sont généralement les mêmes que ceux liés à l'instabilité conjugale (Bumpass et Lu, 2000; Le Bourdais et autres, 2000). Il y a donc tout lieu de penser que ces facteurs permettront de distinguer les familles qui rompent rapidement de celles qui survivent : c'est là l'objectif central des analyses qui suivent.

Par ailleurs, la littérature est abondante pour qui s'intéresse aux effets sur les enfants d'avoir connu la séparation de leurs parents (pour ne citer que quelques auteurs : Amato 1993 et 2000; Cherlin et autres, 1991; Cloutier, 1997; Hetherington et autres, 1985; Wallerstein et Kelly, 1980). Beaucoup plus rarement étudie-t-on les effets de la précocité des ruptures d'unions dans la vie des très jeunes enfants. Quand on considère l'âge de l'enfant à la séparation, les critères utilisés pour définir le caractère précoce sont assez flous et la plupart du temps définis de façon très large : on mesurera, par exemple, ce qui distingue les enfants qui ont vécu la séparation de leurs parents avant l'âge de 16 ou 20 ans. Et les résultats varieront beaucoup : certains illustreront le caractère néfaste des séparations vécues alors que l'enfant est assez jeune (Allison et Furstenberg, 1989; Emery, 1988; Wallerstein et Kelly, 1980); d'autres au contraire démontreront que

l'adolescence est la période la plus risquée en termes d'impacts négatifs de la séparation sur le développement des jeunes adultes (Chase-Lansdale et autres, 1995; Fergusson et autres, 1994). Une étude récente (Woodward et autres, 2000) a adopté une perspective qui se rapproche davantage de celle retenue ici : on y a suivi une cohorte de 1 265 enfants nés en 1977 de la naissance jusqu'à l'âge de 16 ans, afin de mesurer l'effet du moment où se produit la séparation parentale sur le degré d'attachement entre les parents et les enfants quand ceux-ci atteignent l'âge de 16 ans. Les auteurs ont trouvé non seulement une association entre le fait d'avoir connu la séparation des parents et un faible niveau d'attachement parental, mais aussi avec la précocité de la rupture dans la vie des enfants. Plus les enfants étaient jeunes au moment de la séparation des parents, plus ils étaient susceptibles de faire preuve d'un niveau faible d'attachement parental à l'adolescence. Ce n'est là qu'une étude portant sur un aspect du développement des enfants. Mais c'est là le genre d'études qui pourront être réalisées avec les données de l'ÉLDEQ.

entre ces variables pourront être établis de façon beaucoup plus robuste que dans la plupart des recherches ponctuelles.

Pour étudier ce phénomène de la précocité des séparations parentales dans la vie des enfants, l'ÉLDEQ présente un triple avantage :

- grâce à la nature détaillée des informations recueillies sur l'histoire conjugale et parentale des deux parents, on peut mesurer exactement à quel âge l'enfant est soumis à des transformations de son environnement familial, à la suite des transitions conjugales vécues par sa mère et son père;
- l'ÉLDEQ recueille à la fois les données pertinentes sur les trajectoires familiales des parents *avant* et *depuis* la naissance de l'enfant, ce qui permet d'élargir la recherche des déterminants en amont des événements qui se sont produits depuis que l'enfant est né;
- enfin, l'ÉLDEQ recueille de façon prospective divers indicateurs de développement de l'enfant de même que les modifications de son environnement familial à la suite de la rupture de ses parents, telles la présence d'un nouveau conjoint dans la vie de sa mère ou de son père, l'arrivée dans le ménage d'enfants issus d'une union antérieure de ce nouveau conjoint, ou encore la naissance d'un demi-frère ou d'une demi-sœur. Ainsi, les liens

2. L'échantillon retenu

La présente analyse porte sur 1 819⁴ enfants biologiques dont les parents vivaient ensemble au moment de leur naissance et pour lesquels la collecte d'information sur l'histoire familiale effectuée aux premier (1998) et troisième volets (2000) de l'ÉLDEQ a été complétée.

Sont donc exclus :

- les enfants dont les parents n'ont jamais vécu ensemble (n = 70);
- les enfants dont les parents ont vécu ensemble seulement *avant* leur naissance (n = 41);
- les enfants dont les parents vivaient séparément lors de la naissance, mais qui ont vécu ensemble *après* la naissance (n = 64)⁵;
- les enfants dont on ignore si les parents vivaient ensemble ou non à leur naissance (n = 3).

Sur les 1 819 enfants retenus, on en compte 196 dont les parents biologiques se sont séparés avant le troisième volet de l'ÉLDEQ (2000). Ils forment le contingent des enfants considérés, pour les fins de cette analyse, comme ayant vécu de façon précoce la rupture de leurs parents. Parmi ceux-là, il en est 29 dont les parents étaient séparés au premier volet, alors qu'ils n'étaient âgés que d'environ 5 mois. Ces cas de séparation parentale très précoce posent une difficulté : en effet, puisque les parents ne vivaient plus ensemble au premier volet, diverses informations sur les caractéristiques du père, dont on se sert pour identifier les déterminants sociodémographiques des séparations, n'ont pas été colligées (ex. : la religion, le pays d'origine et la langue maternelle). Lorsque viendra le moment de tenir compte de ces variables, ces restrictions nous inciteront dans un premier temps à n'inclure dans les modèles d'analyse que les caractéristiques de la mère, afin de ne pas se priver des cas les plus rapides de séparation parentale précoce. Dans un deuxième temps, les analyses seront reprises en ne conservant que les cas de séparations qui se sont produites entre les

volets 1 et 3, afin d'évaluer l'effet des caractéristiques du père en même temps que celles de la mère. Après application de la pondération, les résultats présentés ici peuvent être inférés à l'ensemble des enfants québécois visés par l'ÉLDEQ dont les parents biologiques vivaient ensemble au moment de leur naissance.

4. Ce nombre équivaut à la somme des poids d'un sous-échantillon initial (non pondéré) de 1 848 enfants.

5. Parmi ces enfants, 48 vivaient toujours avec leurs deux parents au volet 2000. On en compte également 2 dont les parents étaient à nouveau séparés au volet 1998 et 14 dont les parents se sont séparés entre le premier volet et le troisième volet.

3. Le modèle « démographique » : les trajectoires familiales des parents

Naître dans le cadre d'une union libre, on l'a vu, semble signifier un risque plus grand pour les très jeunes enfants de vivre la séparation de leurs parents. Ce lien est-il renforcé ou diminué quand on introduit dans l'équation d'autres variables de nature démographique tirées des trajectoires familiales des parents avant la naissance de l'enfant? Outre les indicateurs témoignant de l'existence d'un passé conjugal (existence d'unions antérieures à celle où l'enfant est né) et d'un passé parental (existence d'enfants nés de ces unions), on examinera ici l'effet des facteurs suivants :

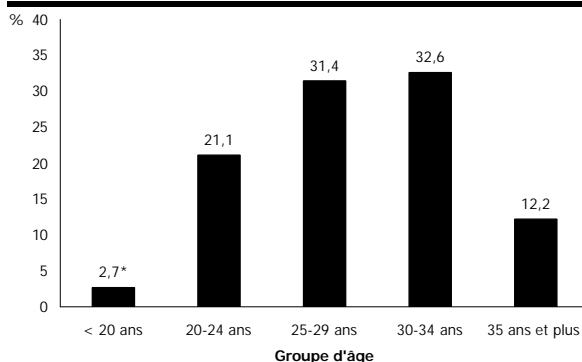
- l'âge de la mère à la naissance de l'enfant⁶;
- la durée de l'union des parents quand l'enfant est né;
- le rang de naissance de l'enfant.

3.1 Le choix de l'union libre chez les jeunes parents et les moins jeunes

Les mamans d'enfants visées par l'ÉLDEQ ont le profil d'âge typique des mères d'aujourd'hui. L'âge moyen à la maternité au Québec, comme dans la plupart des sociétés occidentales, s'est déplacé plus près de la trentaine⁷, de sorte qu'on ne peut plus, relativement parlant, confiner aux seules adolescentes le phénomène des très jeunes mères. La figure 3.1a indique qu'environ seulement 3 % des enfants dont les parents vivaient ensemble à leur naissance⁸ sont nés d'une mère qui n'avait pas encore 20 ans tandis que 21 % avaient une mère âgée entre 20 et 24 ans. Les mères de la majorité de ces enfants étaient âgées de 25 à 29 ans (31 %) ou de 30 à 34 ans (33 %), et on comptait relativement plus de mères âgées de

35 ans et plus (12 %) que de mères adolescentes (c'est-à-dire de moins de 20 ans).

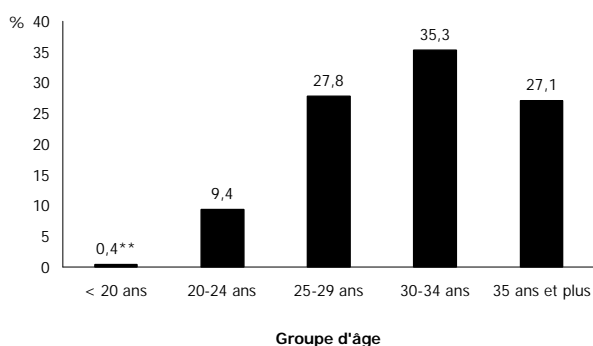
Figure 3.1a
Répartition des enfants dont les parents vivaient ensemble à leur naissance, selon le groupe d'âge de la mère, Québec, 1998



* Coefficient de variation entre 15 % et 25 %; interpréter avec prudence.

Source : Institut de la statistique du Québec, ÉLDEQ 1998-2002.

Figure 3.1b
Répartition des enfants dont les parents vivaient ensemble à leur naissance, selon le groupe d'âge du père, Québec, 1998



** Coefficient de variation supérieur à 25 %; estimation imprécise fournie à titre indicatif seulement.

Source : Institut de la statistique du Québec, ÉLDEQ 1998-2002.

6. Les études portant sur la propension des couples à se séparer, qu'ils aient ou non des enfants, font référence à l'âge à l'union. Lorsqu'on s'intéresse à la stabilité des couples après la naissance d'un enfant, l'âge de la mère à la naissance est plus évocateur si l'on considère les autres variables prises en compte dans l'analyse (ex. : durée de l'union).

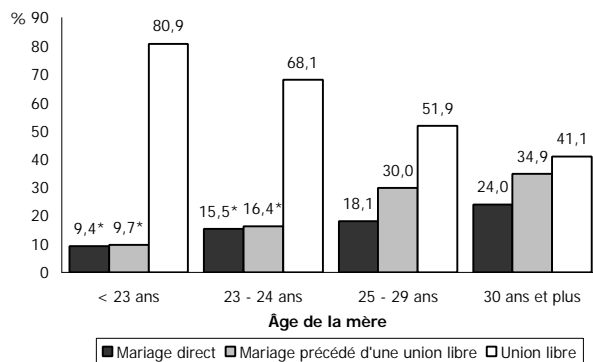
7. Au Québec, l'âge moyen à la maternité en 1998 est de 28,4 ans (Duchesne, 2001).

8. 3,9 % pour l'ensemble des enfants, selon l'ÉLDEQ.

Cela permet d'associer les mères dans la jeune vingtaine aux mères adolescentes quand on examine le cas des femmes devenues mères relativement très jeunes. Leur comportement face à la conjugalité se ressemble, comme en témoigne la figure 3.2a. Dans le Québec de 1998, donner naissance à un enfant sans être mariée n'est certes pas réservé aux très

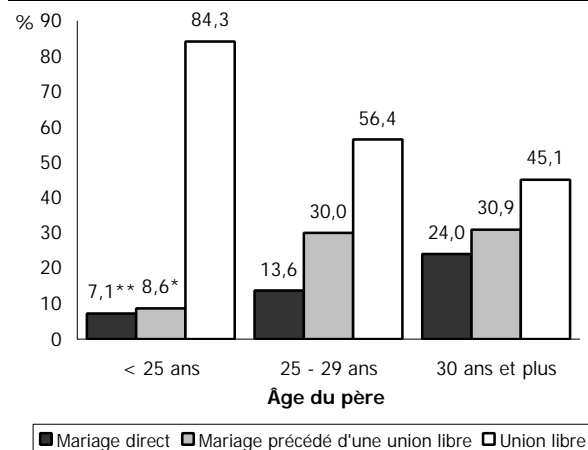
jeunes mères, puisque c'est le fait d'environ la moitié des mères âgées de 25 à 29 ans et autour de 40 % des plus âgées qui vivent avec le père de leur enfant. Cependant, la fraction grimpe à 68 % lorsque la mère est âgée de 23 ou 24 ans et culmine à 81 % si elle est âgée de 16 à 22 ans.

Figure 3.2a
Répartition des enfants dont les parents vivaient ensemble à leur naissance, selon le groupe d'âge et le type d'union de la mère à la naissance, Québec, 1998



p < 0,001
 * Coefficient de variation entre 15 % et 25 %; interpréter avec prudence.
 Source : Institut de la statistique du Québec, *ÉLDEQ 1998-2002*.

Figure 3.2b
Répartition des enfants dont les parents vivaient ensemble à leur naissance, selon le groupe d'âge et le type d'union du père à la naissance, Québec, 1998



p < 0,001
 * Coefficient de variation entre 15 % et 25 %; interpréter avec prudence.
 ** Coefficient de variation supérieur à 25 %; estimation imprécise fournie à titre indicatif seulement.
 Source : Institut de la statistique du Québec, *ÉLDEQ 1998-2002*.

Quant aux papas, le profil est semblable à celui des mamans. Les pères adolescents sont devenus suffisamment rares (0,4 % des pères vivant avec la mère de l'enfant) pour que l'on considère aujourd'hui comme « très jeunes pères » tous ceux qui sont âgés de moins de 25 ans à la naissance de l'enfant, et encore ne comptent-ils que pour moins de 10 % de ceux qui vivent avec la mère de l'enfant au moment de la naissance. À la figure 3.1b, on constate, comme pour les mères, que la plus grande proportion des pères sont âgés de 30 à 34 ans (35 %); cependant, la fraction des pères âgés de 35 ans et plus constitue environ le double (27 %) de celle observée chez les mères (12 %). Cet écart d'âge entre les parents est un phénomène connu, mais son amplitude au sein du couple est une variable dont on voudra tenir compte dans l'analyse des déterminants démographiques des séparations précoces.

Par ailleurs, on observe à la figure 3.2b la même association entre l'âge des pères et le choix de l'union libre que l'on trouve chez les mères : à tout âge, la fraction des pères qui vivent en union libre est élevée et dépasse les 45 %, mais chez les jeunes pères âgés de moins de 25 ans, le choix est omniprésent, avec 84 % des enfants dont le père vit en union de fait à leur naissance. Ces liens parallèles entre l'âge des parents et la nature de leur union devraient se traduire, on peut le penser, par une similitude dans les propensions à vivre une séparation précoce après la naissance de l'enfant. Cela permet pour l'instant d'examiner ces liens en se concentrant sur les caractéristiques de la mère.

3.2 Jeunes mamans et union libre : un double facteur de risque

Vivre en union libre et avoir un enfant alors que la mère est encore adolescente ou dans la jeune vingtaine semble augmenter significativement la fragilité des couples et leur propension à rompre précocement après la naissance de l'enfant cible. Le tableau 3.1, qui donne le pourcentage des enfants dont les parents sont séparés au volet 2000 selon l'âge de la mère et le type d'union, révèle deux tendances :

1. quel que soit le type d'union qui lie les parents, les couples dont la mère est âgée de moins de 25 ans

auront plus tendance à rompre précocement leur union. La fraction des enfants de 29 mois dont les parents sont séparés navigue autour de 8 % lorsque la mère était âgée de 25 ans ou plus à leur naissance; elle est environ deux fois et demie plus élevée quand la mère n'était âgée que de 24 ans ou moins (21 %);

2. quel que soit l'âge de la mère à la naissance, on observe une plus grande proportion de ruptures précoces quand les parents sont en union libre que lorsqu'ils sont mariés, même si ceux qui ont cohabité avant de légaliser leur union semblent plus enclins à se séparer que ceux qui se sont mariés directement.

Cependant, chez les mères plus jeunes (moins de 25 ans), l'impact du type d'union est plus spectaculaire, à la fois parce que les unions libres, plus fragiles, sont le fait de la très grande majorité, mais aussi parce que les niveaux de rupture de tous les types d'unions sont plus élevés : à 2 ½ ans, environ 8 % des enfants nés de jeunes mères mariées sans avoir cohabité ont vu leurs parents se séparer; la fraction monte à 13 % quand les parents ont vécu en union libre avant de se marier; et ce phénomène touche un enfant sur quatre (24 %) lorsque les jeunes mères vivaient en union de fait avec le père à la naissance de l'enfant. Chez les jeunes mères en union libre, on peut parler de phénomène répandu de monoparentalité précoce induite par la séparation des parents.

3.3 L'arrivée rapide d'un enfant : un accélérateur des ruptures d'unions

Dans l'ensemble, les parents qui étaient en union depuis peu de temps au moment de la naissance de

l'enfant sont plus susceptibles d'avoir déjà rompu quand l'enfant atteint l'âge de 2 ½ ans. Cela touche 27 % des unions ayant débuté moins de 18 mois avant la naissance de l'enfant, autour de 12 % à 15 % des unions dont la durée est de 18 à 35 mois, et environ 7 % des unions ayant alors une durée de 36 mois ou plus (tableau 3.3).

On ne saurait confirmer cette association sans d'abord faire intervenir le type d'union qui lie les parents et le rang de naissance de l'enfant. C'est ainsi que les parents ayant vécu en union libre et s'étant mariés avant la naissance de l'enfant peuvent, par exemple, avoir vécu ensemble plus longtemps que les parents qui se sont mariés directement ou ne se sont pas mariés. On sait aussi qu'il y a un lien possible entre les durées d'unions inférieures à neuf mois au moment de la naissance de l'enfant et les conceptions pré-nuptiales qui peuvent inciter certains couples à se marier sans avoir cohabité ou tout simplement à commencer à vivre ensemble; il ne serait pas surprenant que de telles unions s'avèrent particulièrement fragiles. Il importe donc d'examiner cette question de durée en tenant compte de la nature de l'union des parents.

Enfin, on doit aussi tenir compte du rang de l'enfant, puisque la durée de l'union variera de toute évidence selon qu'il s'agit du premier bébé du couple ou d'un enfant de rang plus élevé. Disons tout de suite que la distribution selon le type d'union est assez semblable, qu'il s'agisse d'un premier enfant pour le couple ou de l'ensemble des naissances (tableau 3.2). Cela facilite l'interprétation des croisements entre la fréquence des séparations précoces, le type et la durée de l'union.

Tableau 3.1

Parmi les enfants âgés d'environ 29 mois dont les parents vivaient ensemble à la naissance, pourcentage dont les parents se sont séparés, selon le groupe d'âge de la mère à la naissance et le type d'union, Québec, 1998 et 2000

	Mariage direct		Mariage précédé d'une union libre		Union libre		Tous les types d'union	
	%	n	%	n	%	n	%	n
16-24 ans	8,3 **	53	13,0 **	55	24,3	326	20,9	434
25-29 ans	2,5 **	103	5,8 **	171	11,6 *	296	8,2	570
30-44 ans	2,6 **	196	6,1 **	283	10,8 *	334	7,2	812
χ^2	Non sig.		Non sig.		p < 0,001		p < 0,001	

* Coefficient de variation entre 15 % et 25 %; interpréter avec prudence.

** Coefficient de variation supérieur à 25 %; estimation imprécise fournie à titre indicatif seulement.

Source : Institut de la statistique du Québec, *ÉLDEQ 1998-2002*.

Tableau 3.2

Distribution des naissances de rang 1 et des naissances de tous rangs chez les enfants vivant avec leurs deux parents à la naissance, selon le type d'union des parents, Québec, 1998

	Naissances de tous rangs		Naissances de rang 1
	%	n	%
Mariage direct	19,3		17,1
Mariage précédé d'une union libre	28,1		22,9
Union libre	52,6		60,0
Total	100,0	1 819	100,0
			798

Source : Institut de la statistique du Québec, *ÉLDEQ 1998-2002*.

Tableau 3.3

Parmi les enfants âgés de 29 mois dont les parents vivaient ensemble à leur naissance, pourcentage dont les parents se sont séparés, selon leur rang et la durée de l'union, Québec, 1998 et 2000

	Naissances de rang 1		Naissances de tous rangs	
	%	n	%	n
0-8 mois	24,4*	65	26,9*	81
9-17 mois	26,2*	118	27,1	150
18-23 mois	12,4**	89	15,2**	118
24-35 mois	8,0**	144	12,4*	219
36-47 mois	6,8**	101	6,9**	199
48 mois ou plus	5,9*	279	7,2	1 044
Toutes les durées	11,6	796	10,8	1 811
c²	p < 0,001		p < 0,001	

* Coefficient de variation entre 15 % et 25 %; interpréter avec prudence.

** Coefficient de variation supérieur à 25 %; estimation imprécise fournie à titre indicatif seulement.

Source : Institut de la statistique du Québec, *ÉLDEQ 1998-2002*.

Ceci étant, on observe, dans l'ensemble, que plus la durée de l'union est courte, plus la fraction des séparations parentales précoces est élevée. Le tableau 3.3 confirme la plus grande instabilité des unions de très courte durée (moins de 9 mois); cependant, le phénomène des unions précipitées par une conception pré-nuptiale n'explique pas tout, puisque les unions de durée un peu plus longue (de 9 à 17 mois) affichent la même propension à la rupture que les unions de très courte durée, soit un peu plus d'un cas sur quatre.

Le tableau 3.4 confirme que cela est vrai tant dans le cadre d'un mariage⁹ que d'une union libre, et ce, autant pour les enfants de rang 1 que pour l'ensemble des enfants. Par exemple, vers l'âge de 2 ½ ans, près de 10 % des enfants de rang 1 nés dans le cadre d'un mariage célébré moins de

24 mois¹⁰ avant leur naissance avaient déjà vu leurs parents rompre; ce n'était le cas que pour environ 2 % des enfants dont les parents étaient mariés depuis 4 ans ou plus. Le même genre d'écart existe, mais à un niveau nettement plus élevé, pour les enfants nés de parents en union libre : la fraction est de 25 % pour ceux dont l'union parentale durait depuis moins de 2 ans, contre autour de 10 % lorsque les parents étaient en union depuis au moins 4 ans.

9. Ici, les mariages précédés d'une union libre ont été regroupés avec les mariages directs.

10. On a dû ici, pour répondre aux exigences des nombres suffisants de cas, considérer comme courtes durées les naissances s'étant produites à moins de 24 mois du début de l'union, ce qui empêche l'analyse d'un phénomène comme la fragilité des unions basées sur une conception pré-nuptiale. Plus loin dans l'analyse, par l'entremise de la régression logistique, on abordera ce genre de question.

Tableau 3.4

Parmi les enfants âgés de 29 mois dont les parents vivaient ensemble à leur naissance, pourcentage dont les parents se sont séparés, selon leur rang et selon le type et la durée de l'union des parents à la naissance, Québec, 1998 et 2000

	Naissances de rang 1		Naissances de tous rangs	
	%	n	%	n
Mariage ¹				
moins de 24 mois	10,2 **	63	11,3 **	78
24-47 mois	2,2 **	106	6,3 **	163
48 mois et plus	2,3 **	150	4,4 *	618
c ²	p < 0,05		Non sig.	
Union libre				
moins de 24 mois	24,6	208	26,4	272
24-47 mois	11,5 **	139	12,0 *	255
48 mois et plus	10,0 **	129	11,1	426
c ²	p < 0,01		p < 0,001	

1. Précédé ou non d'une union libre.

* Coefficient de variation entre 15 % et 25 %; interpréter avec prudence.

** Coefficient de variation supérieur à 25 %; estimation imprécise fournie à titre indicatif seulement.

Source : Institut de la statistique du Québec, *ELDEQ 1998-2002*.

L'effet « union libre » semble donc se maintenir au-delà des considérations de durée puisque, quelle que soit cette durée, et même en tenant compte du rang de naissance, l'écart persiste entre les enfants nés de parents mariés et ceux nés de parents en union libre.

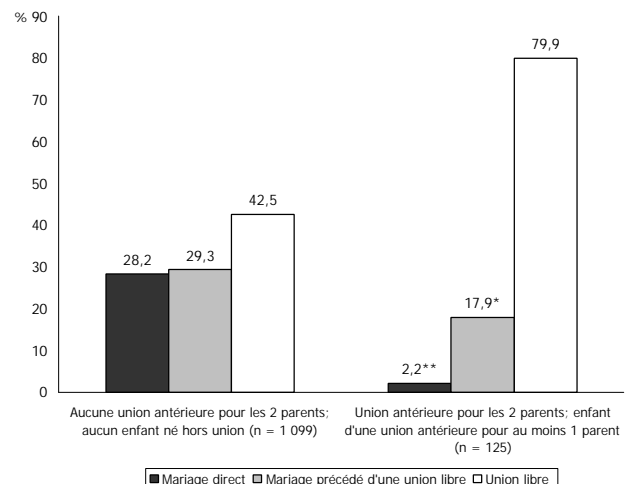
3.4 Le passé conjugal des parents

Les premières analyses faites alors que les nourrissons n'avaient que 5 mois ont permis d'identifier certaines caractéristiques du passé conjugal des parents qui, à la lumière des études réalisées sur le sujet, laissent présager un avenir familial mouvementé pour les enfants (Marcil-Gratton et Juby, 2000). Ces facteurs, essentiellement le fait pour les enfants de naître de parents ayant déjà vécu en couple avec d'autres partenaires et le fait que des enfants soient nés de ces unions, s'avèrent, on le verra, déterminants quand on les associe à la précocité des séparations parentales.

D'une part, l'existence d'un passé conjugal et parental n'est pas étrangère au type d'union choisi par les parents qui forment un nouveau noyau familial après une première rupture (figure 3.3). C'est ainsi que 57 % des enfants qui naissent de parents dont la trajectoire familiale antérieure est vierge en termes de comportements conjugal et reproducteur viennent au monde dans le cadre d'un mariage, précédé (29 %) ou non (28 %) d'une période de cohabitation.

À l'opposé, 80 % des enfants dont les deux parents ont connu la vie de couple avec un autre partenaire et pour lesquels au moins un des deux parents a eu des enfants de ces unions naissent dans le cadre d'une union libre.

Figure 3.3
Répartition des enfants dont les parents vivaient ensemble à leur naissance, selon le type d'union dans laquelle ils sont nés et selon la trajectoire familiale antérieure des parents, Québec, 1998



p < 0,001

* Coefficient de variation entre 15 % et 25 %; interpréter avec prudence.

** Coefficient de variation supérieur à 25 %; estimation imprécise fournie à titre indicatif seulement.

Source : Institut de la statistique du Québec, *ELDEQ 1998-2002*.

D'autre part, on observe au tableau 3.5 que la fraction des unions qui sont rompues très tôt après la naissance d'un enfant commun au nouveau couple est plus élevée lorsque les deux parents ont déjà vécu en couple avec d'autres partenaires : à 2 ½ ans, 9 % des enfants ont vu leurs parents se séparer quand ceux-ci en étaient tous les deux à leur première expérience conjugale; la fraction grimpe à 19 % quand les deux parents avaient déjà vécu en couple auparavant ($p < 0,001$). Cependant, ce lien est grandement renforcé quand on considère la présence d'enfants issus de ces unions antérieures : quand les deux parents ont déjà vécu en couple avec d'autres partenaires, la fraction des ruptures d'unions précoces passe d'environ 11 % en l'absence d'enfants nés d'unions antérieures à 27 % quand au moins un des parents a déjà eu des enfants auparavant ($p < 0,01$).

L'effet de cette présence d'enfants nés d'unions antérieures est encore mal connu. Cela est en partie dû au fait que l'information dont disposent les chercheurs est souvent incomplète. Par exemple, la plupart des études sur les familles dites « recomposées » n'incluent pas dans la définition de ces familles celles dont un des parents a eu des enfants d'une union antérieure dont aucun ne vit dans

le ménage échantillonné. Faute d'information sur cet aspect, c'est la notion de résidence qui prévaut, et ces familles sont considérées comme « intactes », même si dans les faits ces enfants interviennent sans doute affectivement et financièrement dans la vie du parent avec lequel ils ne vivent pas, mais avec lequel ils ont des contacts très fréquents dans certains cas (Marcil-Gratton et Le Bourdais, 1999). Comme la plupart des enfants habitent avec leur mère au moment de la séparation, cet état de fait a pour conséquence de sous-évaluer, en particulier, la part des familles dont le père a déjà eu des enfants qui n'habitent pas avec lui alors que se recrée une nouvelle cellule familiale. Au tableau 3.6, la distribution des familles recomposées indique que, dans près de 20 % des cas, il s'agit en effet de familles dont tous les enfants issus d'unions antérieures ne vivent pas dans le ménage à la naissance de l'enfant cible, et que, dans la très grande majorité des cas (16 %), cela concerne les enfants du père. Cela justifie que ces familles soient ici considérées parmi les familles « recomposées », même si les données de l'ÉLDEQ ne permettent pas de connaître la nature des contacts entre l'enfant cible et sa demi-fratrie habitant ailleurs.

Tableau 3.5

Parmi les enfants âgés d'environ 29 mois dont les parents vivaient ensemble à leur naissance, pourcentage dont les parents se sont séparés, selon la trajectoire familiale antérieure des parents, Québec, 1998 et 2000

	Les parents se sont séparés	
	%	n
Aucune union antérieure		
Aucun enfant	8,3	1 100
Un enfant ou plus ¹	... ²	20
Ensemble	8,6	1 120
Union antérieure de la mère seulement		
Aucun enfant	8,3 **	151
Un enfant ou plus	10,8 **	50
Ensemble	8,9 *	201
Union antérieure du père seulement		
Aucun enfant	14,1 *	165
Un enfant ou plus	13,6 **	64
Ensemble	14,2 *	229
Unions antérieures de la mère et du père		
Aucun enfant	11,3 *	141
Un enfant ou plus	27,1	124
Ensemble	18,7	265

1. Réfère à des enfants nés hors union.

2. La taille de l'échantillon ne permet pas de calculer le pourcentage d'enfants dont les parents se sont séparés.

* Coefficient de variation entre 15 % et 25 %; interpréter avec prudence.

** Coefficient de variation supérieur à 25 %; estimation imprécise fournie à titre indicatif seulement.

Source : Institut de la statistique du Québec, *ÉLDEQ 1998-2002*.

Tableau 3.6

Répartition des familles comprenant des enfants nés d'unions antérieures des parents, selon qu'il s'agit d'enfants du père ou de la mère et selon que ces enfants vivaient ou non dans le ménage au moment de la naissance de l'enfant cible, Québec, 1998

	%
Enfants d'unions antérieures vivant dans le ménage ¹	
enfants de la mère seulement	40,4
enfants du père seulement	29,8
enfants des deux parents	6,6 *
enfants de la mère dans le ménage,	3,4 **
enfants du père ailleurs	
Enfants d'unions antérieures vivant tous ailleurs	
enfants du père seulement	16,4 *
enfants de la mère ou des deux parents	3,4 **
Total	100,0
n	260

1. Au moins un enfant d'une union antérieure vit dans le ménage à la naissance de l'enfant cible.

* Coefficient de variation entre 15 % et 25 %; interpréter avec prudence.

** Coefficient de variation supérieur à 25 %; estimation imprécise fournie à titre indicatif seulement.

Source : Institut de la statistique du Québec, *ÉLDEQ 1998-2002*.

De façon générale, les données de l'ÉLDEQ permettent de confirmer la plus grande fragilité des familles recomposées : 21 % des enfants qui en sont issus ne vivent déjà plus avec leurs deux parents vers l'âge de 29 mois, contre seulement 9 % ($p < 0,001$) des enfants nés sans demi-frère ni demi-sœur dans

leur environnement familial (tableau 3.7). Les plus fragiles d'entre ces familles semblent celles dont tous les enfants d'unions antérieures vivent ailleurs : sur une base, sans doute précaire, de seulement 51 cas, on trouve environ 31 % des bébés nés dans ce type de familles qui se retrouvent ainsi dans des familles rompues précocement. Quand on compare ce groupe aux enfants résidant avec des demi-frères ou des demi-sœurs, l'écart n'est cependant pas significatif.

Le choix de l'union libre reste-t-il associé à cette fragilité plus marquée? Examinons un dernier tableau (tableau 3.8), qui indique la fraction des enfants ayant vécu une séparation précoce, selon la nature de l'union liant leurs parents à leur naissance et selon qu'ils ont ou non des demi-frères ou sœurs. Les données sont très claires. En l'absence d'enfants issus d'unions antérieures des parents, les enfants nés dans le cadre d'unions libres demeurent plus susceptibles de vivre très tôt la séparation de leurs parents (14 % c. 3,3 % et 6 %; $p < 0,001$). Cependant, l'existence d'enfants nés d'unions antérieures semble faire grimper le risque pour les nouveau-nés de vivre une séparation parentale précoce : la proportion atteint 14 % pour les enfants nés d'une union libre en l'absence d'enfants d'unions antérieures, mais s'élève à 25 % quand l'effet de l'union libre se double de la présence d'enfants issus du passé conjugal des parents.

Tableau 3.7

Parmi les enfants âgés d'environ 29 mois dont les parents vivaient ensemble à la naissance, pourcentage nés de parents en union libre et pourcentage dont les parents se sont séparés, selon l'environnement familial à la naissance, Québec, 1998 et 2000

	Nés dans une union libre		Parents séparés	
	%	n	%	n
Aucun enfant d'unions antérieures	49,2	1 559	9,2	1 558
Un enfant ou plus d'unions antérieures	73,0	260	20,5	259
Vivant tous ailleurs	57,6	51	31,1 *	51
Vivant dans le ménage				
enfants de la mère ou des deux parents	75,0	131	18,2 *	130
enfants du père	79,8	78	17,4 *	78

* Coefficient de variation entre 15 % et 25 %; interpréter avec prudence.

Source : Institut de la statistique du Québec, *ÉLDEQ 1998-2002*.

Tableau 3.8

Parmi les enfants âgés de 29 mois dont les parents vivaient ensemble à leur naissance, pourcentage dont les parents se sont séparés, selon le type d'union et l'existence d'enfants issus d'unions antérieures, Québec, 1998 et 2000

	Les parents se sont séparés	
	%	n
Mariage direct		
Aucun EUA	3,3 **	333
Un EUA ou plus	... ¹	18
Mariage précédé d'une union libre		
Aucun EUA	6,2 *	457
Un EUA ou plus	10,6 **	52
Union libre		
Aucun EUA	13,5	767
Un EUA ou plus	24,6	189

1. La taille de l'échantillon ne permet pas de calculer le pourcentage d'enfants dont les parents se sont séparés.

* Coefficient de variation entre 15 % et 25 %; interpréter avec prudence.

** Coefficient de variation supérieur à 25 %; estimation imprécise fournie à titre indicatif seulement.

Source : Institut de la statistique du Québec, *ÉLDEQ 1998-2002*.

3.5 L'analyse de régression : l'effet net des déterminants démographiques

Les données présentées ci-dessus font ressortir l'existence de liens étroits entre diverses caractéristiques démographiques des parents et la probabilité, pour les enfants, d'avoir connu la séparation de leurs parents avant l'âge d'environ 2 ½ ans. L'âge des parents à la naissance, le type et la durée de l'union, ainsi que le fait que l'un ou l'autre des parents ait eu un enfant d'une union antérieure, sont autant de facteurs qui paraissent intimement liés à un risque accru de séparation parentale précoce. Ces facteurs ne sont cependant pas indépendants les uns des autres. Ainsi, on l'a vu, le type d'union choisi est lié aussi bien à l'âge des mères au moment de la naissance de l'enfant cible qu'au parcours conjugal et parental qu'elles ont suivi auparavant. Comment peut-on alors démêler l'effet net que chaque facteur ou caractéristique exerce sur les risques que les tout-petits ont de voir leurs parents se séparer précocement? En d'autres termes, comment peut-on, par exemple, cerner l'impact de l'union libre, une fois que l'on tient compte de l'âge des mères à la naissance ainsi que de leur histoire parentale?

Pour répondre à cette question, on recourra à la régression logistique. Cette méthode permet de tenir compte de plusieurs variables explicatives à la fois et de mesurer l'effet net que chacune d'entre elles exerce sur la probabilité qu'ont les enfants de voir leurs parents rompre; ce sont ces effets nets que les rapports présentés au tableau 3.9 mesurent.

Concrètement, la variable dépendante que l'on cherche à expliquer ici à partir des variables démographiques est la probabilité qu'ont les enfants dont les parents vivaient ensemble au moment de leur naissance de connaître la séparation de leurs parents avant l'âge de 2 ½ ans, c'est-à-dire entre le moment de leur naissance et celui du troisième passage de l'enquête (volet 2000). L'échantillon d'enfants retenus englobe donc tous les enfants dont les parents vivaient ensemble lorsqu'ils sont nés et pour lesquels on dispose des informations pertinentes pour l'analyse, peu importe la situation conjugale des parents au troisième volet.

Les variables indépendantes retenues dans le modèle incluent : le type d'union des parents à la naissance de l'enfant; l'âge des mères lorsque l'enfant est né; la durée de l'union au moment de la naissance; le rang de naissance de l'enfant; l'histoire conjugale du père, de la mère ou des deux parents; et enfin le fait que des enfants issus d'une union antérieure du père ou de la mère (c'est-à-dire des demi-frères ou sœurs de l'enfant cible) habitent ou non dans le ménage enquêté. Les variables prises en compte dans l'analyse de régression logistique sont de type polytomique, c'est-à-dire qu'elles contrastent diverses catégories l'une par rapport à l'autre. Par exemple, à l'instar des analyses qui précèdent, trois types d'union sont distingués. Une des catégories (mariage direct) sert de groupe de référence dans l'équation, et les rapports rattachés aux deux autres catégories (mariage précédé d'une union libre et union libre) comparent les effets respectifs de chacune par rapport à la catégorie de référence. Les « coefficients » présentés au tableau 3.9 sont les rapports de cotes (e^{β}). Un rapport inférieur à 1 indique, pour la catégorie visée, une probabilité moindre pour les enfants de connaître la séparation des parents par rapport à la catégorie de référence, tandis qu'une valeur supérieure à 1 dénote une plus forte probabilité. Lorsque l'événement étudié est passablement rare et que la probabilité que

l'événement survienne est faible (de l'ordre de 10 % ou moins), ces rapports peuvent être interprétés comme des risques relatifs; on dira alors, par exemple, que les enfants appartenant à tel groupe sont deux fois plus susceptibles de vivre la séparation de leurs parents que ceux de tel autre groupe. Cette prémisse n'est pas vérifiée partout ici, la probabilité qu'il y ait séparation des parents pouvant, par exemple, atteindre 30 % chez certains sous-groupes d'enfants. Dans ce cas, le rapport de cote soit surestime le risque relatif (lorsque le rapport de cote est plus grand que 1), soit le sous-estime (Voir Hosmer et Lemeshow (1989)). Cependant, comme la notion de risque relatif est relativement aisée à comprendre, c'est de cette façon que l'on interprétera les rapports de cotes présentés au tableau 3.9. Il faudra toutefois se rappeler les risques de biais encourus.

Le tableau 3.9 montre que, même après avoir contrôlé l'ensemble des caractéristiques retenues, le type de l'union au sein de laquelle les enfants naissent demeure étroitement associée à la probabilité qu'ils ont de voir leurs parents se séparer précocement : les enfants nés de parents mariés après avoir cohabité ont environ deux fois plus de chances (rapport de 2,19) d'avoir été témoin de la rupture de leurs parents que ceux dont les parents se sont mariés directement, et les enfants issus d'une union libre autour de trois fois plus de chances de connaître un tel événement. Clairement, les parents qui se marient sans avoir au préalable testé leur relation dans le cadre d'une union informelle se comportent différemment de ceux qui ont vécu en union libre, et ce, même lorsqu'on tient compte de variables comme l'âge de la mère à la naissance, ou encore le fait qu'ils aient eu des enfants d'une union antérieure.

Tableau 3.9

Caractéristiques démographiques associées à la propension de vivre la séparation des parents entre la naissance et l'âge d'environ 29 mois, Québec, 1998 et 2000

Caractéristiques	Catégorie des variables ¹	Rapports de cotes ²
Type d'union à la naissance (Mariage direct)	Mariage précédé ou d'une union libre	2,19 †
	Union libre	3,31 ††
Âge de la mère à la naissance (30 ans et plus)	16-19 ans	8,47 †††
	20-22 ans	2,93 †††
	23-24 ans	2,06 ††
	25-29 ans	1,28
Durée de l'union à la naissance (48 mois et plus)	Moins de 9 mois	2,42 †
	9-23 mois	2,04 †
	24-47 mois	0,96
Rang de naissance de l'enfant (Rang 1)	Rang 2	1,59 †
	Rang 3 et plus	1,92 †
Unions antérieures des parents (Aucune union)	Union de la mère	0,91
	Union du père	1,28
	Union des deux parents	1,77 †
Enfants nés d'une union antérieure (Aucun enfant)	Enfant(s) présent(s) dans le ménage	1,15
	Enfant(s) vivant ailleurs	3,77 †††

1. La catégorie de référence est indiquée entre parenthèses.

2. Rapports significatifs au seuil de : † : 0,10; †† : 0,05; ††† : 0,01; †††† : 0,001.

Source : Institut de la statistique du Québec, *ÉLDEQ 1998-2002*.

Parmi les autres caractéristiques qui s'avèrent liées aux risques, pour les enfants, de connaître la séparation de leurs parents, on ne sera guère surpris de constater l'impact majeur de l'âge des mères au moment de leur naissance. Comparativement aux enfants dont la mère avait 30 ans ou plus lorsqu'ils ont vu le jour, les enfants dont la mère était âgée de moins de 20 ans ont, toutes choses égales par ailleurs, au-delà de huit fois plus de chances de vivre une rupture, et ceux dont la mère avait entre 20 et 24 ans, de deux à trois fois plus de chances d'en faire l'expérience. Par contre, les enfants nés d'une mère âgée de 25 à 29 ans ne paraissent pas plus à risque de connaître la séparation de leurs parents que ceux dont la mère était plus âgée, ce qui suggère, comme on l'a vu, que le phénomène des ruptures précoces chez les « très jeunes mères » ne se limite plus aux seules adolescentes, mais touche également les mères qui sont dans la jeune vingtaine.

La durée de l'union laquelle l'enfant naît ainsi que le rang de naissance de l'enfant ne sont pas sans effet sur le risque de voir ses parents rompre précocement. Le fait de naître moins de deux ans après le début de l'union, peu importe que la conception soit survenue avant ou après que les parents ne se soient mis en ménage, multiplie par un peu plus de deux le risque que les parents se séparent. Une fois passé ce seuil de deux ans, la durée de l'union n'influe plus de manière significative sur les chances qu'ont les enfants de voir leurs parents rompre. Par ailleurs, le risque de rupture augmente avec le rang de naissance de l'enfant, les enfants de rang 2 ayant environ une fois et demie plus de chances que les premiers-nés de vivre une telle expérience, et ceux de rang 3 et plus, près de deux fois plus de chances de le faire.

Le passé conjugal et familial des parents exerce un effet non négligeable sur les risques qu'ont les enfants de voir leur famille se briser, et cet effet perdure même lorsqu'on tient compte du type d'union dans laquelle les enfants sont nés, c'est-à-dire de la propension plus élevée des conjoints à choisir l'union libre plutôt que le mariage lorsqu'ils refont leur vie conjugale. Ce résultat doit cependant être nuancé. Ainsi, le fait que seul l'un ou l'autre des parents ait vécu en couple avec un autre partenaire ne semble pas lié à un risque accru de séparation parentale, lorsque l'on tient compte de la fécondité des unions

passées. C'est seulement lorsque les deux parents ont connu au moins une union antérieure que les enfants voient leurs chances de vivre une séparation croître de manière significative.

Par ailleurs, une fois les autres variables prises en compte, les enfants qui naissent en famille recomposée et dont les demi-frères et sœurs habitent le même domicile, ne sont pas significativement plus enclins à voir leurs parents se séparer que ceux nés en famille intacte. Par contre, ceux ayant des demi-frères ou demi-sœurs qui vivent sous un autre toit sont nettement plus à risque (rapport de cote de 3,8) d'en faire l'expérience. Ce résultat étonne au premier abord. En effet, on aurait pu penser que la présence sous le même toit de plus d'une fratrie soit source de difficultés ou de tensions pouvant conduire plus souvent à la rupture. En outre, comme d'autres études (Desrosiers et autres, 1995; Ferri, 1995) ont montré que les familles recomposées autour du père sont dans l'ensemble plus stables que celles, beaucoup plus nombreuses, recomposées autour de la mère, on aurait pu s'attendre à ce que l'existence d'enfants issus d'une union antérieure vivant sous un autre toit, qui est davantage le fait des pères, soit associée à un risque moindre de séparation. Au nombre de facteurs pouvant expliquer ce résultat, il y a sans doute le statut résidentiel des enfants pour définir les familles « recomposées » : les familles dont un des parents a un ou des enfants d'unions antérieures vivant tous ailleurs ne sont pas incluses dans les familles « recomposées », mais sont plutôt considérées comme des familles « intactes ». Notre analyse jette donc un éclairage nouveau sur le rôle des enfants nés d'unions antérieures sur les risques d'éclatement des familles. Cet éclairage est rendu possible grâce aux données détaillées que recueille l'ÉLDEQ sur le déroulement de la vie conjugale et familiale des deux parents.

4. L'environnement socioéconomique : les caractéristiques des parents

L'impact des variables démographiques, tirées de l'histoire conjugale et parentale du couple, sur la probabilité pour les enfants de vivre très précocement la rupture d'union de leurs parents est apparu avec force dans le modèle précédent. L'étape suivante consiste à confronter la robustesse des liens trouvés dans ce premier modèle, en introduisant divers indicateurs socioéconomiques qui peuvent également être associés à la propension des couples à rompre rapidement après l'arrivée d'un enfant. Est-ce que le fait de donner naissance à un enfant sans être mariés, de devenir mère ou père en étant très jeunes, d'avoir des enfants d'unions antérieures ne vivant pas dans le ménage de la nouvelle famille, ou encore de n'être en union que depuis peu au moment de la naissance de l'enfant, exerce toujours un effet significatif sur les risques de rupture lorsqu'on fait intervenir dans l'analyse les caractéristiques socioéconomiques des parents, telles que le niveau d'éducation, le statut d'activité ou le revenu du ménage, et les caractéristiques socioculturelles, comme la religion, le lieu de naissance ou la langue maternelle? Les analyses présentées dans la prochaine section tenteront de répondre à ces questions.

L'ÉLDEQ a recueilli des informations sur les caractéristiques socioéconomiques des deux parents de l'enfant, lorsque ceux-ci vivaient ensemble lors de la première collecte de données (volet 1998), alors que le bébé cible était âgé d'environ 5 mois. Comme on l'a souligné précédemment, 29 enfants nés de parents vivant ensemble à leur naissance étaient déjà séparés au premier volet de l'enquête. Ces cas très particuliers de séparation très précoce seront malheureusement exclus de l'analyse qui suit puisque, pour ces derniers, plusieurs caractéristiques socioéconomiques des pères absents du ménage n'ont pas été recueillies.

4.1 Les caractéristiques des mères et des pères

Les tableaux 4.1 et 4.2 présentent la distribution des enfants selon les caractéristiques de leur mère et de leur père, de même que la fraction d'entre eux nés dans le cadre d'une union libre et la fraction dont les parents se sont séparés avant qu'ils aient atteint l'âge d'environ 29 mois, selon ces diverses caractéristiques. Dans l'analyse de régression, il sera intéressant de tenir compte des croisements de ces caractéristiques de la mère et du père, comme le fait que les deux parents partagent la même langue maternelle ou au contraire forment un couple mixte à ce point de vue. Dans un premier temps, on examinera séparément, selon les caractéristiques de l'un ou l'autre parent, la popularité de l'union libre et la propension à la séparation précoce.

Ainsi, si environ 80 % des mères et des pères des enfants nés entourés de leurs deux parents se déclarent encore de religion catholique, une faible proportion (23 % des mères et 18 % des pères) peuvent, selon une définition assez libérale, être classés comme « pratiquants », c'est-à-dire comme assistant à la messe au moins trois ou quatre fois par année. Au Québec, les barrières entre groupes religieux sont encore très étanches : 80 % des parents vivant en couple à la naissance de l'enfant se sont déclarés tous deux d'appartenance catholique (données non présentées). Par ailleurs, le choix de l'union libre semble moins fréquent chez les parents catholiques pratiquants que chez les non pratiquants (38 % des enfants de mères pratiquantes contre 67 % de ceux de mères non pratiquantes) et, malgré un écart non significatif au seuil de 0,05, les données suggèrent une plus grande fragilité des unions chez les couples catholiques ayant à peu près délaissé la fréquentation des services religieux.

Tableau 4.1

Parmi les enfants âgés d'environ 29 mois dont les parents vivaient ensemble à la naissance, pourcentage dont les parents étaient en union libre et pourcentage dont les parents se sont séparés, selon diverses caractéristiques de la mère, Québec, 1998 et 2000

	Distribution	Parents en union libre %	Parents séparés
Religion			
Catholique pratiquante	23,0	38,1	8,5 *
Catholique non pratiquante ¹	60,7	66,5	11,7
Protestante	3,0	21,8 **	8,3 **
Autre	10,3	13,7 *	10,4 **
Sans religion	2,9	46,9 *	14,1 **
Total %	100,0		
n	1 819		
χ^2		p < 0,001	Non sig.
Niveau d'éducation			
Sans diplôme d'études secondaires	17,0	71,7	18,4
Diplôme d'études secondaires	26,1	57,3	13,0
Diplôme d'études postsecondaires	30,1	51,1	9,0
Diplôme d'études universitaires	26,8	37,6	5,8 *
Total %	100,0		
n	1 819		
χ^2		p < 0,001	p < 0,001
Statut d'emploi au cours de l'année précédant le volet 1998			
Travail à plein temps	54,2	51,6	8,1
Travail à temps partiel	17,5	55,0	10,3 *
N'a pas travaillé	28,3	52,4	15,6
Total %	100,0		
n	1 802		
χ^2		Non sig.	p < 0,001
Lieu de naissance			
Canada	85,6	58,3	11,4
Ailleurs	14,4	18,5 *	7,4 **
Total %	100,0		
n	1 819		
χ^2		p < 0,001	Non sig.
Langue maternelle			
Français	77,7	62,6	12,0
Anglais	8,5	29,1	7,8 **
Autre	13,8	10,9 *	5,9 **
Total %	100,0		
n	1 819		
χ^2		p < 0,001	p < 0,05

1. A assisté à un service religieux une ou deux fois, ou pas du tout au cours de l'année précédant le volet 1 de l'ÉLDEQ.

* Coefficient de variation entre 15 % et 25 %; interpréter avec prudence.

** Coefficient de variation supérieur à 25 %; estimation imprécise fournie à titre indicatif seulement.

Source : Institut de la statistique du Québec, *ÉLDEQ 1998-2002*.

Tableau 4.2

Parmi les enfants âgés d'environ 29 mois dont les parents vivaient ensemble à la naissance, pourcentage dont les parents étaient en union libre et pourcentage dont les parents se sont séparés, selon diverses caractéristiques du père, Québec, 1998 et 2000

	Distribution	Parents en union libre %	Parents séparés
Religion			
Catholique pratiquante	18,0	35,8	6,7 *
Catholique non pratiquante ¹	64,1	65,4	10,9
Protestante	2,9 *	15,7 **	4,4 **
Autre	11,0	10,6 **	6,2 **
Sans religion	4,0	50,9	9,2 **
Total %	100,0		
n	1 787		
χ^2		p < 0,001	Non sig.
Niveau d'éducation			
Sans diplôme d'études secondaires	20,3	69,4	15,7
Diplôme d'études secondaires	26,0	57,8	9,7
Diplôme d'études postsecondaires	28,6	50,2	7,6 *
Diplôme d'études universitaires	25,1	34,7	5,7 *
Total %	100,0		
n	1 772		
χ^2		p < 0,001	p < 0,001
Statut d'emploi au cours de l'année précédant le volet 1998			
Travail à plein temps	90,7	51,9	8,9
Travail à temps partiel	3,4	53,5	17,1 **
N'a pas travaillé	5,9	53,2	11,8 **
Total %	100,0		
n	1 778		
χ^2		Non sig.	Non sig.
Lieu de naissance			
Canada	84,9	58,6	9,9
Ailleurs	15,1	15,0 *	6,3 **
Total %	100,0		
n	1 787		
χ^2		p < 0,001	Non sig.
Langue maternelle			
Français	76,9	61,9	10,6
Anglais	8,5	31,9	6,5 **
Autre	14,6	12,0 *	4,8 **
Total %	100,0		
n	1 787		
χ^2		p < 0,001	p < 0,05

1. A assisté à un service religieux une ou deux fois, ou pas du tout au cours de l'année précédant le volet 1 de l'ÉLDEQ.

* Coefficient de variation entre 15 % et 25 %; interpréter avec prudence.

** Coefficient de variation supérieur à 25 %; estimation imprécise fournie à titre indicatif seulement.

Source : Institut de la statistique du Québec, *ÉLDEQ 1998-2002*.

Cette identification comme « catholiques » reflète une appartenance culturelle, comme en témoignent les distributions selon la langue maternelle, qui montrent que 78 % des mères et 77 % des pères vivant en couple à la naissance de l'enfant sont classés comme francophones d'origine. Au Québec, la généralisation

de l'union libre comme type d'union choisi pour donner naissance aux enfants est un phénomène très largement francophone, comme le confirment les données de l'ÉLDEQ : parmi ceux vivant ensemble lorsque l'enfant est né, 63 % des mères et 62 % des pères francophones étaient en union de fait, contre

seulement 29 % des mères et 32 % des pères chez les anglophones. Par contre, la cohabitation est à peu près absente des mœurs des parents allophones, avec seulement environ une mère et un père sur dix qui se sont déclarés en union libre quand l'enfant est né. Parallèlement, la fraction des enfants âgés de 29 mois dont les parents sont séparés semble varier en fonction de la langue maternelle de la mère (environ 6 % des allophones, 8 % des anglophones et 12 % des francophones) ou du père (autour de 5 %, 7 % et 11 % respectivement).

Par ailleurs, les parents des enfants de l'ÉLDEQ sont de cette génération nouvelle où les filles ont eu accès aux mêmes possibilités éducatives que les garçons. Elles en ont profité, de sorte que les mères d'aujourd'hui sont autant diplômées que leurs conjoints : plus de la moitié des parents vivant en couple avant la naissance détiennent au moins un diplôme d'études postsecondaires, et 27 % des mères et 25 % des pères détiennent en fait un diplôme universitaire. Cette nouvelle donne n'est peut-être pas étrangère au fait que ces mères aussi éduquées que les pères puissent plus facilement faire face aux défis économiques d'une séparation, fût-elle très précoce après la naissance d'un enfant. L'analyse de régression permettra de tester ce genre d'hypothèse, en tenant compte de façon plus précise des écarts existants entre parents au chapitre de la scolarité.

Associée à cet acquis du côté de la formation, on doit noter l'accession des mères au marché du travail, laquelle augmente aussi la possibilité qu'elles soient moins dépendantes de l'apport financier de leur conjoint pour assurer leur survie et celle de leurs enfants, lorsque survient la rupture. Au tableau 4.1, on remarque qu'il n'y a pas de lien entre la participation des mères au marché du travail et le type d'union qu'elles forment avec le père de l'enfant au moment de sa naissance : quelle qu'ait été leur activité au cours de la dernière année, un peu plus de la moitié des mères ont donné naissance à l'enfant cible dans le cadre d'une union libre. Par contre, il semble que les enfants dont la mère a été active sont moins susceptibles d'avoir connu la séparation précoce de leurs parents (8 % des enfants de mères actives à plein temps c. 16 % des enfants de mères inactives). Il est cependant difficile de confirmer cette association, étant donné que les données recueillies sur le régime de travail des parents portent sur la

période de 12 mois précédant le premier volet de l'enquête : cela couvre les 7 derniers mois de grossesse de la mère et les 5 premiers mois après l'accouchement, ce qui peut dans beaucoup de cas s'écarter passablement des conditions habituelles d'activité des mères. On a quand même inclus dans l'analyse multivariée le fait que les mères vivant en couple aient déclaré avoir travaillé à plein temps (54 % des mères), à temps partiel (18 %) ou pas du tout (28 %) au cours de cette période.

On a également tenu compte du lieu de naissance des parents, sans pouvoir toutefois catégoriser le milieu culturel des parents nés à l'étranger, étant donné les petits nombres de cas disponibles pour les nombreux pays d'origine des parents nés ailleurs qu'au Canada. Ont donc été regroupés dans l'analyse de régression les enfants dont les deux parents sont nés au Canada, ceux dont les deux parents sont nés à l'étranger et ceux issus d'un couple mixte dont un des parents est né à l'étranger. Dans le cas des mères comme des pères, la diffusion de l'union libre est nettement associée au fait d'être né au Canada, la population immigrante n'ayant pas encore intégré cette nouvelle tendance : au sein des familles biparentales, 58 % des mères et 59 % des pères nés au Canada ont donné naissance à l'enfant sans être mariés, contre seulement 19 % des mères et 15 % des pères nés ailleurs. Cela pourrait aussi être lié à une propension moins grande des parents immigrants à rompre précocement après l'arrivée d'un enfant.

4.2 Une caractéristique du ménage : le revenu

En dernier lieu, on a tenu compte du revenu familial en fonction du comportement des parents à l'égard de l'union libre et de leur propension à rompre rapidement après la naissance d'un enfant. Au tableau 4.3, les enfants nés en famille biparentale ont été regroupés selon le revenu total du ménage au cours des 12 mois qui ont précédé le volet 1998 de l'ÉLDEQ : la plus grande fraction d'entre eux (43 %) sont nés dans des ménages dont le revenu familial était égal ou supérieur à 50 000 \$; 30 % sont nés dans des familles à revenu moyen (de 30 000 \$ à 49 999 \$); et plus d'un sur quatre a vu le jour dans un ménage à faible (14 %) ou à très faible (14 %) revenu, c'est-à-dire dans des familles dont le revenu

total n'était respectivement que de 20 000 \$ à 29 999 \$ et de moins de 20 000 \$.

L'union libre est plus répandue dans les classes de revenu les plus faibles, avec au-delà de 60 % des enfants qui naissent de parents cohabitants dans les ménages dont le revenu total est inférieur à 30 000 \$. Cependant, il est à noter que la fraction demeure élevée dans les classes de revenu supérieures, puisque parmi les enfants nés entourés de leurs deux parents, 43 % de ceux appartenant à un ménage gagnant 50 000 \$ ou plus sont également issus de parents en union de fait. Du point de vue de la précocité des ruptures d'union, on observe qu'une fraction nettement plus élevée (26 %) des enfants nés dans les ménages à très faible revenu ont déjà été témoins, à l'âge de 2 ½ ans, de la séparation de leurs parents.

4.3 L'analyse de régression : l'impact des caractéristiques démographiques et socioéconomiques

Quelles sont, parmi les caractéristiques socio-économiques que l'on vient d'examiner, celles qui influencent véritablement la probabilité, pour un enfant âgé d'environ 2 ½ ans, d'avoir vu ses parents se séparer? Dans quelle mesure l'introduction de ces caractéristiques dans l'analyse modifie-t-elle, par

ailleurs, les effets associés précédemment à l'histoire conjugale et parentale? Par exemple, l'association notée entre le statut d'activité des femmes et le fait d'avoir vécu une séparation traduit-elle un effet propre lié aux comportements particuliers des mères qui détiennent un emploi ou reflète-t-elle, au contraire, la situation économique plus favorable des ménages à double revenu? De même, l'impact du jeune âge des mères à la naissance de l'enfant cible noté précédemment reflète-t-il un effet propre associé à un manque de maturité et d'expérience ou est-il davantage lié au fait que ces femmes sont peu scolarisées et disposent de faibles revenus? Si le premier type de relation prévaut, c'est-à-dire si le statut d'emploi et l'âge des mères à la naissance exercent un effet en soi, les coefficients associés à ces caractéristiques devraient demeurer significatifs, une fois l'ensemble des caractéristiques socio-économiques prises en compte; si c'est plutôt le second processus qui est à l'œuvre, les coefficients ne devraient plus être significatifs. C'est ce que le tableau 4.4 tente de vérifier, en présentant les résultats de la régression logistique. Tel qu'on l'a mentionné précédemment, l'analyse porte sur les enfants dont les parents vivaient ensemble lorsqu'ils sont nés et qui étaient toujours ensemble lors du premier volet de l'enquête.

Tableau 4.3

Parmi les enfants âgés d'environ 29 mois dont les parents vivaient ensemble à la naissance, pourcentage dont les parents vivaient en union libre et pourcentage dont les parents se sont séparés, selon le revenu brut total du ménage au cours de l'année précédant le premier volet de l'ÉLDEQ, Québec, 1998 et 2000

Revenu total du ménage	Distribution	Parents en union libre	
		%	
Moins de 20 000 \$	13,8	62,0	25,9
20 000 \$ - 29 999 \$	13,6	63,3	13,7 *
30 000 \$ - 49 999 \$	30,0	57,5	9,4
50 000 \$ ou plus	42,6	43,2	6,0
Total %	100,0		
n	1 795		
c²		p < 0,001	p < 0,001

* Coefficient de variation entre 15 % et 25 %; interpréter avec prudence.
Source : Institut de la statistique du Québec, ÉLDEQ 1998-2002.

Tableau 4.4

Caractéristiques démographiques et socioéconomiques associées à la propension de vivre la séparation des parents entre la naissance et l'âge d'environ 29 mois, Québec, 1998 et 2000

	Catégorie des variables ¹	Modèle 1	Modèle 2
		Rapports de cotes ²	Rapports de cotes ²
Union à la naissance (Mariage direct)	Mariage précédé d'une union libre	2,96 [†]	2,95 [†]
	Union libre	3,57 ^{††}	3,48 ^{††}
Âge de la mère à la naissance		0,94 ^{††}	0,92 ^{††}
Écart d'âge entre parents (Écart de moins de 2 ans)	M a au moins 2 ans de plus		2,01 [‡]
	P a 2 à 4 ans de plus		1,11
	P a au moins 5 ans de plus		0,87
Durée de l'union à la naissance (48 mois et plus)	Moins de 9 mois	2,71 [†]	2,42 [†]
	9-23 mois	2,05 [†]	1,85 [‡]
	24-47 mois	0,88	0,78
Rang de naissance de l'enfant (Rang 1)	Rang 2	1,46	1,44
	Rang 3 et plus	1,52	1,57
Unions antérieures des parents (Aucune union)	Union de la mère	0,91	0,87
	Union du père	1,21	1,39
	Union des deux parents	1,69 [†]	1,86 [†]
Enfants d'une union antérieure (Aucun enfant)	Enfant(s) dans le ménage	1,08	0,98
	Enfant(s) vivant ailleurs	4,37 ^{†††}	5,16 ^{†††}
Religion de la mère au volet 1 (Catholique pratiquante)	Catholique peu/pas pratiquante	1,04	1,06
	Protestante	1,12	1,30
	Autre religion	2,31	2,60 [‡]
	Aucune religion	0,90	0,96
Lieu de naissance des parents (Les 2 au Canada)	Les 2 à l'extérieur du Canada	0,78	0,97
	1 au Canada - 1 à l'extérieur	2,19 [†]	2,53 [†]
Langue maternelle des parents (Français)	Anglais	0,31 [†]	0,23 [†]
	1 anglais – 1 français	0,64	0,61
	Au moins 1 autre langue	0,53	0,48
Scolarité de la mère au volet 1 (Diplôme universitaire)	Pas de diplôme secondaire	0,82	1,20
	Diplôme d'études secondaires	1,03	1,29
	Diplôme d'études post-secondaires	0,79	0,85
Écart de scolarité entre parents au volet 1 (P a un niveau de plus)	M a un niveau de plus		1,90 [†]
	Aucun écart		2,00 [†]
Revenu du ménage au volet 1 (50 000 \$ et plus)	Moins de 20 000 \$	2,48 [†]	2,21 [†]
	20 000 \$ – 29 999 \$	1,64 [‡]	1,29
	30 000 \$ – 49 999 \$	1,25	1,10
Statut d'emploi de la mère au volet 1 (Emploi à plein temps)	Emploi à temps partiel	0,92	0,91
	Sans emploi	1,15	1,19
Statut d'emploi du père au volet 1 (Emploi à plein temps)	Emploi à temps partiel		1,63
	Sans emploi		0,61

1. La catégorie de référence est indiquée entre parenthèses.

2. Rapports significatifs au seuil de : ‡ : 0,10; † : 0,05; †† : 0,01; ††† : 0,001.

Source : Institut de la statistique du Québec, ÉLDEQ 1998-2002.

Outre les variables prises en compte dans le modèle « démographique », l'analyse inclut : l'écart d'âge qui sépare les parents à la naissance de l'enfant¹¹; la religion de la mère¹²; le lieu de naissance combiné du père et de la mère; la langue maternelle combinée du père et de la mère; le niveau de scolarité atteint par la mère ainsi que l'écart de scolarité existant entre les parents; le revenu du ménage; et le statut d'emploi du père et de la mère. Le premier modèle inclut l'ensemble des variables précédentes, à l'exception de l'écart d'âge et de scolarité séparant les conjoints ainsi que du statut d'emploi du père, lesquelles sont introduites dans le deuxième modèle. Afin de faire ressortir le rôle que les différences d'atouts entre parents exercent sur les risques de rupture, au-delà de l'effet des autres variables, on a choisi de procéder en deux temps.

La majorité des effets décelés dans le modèle « démographique » perdurent lorsqu'on introduit les caractéristiques socioéconomiques et culturelles des parents dans l'analyse. Ainsi, le type d'union dans lequel les enfants naissent demeure étroitement associé à la probabilité qu'ils ont de voir leurs parents se séparer : les enfants nés de parents mariés ayant au préalable cohabité ou étant toujours en union libre ont environ de 3 à 3,6 fois plus de chances que ceux nés de parents mariés directement d'avoir connu cette expérience avant l'âge de 2 ½ ans (modèle 1). L'âge des mères à la naissance de l'enfant reste négativement associé au risque qu'il a de voir ses parents rompre, chaque année d'âge réduisant d'environ 6 % (1 - 0,94) les chances de séparation. De même, le fait pour un enfant de naître moins de deux ans après la mise en union de ses parents, d'être issu de parents ayant tous deux vécu en couple avec un autre partenaire ou d'avoir des demi-frères ou demi-sœurs qui habitent sous un autre toit demeure lié à un risque accru de séparation. Enfin, les rapports attachés aux rangs de naissance 2, 3 et plus sont toujours supérieurs à 1, mais ils ne sont plus significatifs au plan statistique, en raison peut-être des faibles effectifs en présence.

Une fois prises en compte les caractéristiques « démographiques » des parents, les enfants dont un

11. Contrairement au modèle du tableau 3.9, l'âge de la mère est introduit dans l'équation sous la forme d'une variable continue.

12. La religion du père a dû être écartée de l'analyse, étant trop étroitement corrélée à la religion de la mère.

des parents est né au Canada et l'autre en dehors du pays ressortent comme étant environ deux fois plus susceptibles de vivre une rupture parentale que ceux dont les deux parents sont natifs du Canada. Comparativement à ces derniers, ceux dont les deux parents ont immigré au Canada semblent afficher une probabilité moins grande de séparation, mais la différence n'est pas significative. Par ailleurs, les rapports associés à la langue maternelle des parents, quoique non significatifs, sont tous inférieurs à 1, suggérant une probabilité plus élevée pour les enfants issus de deux parents francophones de voir ceux-ci se séparer. Seul l'écart séparant les enfants nés de parents anglophones et francophones est toutefois significatif au seuil de 0,10, les premiers ayant environ le tiers des chances des seconds de vivre la séparation de leurs parents (rapport de 0,31). Ce résultat va dans le sens d'autres travaux montrant l'opposition entre les comportements conjugaux des Québécois, à majorité francophone, et ceux des Canadiens anglais résidant dans les autres provinces (Le Bourdais et autres, 2000; Pollard et Wu, 1998).

Les enfants dont la mère déclare être de religion catholique mais ne pas assister aux offices religieux sur une base régulière n'apparaissent pas plus à risque de connaître une rupture que ceux dont la mère est catholique et pratiquante. Face à ces derniers, ce sont les enfants dont la mère rapporte une religion « autre » qui semblent dorénavant plus enclins à vivre un tel événement (rapport de 2,31), mais cette différence n'est pas significative au plan statistique. L'absence de liens statistiques tient sans doute aux faibles effectifs en présence et au fait que cette catégorie regroupe des enfants issus de milieux culturels diversifiés dont les effets ne sont que bien imparfaitement pris en compte dans l'analyse. Nos résultats rejoignent néanmoins ceux de Wu (2000), qui n'a observé aucun lien statistique entre l'appartenance religieuse et les risques de rupture d'union libre.

Ni le niveau de scolarité atteint par les mères, ni leur statut d'emploi au cours des 12 mois précédant le premier volet de l'enquête ne semblent, de prime abord, influencer de manière significative les risques des enfants de voir leurs parents se séparer. Le revenu du ménage, par contre, semble négativement

relié au risque de rupture des parents des enfants¹³ : le rapport de cote attaché à chaque catégorie de revenu diminue à mesure que celle-ci augmente; seuls les enfants vivant dans un ménage à très faible revenu se distinguent toutefois de manière significative de leurs homologues appartenant à des milieux plus fortunés (50 000 \$ et plus), avec un risque environ deux fois et demie plus élevé de connaître la séparation de leurs parents.

L'introduction dans le deuxième modèle du statut d'emploi des pères et des écarts d'âge et de scolarité qui séparent les parents modifie relativement peu les rapports de cotes des variables incluses dans le premier modèle, si ce n'est de rendre significatives (ou non significatives) au seuil de 0,05 ou 0,10 certaines associations notées dans le modèle précédent. Elle fait toutefois ressortir l'effet que la position relative des conjoints l'un par rapport à l'autre exerce sur les risques de séparation. Ainsi, lorsqu'on tient compte de l'écart d'âge entre parents, l'âge de la mère à la naissance de l'enfant demeure négativement associé au risque de séparation, mais cet effet varie selon le degré d'hétérogamie observé dans le couple. À âge égal de la mère à la naissance, les enfants sont environ deux fois plus susceptibles de voir leur famille éclater lorsque leur mère est plus âgée que leur père que lorsque leurs deux parents ont sensiblement le même âge (c'est-à-dire deux ans ou moins d'écart).

Quel que soit le niveau de scolarité de la mère, lorsque celle-ci possède un diplôme égal ou supérieur à celui du père, les risques qu'ont les enfants de connaître précocement une rupture sont nettement plus élevés. Nos résultats soulignent donc la nécessité de tenir compte non seulement du niveau absolu de ressources des parents, mais aussi de la part relative détenue par chacun, si l'on espère expliquer les risques de séparation, lesquels ne sont certainement pas sans lien avec les rapports de pouvoir et de négociation existant au sein des couples.

13. Les résultats vont dans le même sens lorsqu'on a recours à l'indicateur de suffisance du revenu, lequel tient compte du nombre de personnes vivant dans le ménage.

5. Conclusion

Les enfants visés par l'ÉLDEQ sont âgés d'à peine 2 ½ ans en 2000. Déjà, pourtant, leur histoire familiale présente des signes indéniables qui laissent présager que leur environnement familial sera particulièrement sujet à des transformations tout au long de leur enfance et de leur adolescence. Leurs parents ont adopté, souvent bien avant de les mettre au monde, des comportements qui demeurent fortement associés à une grande mouvance des trajectoires familiales : le choix de l'union libre, adoptée par la majorité des couples québécois qui deviennent parents en cette fin de siècle, persiste comme étant un des déterminants les plus significatifs de la probabilité, pour les enfants qui en sont issus, de connaître la séparation précoce de leurs parents, c'est-à-dire avant l'âge de 2 ½ ans. À cet effet se greffe l'impact de plusieurs autres variables démographiques : les plus robustes, au plan statistique, demeurent le fait de naître d'une mère très jeune ou de naître de parents, le plus souvent d'un père, ayant eu des enfants d'une union antérieure qui ne partagent pas la même résidence que l'enfant cible.

L'introduction, dans l'analyse de régression, de plusieurs caractéristiques socioéconomiques des parents a permis d'identifier des déterminants attendus, mais aussi parfois nouveaux. Parmi les facteurs attendus, le fait qu'au Québec, ce soient davantage les parents francophones, catholiques d'origine et nés au Canada qui s'abstiennent de se marier est sans doute responsable du peu de signification statistique de ces variables dans la mesure de la propension à la rupture précoce, étant donné la prépondérance de l'union libre comme facteur de risque. Par ailleurs, les enfants dans les ménages à très faible revenu demeurent significativement plus à risque de voir leurs parents se séparer alors qu'ils sont très jeunes, que ceux-ci soient mariés ou non. On peut penser que ces enfants verront s'accumuler, du moins en termes d'accès à un niveau de vie convenable, les effets indésirables de la séparation de leurs parents.

Parmi les déterminants moins attendus, l'introduction, non seulement du niveau de scolarité des mères, mais aussi de l'écart entre le plus haut diplôme

obtenu par la mère et par le père, fait apparaître le rôle du nouveau profil des mères d'aujourd'hui. En effet, l'analyse de régression indique que les mères plus jeunes sont plus susceptibles de rompre tôt après la naissance de l'enfant, et cela, quelle qu'ait été la nature de l'union qui les liait au père. On observe toutefois que lorsque la mère est plus âgée ou possède un diplôme de niveau supérieur à celui du père, les enfants sont également plus à risque de vivre une séparation parentale précoce. Il faudra suivre de près la situation des enfants issus de ces « nouvelles mères » économiquement plus indépendantes, dont l'âge, le niveau d'éducation et sans doute le niveau de revenu leur permettent d'autant plus facilement d'envisager la séparation qu'elles sont aussi bien ou même mieux équipées que le père pour y faire face financièrement.

De façon plus générale, que révèlent les résultats présentés? Certaines commentatrices n'hésitent pas à nous reprocher le caractère qu'elles jugent alarmiste de nos analyses (Kempeneers et Dandurand, 2001). Il faut toutefois comprendre que le but poursuivi ici n'est pas d'attribuer un stigmate aux enfants et aux familles qui vivent la rupture des parents. Il est évident que l'avènement de transitions familiales ne touche pas tous les enfants ni toutes les familles de façon unidirectionnelle. Certains individus et certaines familles peuvent mieux s'ajuster la cessation de la vie couple des parents, voire en bénéficier. Mais encore faut-il voir que les synthèses les plus récentes des conséquences des ruptures d'unions, à la fois sur les adultes et les enfants, semblent plutôt faire pencher la balance du côté négatif, même si on reconnaît la diversité des impacts d'un individu à l'autre et le rôle variable des facteurs de médiation et de protection (Amato, 2000).

L'objectif visé est de fournir une évaluation précise de l'ampleur du phénomène de l'instabilité conjugale, d'une part, et de la précocité avec laquelle les enfants y sont confrontés, d'autre part. Cela permettra aux analystes du développement des enfants de mieux comprendre la mécanique sous-jacente aux transitions familiales vécues par les enfants et de disposer de meilleurs outils pour associer ces événements et leur enchaînement à des indicateurs

de développement, dont la collecte se fait conjointement et de façon prospective.

Enfin, il faut comprendre la nature des « prédicteurs » identifiés. L'union libre n'est pas en soi le « fléau » responsable de tous les maux associés aux ruptures d'unions, non plus que le retour au mariage traditionnel et institutionnalisé, la panacée universelle. Il faut que la recherche s'attarde maintenant à comprendre les aspirations et les attitudes sous-jacentes aux comportements des couples qui choisissent de ne pas se marier, tout en décidant de fonder une famille et d'avoir des enfants. Pourquoi les couples qui vivent en union libre sont-ils plus susceptibles de mettre fin à leur union? Et pourquoi, dans leur cas, la naissance d'un enfant semble-t-elle davantage porter atteinte à la stabilité du couple? Dans quelles circonstances l'instabilité des couples est-elle ou n'est-elle pas associée à des conséquences négatives ou positives pour les enfants et pour les adultes? En quoi le fait de rompre une union libre plutôt qu'un mariage est-il porteur d'effets positifs ou négatifs? Le fait que les familles québécoises soient parmi les plus avancées quant à la désinstitutionnalisation des unions rend d'autant plus attendues les réponses que la recherche pourra apporter.

À 2 ½ ans, la trajectoire familiale des enfants s'avère déjà plus mouvementée que ce à quoi on aurait pu s'attendre. On peut penser que les transitions familiales qui surviennent très tôt dans la vie des tout-petits peuvent entraîner des conséquences spécifiques, qu'une étude comme l'ÉLDEQ permettra aux chercheurs d'identifier. Cela en soi mérite que l'on continue de s'y intéresser.

Bibliographie

ALLISON, P. D., et F. F., Jr. FURSTENBERG (1989). « How marital dissolution affects children: Variations by age and sex », *Developmental Psychology*, vol. 25, p. 540-549.

AMATO, P. R. (1993). « Children's adjustment to divorce : Theories, hypotheses, and empirical support », *Journal of Marriage and the Family*, vol. 55, p. 23-38.

AMATO, P. R. (2000). « The consequences of divorce for adults and children », *Journal of Marriage and the Family*, vol. 62, p. 1269-1287.

BALAKRISHNAN, T. R., É. LAPIERRE-ADAMCYK et K. KROTKI (1993). *Family and Childbearing in Canada*, Toronto, University of Toronto Press.

BAILLARGEON, J., G. DUBOIS et R. MARINEAU (1986). « Traduction française de l'Échelle d'Ajustement Dyadique [French Translation of the Dyadic Adjustment Scale] », *Revue Canadienne des Sciences du Comportement*, vol. 18, p. 24-34.

BELSKY, J. (1985). « Exploring individual differences in marital change across the transition to parenthood: The role of violated expectations », *Journal of Marriage and the Family*, vol. 47, n° 4, p. 1037-1044.

BELSKY, J. (1990). « Parental and non-parental child care and children's socioemotional development: A decade in review », *Journal of Marriage and the Family*, vol. 52, p. 885-903.

BELSKY, J., K. CRNIC et S. GABLE (1995). « The determinants of coparenting in families with toddler boys: Spousal differences and daily hassles », *Child Development*, vol. 66, p. 629-642.

BENZIES, K. M., M. J. HARRISON et J. MAGILL-EVANS (1998). « Impact of marital quality and parent-infant interaction on preschool behavior problems », *Public Health Nursing*, vol. 15, n° 1, p. 35-43.

BERNIER, M., H. DESROSIERS, C. LE BOURDAIS et E. LÉTOURNEAU (1994). « Un profil des familles québécoises », Montréal, Monographie numéro 1, *Enquête sociale et de santé 1992-1993*, Santé Québec, Ministère de la Santé et des Services sociaux, Gouvernement du Québec, 82 pages.

BOUCHARD, G., S. SABOURIN, Y. LUSSIER, J. WRIGHT et C. RICHER (1998) « Predictive validity of coping strategies on marital satisfaction: Cross-sectional and longitudinal evidence », *Journal of Family Psychology*, vol. 12, p. 112-131.

BRADBURY, T. N. (1998). « The Developmental Course of Marital Dysfunction », New York, Cambridge University Press.

BRADBURY, T. N., C. L. COHAN et B. R. KARNEY (1998). « Optimizing longitudinal research for understanding and preventing marital dysfunction » dans T. N. Bradbury (Ed.), *The developmental course of marital dysfunction*, New York, Cambridge University Press, p. 279-312.

BRADBURY, T. N., F. D. FINCHAM et S. R. H. BEACH (2000). « Research on the nature and the determinants of marital satisfaction : A decade in review », *Journal of Marriage and the Family*, vol. 62, p. 964-980.

BROWN, S. L. (2000). « The effect of union type on psychological well-being: Depression among cohabitators versus married », *Journal of Health and Social Behavior*, vol. 41, p. 241-255.

BUMPASS, L. L., et H. H. LU (2000). « Trends in cohabitation and implications for children's family contexts in the United States », *Population Studies*, vol. 54, n° 1, p. 29-41.

BUMPASS, L. L., T. C. MARTIN et J. A. SWEET (1991). « The impact of family background and early marital factors on marital disruption », *Journal of Family Issues*, vol. 12, n° 1, p. 22-42.

BUMPASS, L. L., et J. A. SWEET (1972). « Differentials in marital instability : 1970 », *American Sociological Review*, vol. 37, n° 6, p. 754-766.

CHAN, L. Y.W., et T. B. HEATON (1989). « Demographic determinants of delayed divorce », *Journal of Divorce*, vol. 13, n° 1, p. 97-112.

CHASE-LANSDALE, P. L., A. J. CHERLIN et K. E. KIERNAN (1995). « The long-term effects of parental divorce on the mental health of young adults: A developmental perspective », *Child Development*, vol. 66, p. 1614-1634.

- CHEN, J., R. WILKINS et E. NG (1996). « Espérance de vie en bonne santé selon le statut d'immigrant, 1986 et 1991 », *Rapport sur la santé*, vol. 8, n° 3, p. 31-36.
- CHERLIN, A. J., F. F., Jr. FURSTENBERG, P. L. CHASE-LANSDALE, K. E. KIERNAN, P. K. ROBINS, D. R. MORRISON et J. O. TEITLER (1991). « Longitudinal studies of effects of divorce on children in Great Britain and the United States », *Science*, vol. 252, p. 1386-1389.
- CLOUTIER, R. (1997). « Transitions familiales et développement de l'enfant : les enjeux pour l'intervention », *Revue de Droit – Université de Sherbrooke*, vol. 28, n° 1-5, p. 19-39.
- CONGER, R. D., F. O. LORENZ, G. H. ELDER, R. L. SIMONS et X. GE. (1993). « Husband and wife differences in response to undesirable life events », *Journal of Health and Social Behavior*, vol. 34, p. 71-88.
- CONGER, R. D., M. A. RUETER et G. H. ELDER (1999). « Couple resilience to economic pressure », *Journal of Personality and Social Psychology*, vol. 76, p. 54-71.
- CORLEY, C. J., et A. Y. WOODS (1991). « Socioeconomic, sociodemographic and attitudinal correlates of the tempo of divorce », *Journal of divorce and remarriage*, vol. 16, n° 1-2, p. 47-68.
- CRANE, R. D., K. C. MIDDLETON et R. A. BEAN (2000). « Establishing criterion scores for the Kansas Marital Satisfaction Scale and the Revised Dyadic Adjustment Scale », *The American Journal of Family Therapy*, vol. 28, p. 53-60.
- DE MARIS, A., et V. RAO (1992). « Premarital cohabitation and subsequent marital instability in the United States: A reassessment », *Journal of Marriage and the Family*, vol. 54, p. 178-190.
- DESROSIERS, H., et C. LE BOURDAIS (1991). « The impact of age at marriage and timing of first birth on marriage dissolution in Canada », *Canadian Studies in Population*, vol. 18, n° 1, p. 29-51.
- DESROSIERS, H., C. LE BOURDAIS et B. LAPLANTE (1995). « Les dissolutions d'union dans les familles recomposées : l'expérience des femmes canadiennes », *Recherches sociographiques*, vol. XXXVI, p. 47-64.
- DESROSIERS, H., M. BOIVIN et V. SAYSET (2000). « Vie conjugale des parents, section II – Le soutien du conjoint : qu'en pensent les mères? » dans *Étude longitudinale du développement des enfants du Québec (ÉLDEQ 1998-2002)*, Québec, Institut de la statistique du Québec, vol. 1, n° 11, p. 37-58.
- DE VITO, C., et J. HOPKINS (2001). « Attachment, parenting, and marital dissatisfaction as predictors of disruptive behavior in preschooler », *Development and Psychopathology*, vol. 13, n° 2, p. 215-231.
- DUCHESNE, L. (1998). *La situation démographique au Québec. Bilan 2001*, Institut de la statistique du Québec.
- EMERY, R. E. (1988). *Marriage, Divorce and Children's Adjustment*, Newbury Park (CA), Sage.
- FERGUSON, D. M., M. T. LYNKEY et L. J. HORWOOD (1994). « The effects of parental separation, the timing of separation and gender on children's performance on cognitive tests », *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, vol. 35, p. 1077-1092.
- FERRI, E. (1995). « La recherche sur les familles recomposées en Grande-Bretagne » dans Meulders-Klein, M.T., et I. Théry (éd.), *Quels repères pour les familles recomposées?*, Paris, L.G.D.J., p. 77-85.
- FINCHAM, F. D., et S. R. H. BEACH (1999). « Marriage in the new millenium: Is there a place for social cognition in marital research », *Journal of Social and Personal Relationships*, vol. 16, p. 685-704.
- FISHMAN, E. A., et S. A. MEYERS (2000). « Marital satisfaction and child adjustment: Direct and mediated pathways », *Contemporary Family Therapy: An International Journal*, vol. 22, n° 4, p. 437-452.
- FORTHOFER, M. S., R. C. KESSLER, A. L. STORY et I. H. GOTLIB (1996). « The effects of psychiatric disorders on the probability and timing of first marriage », *Journal of Health and Social Behavior*, vol. 37, p. 121-132.
- GEIST, R. L. et D. G. GILBERT (1996). « Correlates of expressed and felt emotion during marital conflict : Satisfaction, personality, process and outcome », *Personality and Individual Differences*, vol. 21, p. 49-60.
- GOTLIB, I. H., P. M. LEWINSOHN et J. R. SEELEY (1998). « Consequences of depression during adolescent: Marital status and marital functioning in early adulthood », *Journal of Abnormal Psychology*, vol. 107, p. 686-690.

- GROTE, N. K., I. H. FRIEZE et C. A. STONE (1996). « Children, traditionalism in the division of family work, and marital satisfaction: What's love got to do with it? », *Personal Relationships*, vol. 3, p. 211-228.
- HALL, D. R., et J. Z. ZHAO (1995). « Cohabitation and divorce in Canada: Testing the selectivity hypothesis », *Journal of Marriage and the Family*, vol. 57, p. 421-427.
- HARE, R. D. (1999). « Psychopathy as a risk factor for violence », *Psychiatric Quarterly*, vol. 70, p. 181-197.
- HASKEY, J. C. (1987). « Divorce in the early years of marriage in England and Wales: Results from a prospective study using linked records », *Journal of Biosocial Science*, vol. 19, n° 3, p. 255-271.
- HETHERINGTON, E. M., M. COX et R. COX (1985). « Long term effects of divorce and remarriage on the adjustment of children », *Journal of the American Academy of Child and Adolescent Psychiatry*, vol. 24, p. 518-530.
- HOEM, J. M. (1997). « Educational gradients in divorce risks in Sweden in recent decades », *Population Studies*, vol. 51, n° 1, p. 19-27.
- HOSMER, D. W., et S. LEMESHOW (1989). *Applied Logistic Regression*, Wiley.
- INSTITUT DE LA STATISTIQUE DU QUÉBEC (2001). *Nombre de divorces et indice synthétique de divortialité, Québec, 1969-1998*, Gouvernement du Québec.
- JACOBSON, N. S., et A. CHRISTENSEN. (1996). « Integrative couple therapy: Promoting acceptance and change », New York, W. W. Norton, 283 pages.
- JUBY, H., N. MARCIL-GRATTON et C. LE BOURDAIS, avec la collaboration de P.-M. HUOT (2001). « Une nouvelle étape de la vie familiale : la naissance d'un enfant en famille recomposée » dans Bélanger, A. (éd.), *Rapport sur l'état de la population au Canada – 1999-2000*, Ottawa, Statistique Canada, numéro de catalogue : 91-209-XPF. Également disponible en anglais.
- KARNEY, B. R., et T. N. BRADBURY (1995). « The longitudinal course of marital quality and stability: A review of theory, methods, and research », *Psychological Bulletin*, vol. 118, p. 3-34.
- KEMPENEERS, M., et R. DANDURAND (2001). « L'enfant à risque : discours scientifiques et interventions publiques », *Éthique publique*, vol. 3, n° 1, p. 138-146.
- KITZMAN, K. M. (2000). « Effects of marital conflict on subsequent triadic family interactions and parenting », *Developmental psychology*, vol. 36, n° 1, p. 3-13.
- KURDEK, L. A. (1991). « Marital stability and changes in marital quality in newly wed couples: A test of the contextual model », *Journal of Social and Personal Relationships*, vol. 8, n° 1, p. 27-48.
- KURDEK, L. A. (1998). « The nature and predictors of the trajectory of change in marital quality over the first 4 years of marriage for first-married husbands and wives », *Journal of Family Psychology*, vol. 12, p. 494-512.
- LE BOURDAIS, C., et N. MARCIL-GRATTON (1996). « Family transformations across the Canadian/American border: When the laggard becomes the leader », *Journal of Comparative Family Studies*, vol. 27, n° 3, p. 415-436.
- LE BOURDAIS, C., G. NEILL et N. VACHON (2000). « Family disruption in Canada: Impact of the changing patterns of family formation and of female employment », *Canadian Studies in Population*, vol. 27, n° 1, p. 85-105.
- LÉTOURNEAU, E., D. ANDRÉ, M. BERNIER, P. MARCHAND et A.-M. TRUDEL (1998). « Familles et santé » dans *Enquête sociale et de santé 1998*, Québec, Institut de la statistique du Québec, p. 471-495.
- LILLARD, L. A., et L. J. WAITE (1993). « A joint model of marital childbearing and marital disruption », *Demography*, vol. 30, n° 4, p. 653-681.
- LUSSIER, Y., S. SABOURIN et C. TURGEON (1997). « Coping strategies as moderators of the relationship between attachment and marital adjustment », *Journal of Social and Personal Relationships*, vol. 14, p. 777-791.
- McBRIDE MURRY, V., E., PHILLIPS SMITH et N. E. HILL (2001). « Race, ethnicity, and culture in studies of families in context », *Journal of Marriage and the Family*, vol. 63, p. 911-914.
- MARCIL-GRATTON, N. (1998). *Grandir avec Maman et Papa? Les trajectoires familiales complexes des enfants canadiens*, Statistique Canada, numéro de catalogue 89-566-XIF, 30 pages. Également disponible en anglais.

- MARCIL-GRATTON, N., et H. JUBY (2000). « Vie conjugale des parents, section 1 – Le passé conjugal des parents : un déterminant de l'avenir familial des enfants? » dans *Étude longitudinale du développement des enfants du Québec (ÉLDEQ 1998-2000)*, Québec, Institut de la statistique du Québec, vol. 1, n° 11.
- MARCIL-GRATTON, N., et C. LE BOURDAIS (1999). *Garde des enfants, droits de visite et pension alimentaire : résultats de l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes*, Ottawa, Équipe sur les pensions alimentaires pour enfants, ministère de la Justice du Canada, rapport de recherche CSR 1999-3F. Également disponible en anglais.
- MARGOLIN, G., A. CHRISTENSEN et R. S. JOHN (1996). « The continuance and spillover of everyday tensions in distressed and nondistressed families », *Journal of Family Psychology*, vol. 10, p. 304-321.
- MARTIN, T. C., et L. L. BUMPASS (1989). « Recent trends in marital disruption », *Demography*, vol. 26, n° 1, p. 37-51.
- NEILL, G., et C. LE BOURDAIS (1999). « Male and female work histories and family disruption in Canada », *Inédits*, Montréal, INRS-Urbanisation, n° 99-08, 23 pages.
- NOCK, S. L. (1995). « A comparison of marriages and cohabiting relationships », *Journal of Family Issues*, vol. 16, p. 53-76.
- O'BRIEN, M., et M. A. BAHADUR (1998). « Marital aggression, mother's problem-solving behavior with children, and children's emotional and behavioral problems », *Journal of Social and Clinical Psychology*, vol. 17, p. 249-272.
- OPPENHEIMER, V. K. (1994). « Women's rising employment and the future of the family », *Population and Development Review*, vol. 20, p. 293-342.
- POLLARD, M. S., et Z. WU (1998). « Divergence of marriage patterns in Quebec and elsewhere in Canada », *Population and Development Review*, vol. 24, p. 329-356.
- ROBINSON, B. E., C. FLOWERS et J. CARROLL (2001). « Work stress and marriage: A theoretical model examining the relationship between workaholism and marital satisfaction », *International Journal of Stress Management*, vol. 8, p.165-175.
- SÉNÉCAL, C., R. J. VALLERAND et F. GUAY. (2001). « Antecedents and outcomes of work family conflict: Toward a motivational model », *Personality and Social Psychology Bulletin*, vol. 27, p. 176-186.
- SPANIER, G. B. (1976). « Measuring dyadic adjustment: New scales for assessing the quality of marriage and similar dyads », *Journal of Marriage and the Family*, vol. 38, p. 15-28.
- STATISTIQUE CANADA (2000). « Family violence in Canada: A statistical profile », National Clearinghouse on family violence, Ottawa.
- STOCKER, C, K. AHMED et M. STALL (1997). « Marital satisfaction and maternal emotional expressiveness: Links with children's sibling relationships », *Social Development*, vol. 6, n° 3, p. 373-385.
- VALOIS, P., S. SABOURIN et Y. LUSSIER (en préparation). « Dyadic Adjustment Scale: An item response theory analysis ».
- VANDERWATER, E. A., et J. E. LANSFORD (1998). « Influences of family structure and parental conflict on children's well-being », *Family Relations*, vol. 47, p. 323-330.
- VANLANINGHAM, J., D. R. JOHNSON et P. AMATO (2001). « Marital happiness, marital duration, and the U-Shaped curve: Evidence from a five-wave panel study », *Social Forces*, vol. 79, p. 1313-1341.
- WALLERSTEIN, J. S., et J. B. KELLY (1980). *Surviving the break up*, New York, Basic Books.
- WILKINSON, R. B. (1995). « Changes in psychological health and the marital relationship through childbearing: Transition or process as stressor », *Australian Journal of Psychology*, vol. 47, n° 2, p. 86-92.
- WINEBERG, H. (1992). « Childbearing and dissolution of the second marriage », *Journal of Marriage and the Family*, vol. 54, n° 4, p. 879-887.
- WHISMAN, M. A. (2001). « Marital adjustment and outcome following treatments for depression », *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, vol. 69, p. 125-129.
- WOODWARD, L., D. M. FERGUSON et J. BELSKY (2000). « Timing of parental separation and attachment to parents in adolescence: Results of a prospective study from birth to age 16 », *Journal of Marriage and the Family*, vol. 62, n° 1, p. 162-174.
- WU, Z. (1995). « The stability of cohabitation relationships: The role of children », *Journal of Marriage and the Family*, vol. 57, n° 2, p. 231-236.

WU, Z. (2000). *Cohabitation. An alternative form of family living*, Toronto, Oxford University Press.

YOEMANS, F., J. CLARKIN et O. KERNBERG (2002). « A primer on transference focused psychotherapy for borderline patients », New York, Jason Aronson.

ZOCCOLILLO, M. (2000). « Santé et adaptation sociale des parents, section II – Adaptation sociale » dans *Étude longitudinale du développement des enfants du Québec (ÉLDEQ 1998-2002)*, Québec, Institut de la statistique du Québec, vol. 1, n° 9, p. 37-54.

Liste des numéros inclus dans le volume 2 de la collection

Ce document fait partie d'une série de numéros composant le volume 2 d'un rapport cité comme suit : JETTÉ, M., H. DESROSIERS, R. E. TREMBLAY, G. NEILL, J. THIBAUT et L. GINGRAS (2002). *Étude longitudinale du développement des enfants du Québec (ÉLDEQ 1998-2002) – De la naissance à 29 mois*, Québec, Institut de la statistique du Québec, vol. 2.

Voici la liste de tous les numéros disponibles :

JETTÉ, M. (2002). « Enquête : description et méthodologie, section I – Logistique d'enquête et collectes longitudinales » dans *Étude longitudinale du développement des enfants du Québec (ÉLDEQ 1998-2002) – De la naissance à 29 mois*, Québec, Institut de la statistique du Québec, vol. 2, n° 1.

PLANTE, N., R. COURTEMANCHE et L. DESGROSEILLIERS (2002). « Enquête : description et méthodologie, section II – Méthodologie statistique : aspects longitudinaux des volets 1998 à 2000 » dans *Étude longitudinale du développement des enfants du Québec (ÉLDEQ 1998-2002) – De la naissance à 29 mois*, Québec, Institut de la statistique du Québec, vol. 2, n° 1.

DESROSIERS, H., G. NEILL, L. GINGRAS et N. VACHON (2002). « Grandir dans un environnement en changement » dans *Étude longitudinale du développement des enfants du Québec (ÉLDEQ 1998-2002) – De la naissance à 29 mois*, Québec, Institut de la statistique du Québec, vol. 2, n° 2.

Vol. 2 , n° 3 (À paraître au printemps 2003).

PETIT, D., É. TOUCHETTE, J. PAQUET et J. MONTPLAISIR (2002). « Le sommeil : évolution et facteurs associés » dans *Étude longitudinale du développement des enfants du Québec (ÉLDEQ 1998-2002) – De la naissance à 29 mois*, Québec, Institut de la statistique du Québec, vol. 2, n° 4.

DUBOIS, L., et M. GIRARD (2002). « Évolution des comportements et des pratiques alimentaires » dans *Étude longitudinale du développement des enfants du Québec (ÉLDEQ 1998-2002) – De la naissance à 29 mois*, Québec, Institut de la statistique du Québec, vol. 2, n° 5.

VEILLEUX, G., M. GÉNÉREUX et J. DUROCHER (2002). « Comportements parentaux à l'égard de la santé buccodentaire des enfants » dans *Étude longitudinale du développement des enfants du Québec (ÉLDEQ 1998-2002) – De la naissance à 29 mois*, Québec, Institut de la statistique du Québec, vol. 2, n° 6.

BAILLARGEON, R. H., R. E. TREMBLAY, M. ZOCCOLILLO, D. PÉRUSSE, M. BOIVIN, C. JAPÉL et H.-X. WU (2002). « Changement intra-individuel du comportement entre 17 mois et 29 mois. » dans *Étude longitudinale du développement des enfants du Québec (ÉLDEQ 1998-2002) – De la naissance à 29 mois*, Québec, Institut de la statistique du Québec, vol. 2, n° 7.

BROUSSEAU, J., R. H. BAILLARGEON et H.-X. WU (2002). « Le développement cognitif des enfants de 17 mois à 29 mois » dans *Étude longitudinale du développement des enfants du Québec (ÉLDEQ 1998-2002) – De la naissance à 29 mois*, Québec, Institut de la statistique du Québec, vol. 2, n° 8.

BOIVIN, M., I. MORIN-OUELLET, N. LEBLANC, G. DIONNE, É. FRÉNETTE, D. PÉRUSSE et R.E. TREMBLAY (2002). « Évolution des perceptions et des conduites parentales » dans *Étude longitudinale du développement des enfants du Québec (ÉLDEQ 1998-2002) – De la naissance à 29 mois*, Québec, Institut de la statistique du Québec, vol. 2, n° 9.

Vol. 2 , n° 10 (À paraître au printemps 2003).

BÉGIN, C., S. SABOURIN, M. BOIVIN, É. FRÉNETTE et H. PARADIS (2002). « Le couple, section I – Détresse conjugale et facteurs associés à l'évaluation de la relation entre conjoints » dans *Étude longitudinale du développement des enfants du Québec (ÉLDEQ 1998-2002) – De la naissance à 29 mois*, Québec, Institut de la statistique du Québec, vol. 2, n° 11.

MARCIL-GRATTON, N., C. LE BOURDAIS et É. LAPIERRE-ADAMCYK (2002). « Le couple, section II – Les ruptures parentales dans la vie des tout-petits : un premier regard » dans *Étude longitudinale du développement des enfants du Québec (ÉLDEQ 1998-2002) - De la naissance à 29 mois*, Québec, Institut de la statistique du Québec, vol. 2, n° 11.

Vol. 2 , n°12 (À paraître au printemps 2003).

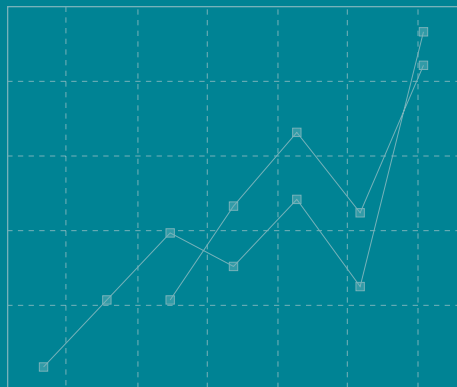
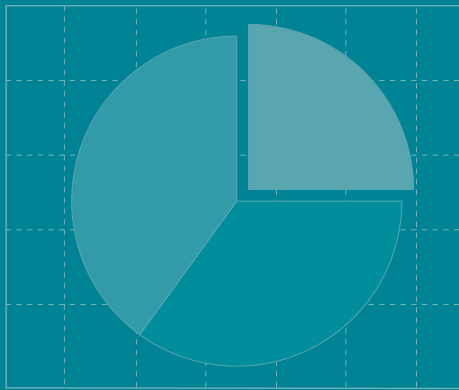
Vol. 2 , n° 13 (À paraître au printemps 2003).

« L'Institut a pour mission de fournir des informations statistiques qui soient fiables et objectives sur la situation du Québec quant à tous les aspects de la société québécoise pour lesquels de telles informations sont pertinentes. L'Institut constitue le lieu privilégié de production et de diffusion de l'information statistique pour les ministères et organismes du gouvernement, sauf à l'égard d'une telle information que ceux-ci produisent à des fins administratives. Il est le responsable de la réalisation de toutes les enquêtes statistiques d'intérêt général. »

Loi sur l'Institut de la statistique du Québec (L.R.Q., c. I-13.011) adoptée par l'Assemblée nationale du Québec le 19 juin 1998.

La satisfaction conjugale des parents n'est pas sans impact sur le développement des enfants et, de ce fait, il importe que l'on s'y intéresse. La première section du présent numéro y est donc consacrée. Les auteurs examinent, pour les enfants ayant toujours vécu dans une famille biologique entre la naissance et l'âge de 2 ½ ans, la prévalence de la détresse conjugale de leurs parents d'une part et les facteurs associés à leur satisfaction conjugale d'autre part.

Dans la seconde section, l'attention se porte vers les facteurs associés aux ruptures parentales qui sont vécues très tôt dans la vie des enfants. Les auteurs vérifient si la présence, dans l'histoire conjugale des parents, de caractéristiques généralement associées à l'instabilité des unions, tel le fait pour les parents de vivre en union libre, est aussi liée à une propension plus marquée aux ruptures précoces. L'effet de certaines caractéristiques socioéconomiques, comme le niveau de revenu du ménage et l'éducation des parents, est également examiné.



**Institut
de la statistique**

Québec



ISBN : 2-551-21552-8

7,95 \$
Site Web : www.stat.gouv.qc.ca
Imprimé au Québec, Canada