

données sociodémographiques en bref

Février 2006
Volume 10 - Numéro 2

CONDITIONS DE VIE

Combien partent? Combien reviennent? Suivi des trajectoires migratoires des jeunes au Québec

par Chantal Girard

Année après année, les données sur la migration interne au Québec font ressortir les nombreux déplacements des jeunes, notamment les départs des régions les plus éloignées vers les centres urbains. Mais qu'en est-il des retours? Ce type de questionnement nécessite le recours à des données longitudinales rarement disponibles, puisqu'elles doivent permettre un suivi des trajectoires migratoires sur plusieurs années. Grâce à son accès à des données du Fichier d'inscription des personnes assurées (FIPA) (voir encadré) sur près de deux décennies, l'Institut de la statistique du Québec est maintenant en mesure de répondre à de telles questions.

Deux cohortes à l'étude

Pour mesurer la propension des jeunes à quitter leur région d'origine et à y revenir, les trajectoires de deux cohortes ont été suivies. D'entrée de jeu, précisons que l'on entend par « région d'origine » la région administrative dans laquelle ces jeunes résidaient à l'âge de 16 ans. Le choix d'amorcer le suivi des trajectoires à 16 ans permet de capter la quasi-totalité des départs du foyer parental puisqu'ils se font généralement après cet âge. Un certain nombre de déplacements réalisés avec les parents sont cependant inclus.

La première cohorte à l'étude a eu 16 ans en 1994. Le suivi s'est fait jusqu'en 2004, soit jusqu'à l'âge de 26 ans. La seconde cohorte avait eu 16 ans quelques années plus tôt, en 1988. Le suivi a également été

fait pendant 10 années, jusqu'en 1998, pour permettre la comparaison avec l'autre cohorte à l'âge de 26 ans. Les trajectoires ont ensuite été prolongées jusqu'en 2004, de manière à illustrer le comportement migratoire de cette seconde cohorte jusqu'à l'âge de 32 ans.

Les jeunes sur qui l'information au fichier était incomplète, ceux qui sont décédés en cours de période de même que ceux qui n'étaient pas au Québec à l'âge de 16 ans ont été exclus de l'analyse. Par contre, le fichier permet de repérer des départs vers l'extérieur du Québec, que ce soit ailleurs au Canada ou dans un autre pays, et ces mouvements ont été pris en compte. Chacune des cohortes compte autour de 80 000 personnes dont on a pu suivre la trajectoire chaque

année de la période à l'étude, ce qui correspond à environ 88 % de l'effectif total des cohortes.

Propension des jeunes à quitter leur région d'origine et à y revenir

Que révèlent les données du FIPA sur la propension des jeunes à quitter leur région d'origine et à y revenir? Dans l'ensemble du Québec, 40 % des jeunes qui ont eu 26 ans en 2004 (cohorte 1994) ont quitté au moins une année la région qu'ils habitaient à 16 ans (migrants totaux). C'est légèrement plus élevé que les 38 % enregistrés quelques années plus tôt par la cohorte 1988 au même âge. Ces départs n'ont cependant pas été définitifs pour tous. Sur 40 migrants, 10 sont de retour à l'âge de 26 ans, tandis que les 30 autres résident à l'extérieur de leur région d'origine. La proportion de retours est donc de 25 %. Ainsi, en tenant compte non seulement des départs mais également des retours, on estime que la part des jeunes Québécois de 26 ans vivant dans une région différente de celle qu'ils habitaient à 16 ans oscille autour de 30 % dans chacune des deux cohortes à l'étude.

À 32 ans, les départs se sont intensifiés et c'est la moitié des jeunes qui ont quitté au moins une année leur région d'origine. La

Répartition des cohortes (débutant à 16 ans) selon le statut migratoire et proportion de retours, cohorte 1994 à 26 ans et cohorte 1988 à 26 ans et à 32 ans, Québec

Cohorte	Âge	Non-migrants (A)	Migrants			Proportion de retours (B)/(B+C)
			Totaux (B+C)	De retour (B)	Hors région (C)	
			%			
1994	26	59,9	40,1	10,0	30,1	25,0
1988	26	62,1	37,9	9,6	28,3	25,3
1988	32	49,5	50,5	14,1	36,4	27,9

Source : Institut de la statistique du Québec, exploitation du Fichier d'inscription des personnes assurées (FIPA) de la Régie de l'assurance maladie du Québec (RAMQ).

Table des matières

Combien partent? Combien reviennent? Suivi des trajectoires migratoires des jeunes au Québec 1

Terrorisme conjugal envers les hommes et les femmes chez les victimes d'un ex-conjoint en 1999 et en 2004 au Canada 5

Le Fichier d'inscription des personnes assurées (FIPA) est le fichier administratif utilisé par la Régie de l'assurance maladie du Québec (RAMQ) pour tenir à jour la liste des bénéficiaires admissibles à ses différents programmes. Depuis quelques années, l'Institut de la statistique du Québec (ISQ) l'utilise dans certaines de ses études, notamment celles portant sur la migration interne.

Le FIPA est une source de données démographiques fort intéressante, car elle est exhaustive (plus de 99 % des résidents permanents du Québec y sont inscrits) et continuellement mise à jour, tant en ce qui a trait à l'admissibilité d'un bénéficiaire qu'à son adresse de résidence.

Chaque année, un extrait du FIPA, épuré de toute identification explicite, est acheminé à l'ISQ par la RAMQ, ce qui permet la production de statistiques annuelles sur la migration interne. Aux fins de la présente étude, tous les extraits ont été juxtaposés, rendant possible la reconstitution des trajectoires migratoires internes à partir des changements d'adresse enregistrés par la RAMQ.

proportion des migrants de retour parmi les migrants totaux augmente également, mais très légèrement, et se situe à 28 %. Ainsi, on estime que 36 % des Québécois qui ont eu 32 ans en 2004 vivent dans une région différente de celle qu'ils habitaient à 16 ans.

De grandes différences entre les régions à 26 ans

À 26 ans, on observe une grande variabilité dans les proportions de départs et de retours entre les régions administratives du Québec et même, dans certaines régions, entre les deux cohortes à l'étude.

C'est l'Outaouais qui se tire le mieux d'affaire. D'abord, les départs y sont peu nombreux¹ (moins de 30 % de migrants totaux). Ensuite, les proportions de retours y sont parmi les plus élevées (30 % et 27 % selon la cohorte). Ainsi, moins de 20 % des jeunes de l'Outaouais vivent en dehors de leur région d'origine à 26 ans, et ce, dans chacune des deux cohortes. À cet âge, les régions de Montréal et de la Capitale-Nationale présentent également de bons bilans. Les proportions de migrants totaux sont d'environ 30 % parmi lesquels à peu près le quart sont des migrants de retour. La part des jeunes vivant à l'extérieur de ces régions est donc de l'ordre de 20 % à 25 % à 26 ans.

Beaucoup plus touchées par les départs, quatre régions enregistrent, à 26 ans, des proportions de jeunes vivant hors de leur région d'origine supérieures à 40 %. Ce sont la Gaspésie-Îles-de-la-Madeleine et Laval, auxquelles il faut ajouter le Bas-Saint-Laurent et la Côte-Nord, pour ce qui est de la cohorte 1994 seulement. Ces résultats découlent de départs nombreux

– plus de 50 % des jeunes de ces cohortes ont résidé au moins une année à l'extérieur de leur région d'origine – jumelés à des proportions de retours parmi les plus faibles, soit autour de 20 %.

Plusieurs régions ont enregistré une forte augmentation des départs des jeunes entre les cohortes 1988 et 1994. Outre la Gaspésie-Îles-de-la-Madeleine, la Côte-Nord et le Bas-Saint-Laurent mentionnées précédemment, ajoutons l'Abitibi-Témiscamingue qui a vu sa part de migrants hors région à 26 ans passer de 27 % chez les jeunes qui ont eu cet âge en 1998 à 37 % chez ceux qui l'ont eu en 2004; ajoutons également le Saguenay-Lac-Saint-Jean où ils sont passés de 32 % à 38 %.

Un portrait un peu différent à 32 ans

Tandis que le rythme des départs semble ralentir autour de 30 ans dans la plupart des régions, il se maintient sans faiblir dans deux d'entre elles : Montréal et Laval. À Montréal, la proportion de migrants totaux grimpe à 52 % dans la

cohorte 1988 qui a eu 32 ans en 2004, comparativement à 34 % à 26 ans. À Laval, cette proportion atteint 74 %. Autrement dit, trois Lavallois de cette cohorte sur quatre ont résidé au moins une année à l'extérieur de leur région d'origine entre 16 et 32 ans. Compte tenu d'une proportion de retours de seulement 21 %, c'est dire que, sur 100 jeunes de 16 ans résidant à Laval en 1988, il n'en restait que 42 alors âgés de 32 ans en 2004, parmi lesquels 26 n'étaient jamais sortis et 16 étaient sortis, puis revenus.

La Gaspésie-Îles-de-la-Madeleine affiche des pertes importantes à 32 ans, soit 64 % de migrants totaux. La proportion de retours de 23 % permet d'établir que, sur 100 jeunes de 16 ans y résidant en 1988, il en restait 51 alors âgés de 32 ans en 2004, parmi lesquels 36 n'étaient jamais sortis et 15 étaient sortis, puis revenus. Soulignons que la proportion de migrants hors région à 32 ans de la cohorte 1988 est déjà atteinte à 26 ans par les jeunes de la cohorte 1994.

La situation est tout autre en Outaouais qui garde sa place au sommet des régions ayant la meilleure rétention. Sur 100 jeunes de 16 ans y résidant en 1988, il en reste 77 alors âgés de 32 ans en 2004 dont 10 sont sortis, puis revenus.

Remplacement des départs par des entrées en provenance des autres régions

L'effet des départs est partout amoindri par des entrées en provenance des autres régions². Dans quelques régions, ces entrées compensent même entièrement les sorties, mais ce n'est pas le cas de la plupart d'entre elles. Les figures illustrent l'attrition ou la progression de la

Lexique

Non-migrants : Individus qui résident dans leur région d'origine durant toute la période à l'étude.

Migrants (totaux) : Individus qui résident à l'extérieur de leur région d'origine au moins une année; les migrants se divisent en deux catégories, soit les migrants de retour et les migrants hors région.

Migrants de retour : Individus qui résident dans leur région d'origine à la fin de la période à l'étude, mais qui ont habité une autre région au moins une année.

Migrants hors région : Individus qui ne résident pas dans leur région d'origine à la fin de la période à l'étude.

Entrants des autres régions : Il s'agit des mêmes individus que les migrants hors région mais associés cette fois à leur région de résidence en fin de période plutôt qu'à leur région d'origine. Le pourcentage exprime la part qu'ils représentent par rapport à l'effectif initial de la cohorte de leur nouvelle région de résidence.

1. Cela inclut les départs vers l'extérieur du Québec.

2. Les arrivées en provenance d'une autre province ou d'un autre pays ne sont pas prises en compte.

Répartition des cohortes (débutant à 16 ans) selon le statut migratoire, proportion de retours, part des cohortes résidant dans leur région d'origine, entrants des autres régions et présence totale, pour la cohorte 1994 à 26 ans et pour la cohorte 1988 à 26 ans et à 32 ans, Québec et régions administratives

Région administrative	Cohorte	Âge	Non-migrants (A)	Migrants			Proportion de retours (B)/(B+C)	Résidents dans région d'origine (A+B)	Entrants des autres régions (D)	Présence totale (A+B+D)
				Total (B+C)	De retour (B)	Hors région (C)				
%										
Ensemble du Québec	1994	26	59,9	40,1	10,0	30,1	25,0	69,9	27,6	97,5
	1988	26	62,1	37,9	9,6	28,3	25,3	71,7	24,9	96,6
	1988	32	49,5	50,5	14,1	36,4	27,9	63,6	31,7	95,3
Bas-Saint-Laurent (01)	1994	26	49,2	50,8	9,0	41,8	17,7	58,2	12,0	70,2
	1988	26	55,1	44,9	8,8	36,1	19,7	63,9	10,9	74,8
	1988	32	45,3	54,7	12,2	42,5	22,3	57,5	14,2	71,7
Saguenay–Lac-Saint-Jean (02)	1994	26	53,8	46,2	8,3	37,9	18,0	62,1	5,5	67,7
	1988	26	60,0	40,0	8,5	31,5	21,3	68,5	7,8	76,3
	1988	32	49,3	50,7	12,3	38,4	24,2	61,6	8,4	70,0
Capitale-Nationale (03)	1994	26	66,6	33,4	8,3	25,1	24,9	74,9	39,8	114,6
	1988	26	69,1	30,9	7,4	23,5	23,9	76,5	27,9	104,4
	1988	32	55,2	44,8	12,2	32,7	27,2	67,3	29,2	96,6
Mauricie (04)	1994	26	57,1	42,9	9,7	33,2	22,7	66,8	15,8	82,6
	1988	26	62,6	37,4	8,8	28,6	23,6	71,4	15,9	87,4
	1988	32	50,2	49,8	13,6	36,2	27,4	63,8	18,8	82,6
Estrie (05)	1994	26	62,6	37,4	9,2	28,2	24,7	71,8	22,7	94,5
	1988	26	65,0	35,0	8,2	26,8	23,5	73,2	19,4	92,6
	1988	32	55,6	44,4	11,6	32,8	26,1	67,2	22,6	89,8
Montréal (06)	1994	26	71,7	28,3	7,5	20,9	26,3	79,1	52,3	131,4
	1988	26	65,9	34,1	9,3	24,7	27,4	75,3	35,9	111,2
	1988	32	47,6	52,4	11,7	40,7	22,3	59,3	32,9	92,2
Outaouais (07)	1994	26	71,7	28,3	8,5	19,8	30,0	80,2	18,7	98,9
	1988	26	74,5	25,5	6,8	18,7	26,6	81,3	19,0	100,2
	1988	32	66,6	33,4	10,5	22,9	31,4	77,1	25,8	102,9
Abitibi-Témiscamingue (08)	1994	26	51,6	48,4	11,5	36,8	23,9	63,2	7,3	70,4
	1988	26	62,3	37,7	10,6	27,1	28,1	72,9	12,0	84,9
	1988	32	52,8	47,2	12,3	35,0	26,0	65,0	11,2	76,2
Côte-Nord (09)	1994	26	45,3	54,7	10,7	43,9	19,6	56,1	11,5	67,6
	1988	26	55,0	45,0	11,5	33,5	25,6	66,5	13,2	79,7
	1988	32	45,7	54,3	14,2	40,1	26,2	59,9	13,9	73,8
Nord-du-Québec (10)	1994	26	61,5	38,5	5,7	32,8	14,8	67,2	15,3	82,5
	1988	26	56,1	43,9	10,3	33,6	23,5	66,4	16,1	82,5
	1988	32	47,7	52,3	13,9	38,4	26,6	61,6	17,7	79,2
Gaspésie–Îles-de-la-Madeleine (11)	1994	26	35,8	64,2	13,4	50,8	20,8	49,2	7,1	56,3
	1988	26	48,2	51,8	10,7	41,0	20,7	59,0	6,5	65,5
	1988	32	35,9	64,1	14,7	49,3	23,0	50,7	7,9	58,6
Chaudière-Appalaches (12)	1994	26	60,7	39,3	9,0	30,3	23,0	69,7	17,0	86,7
	1988	26	63,9	36,1	8,4	27,8	23,2	72,2	16,6	88,8
	1988	32	54,5	45,5	12,4	33,1	27,2	66,9	23,8	90,7
Laval (13)	1994	26	46,1	53,9	11,1	42,8	20,6	57,2	41,3	98,5
	1988	26	44,8	55,2	11,4	43,8	20,7	56,2	41,5	97,8
	1988	32	26,4	73,6	15,7	57,9	21,4	42,1	60,0	102,1
Lanaudière (14)	1994	26	47,1	52,9	14,9	38,0	28,2	62,0	28,1	90,1
	1988	26	53,2	46,8	11,9	34,9	25,5	65,1	35,1	100,2
	1988	32	42,4	57,6	19,9	37,7	34,6	62,3	60,9	123,2
Laurentides (15)	1994	26	52,9	47,1	14,1	32,9	30,0	67,1	35,0	102,0
	1988	26	57,8	42,2	12,2	30,0	28,9	70,0	42,0	112,0
	1988	32	47,8	52,2	19,7	32,6	37,6	67,4	71,3	138,8
Montérégie (16)	1994	26	60,4	39,6	11,4	28,2	28,7	71,8	18,1	89,9
	1988	26	63,2	36,8	10,5	26,4	28,4	73,6	18,9	92,5
	1988	32	52,5	47,5	17,2	30,3	36,2	69,7	31,2	100,9
Centre-du-Québec (17)	1994	26	57,5	42,5	10,0	32,5	23,4	67,5	20,1	87,6
	1988	26	59,2	40,8	9,8	30,9	24,1	69,1	20,8	89,9
	1988	32	49,2	50,8	13,7	37,1	26,9	62,9	29,8	92,7

Source : Institut de la statistique du Québec, exploitation du Fichier d'inscription des personnes assurées (FIPA) de la Régie de l'assurance maladie du Québec (RAMQ).

taille des cohortes en tenant compte non seulement des jeunes qui n'ont pas quitté leur région d'origine (non-migrants) et des migrants de retour, mais également des entrants des autres régions.

À 26 ans, cinq régions comptent plus, ou à tout le moins presque autant, de membres des deux cohortes à l'étude qu'elles n'en dénombraient à 16 ans (présence totale). Ce sont les régions de Montréal, de Laval, des Laurentides, de la Capitale-Nationale et de l'Outaouais. La région de Lanaudière s'ajoute à ce groupe uniquement dans la cohorte 1988. À 32 ans, le portrait change. Montréal et la Capitale-Nationale rejoignent les rangs des régions en attrition, pendant que la Montérégie se joint aux régions qui voient croître la taille de leur cohorte. Ainsi, la région de Laval, fortement touchée par les départs, parvient à les remplacer tous par un nombre équivalent d'entrées.

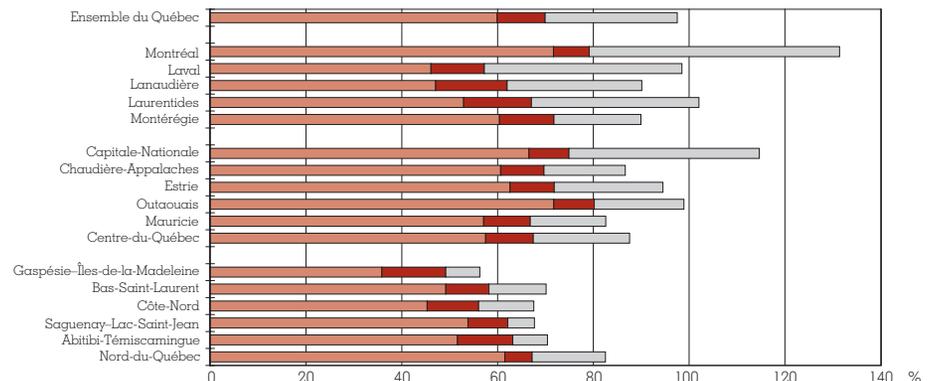
Les régions les plus éloignées sont celles qui parviennent le moins bien à compenser les pertes par de nouvelles entrées. En Gaspésie-Îles-de-la-Madeleine, en comptant les non-migrants, les migrants de retour et les entrants des autres régions, on constate que, sur 100 jeunes qui avaient 16 ans en 1988, la région n'en comptait plus que 66 à 26 ans et 59 à 32 ans. La présence totale de la cohorte 1994 à 26 ans est même plus faible que celle de la cohorte 1988 à 32 ans, soit 56 sur 100 jeunes à 16 ans. Elle est de 68 sur 100 dans les régions de la Côte-Nord et du Saguenay-Lac-Saint-Jean et de 70 sur 100 dans le Bas-Saint-Laurent et en Abitibi-Témiscamingue. Dans toutes ces régions, on remarque que les entrants sont souvent moins nombreux ou à peine plus nombreux que les retours.

En somme...

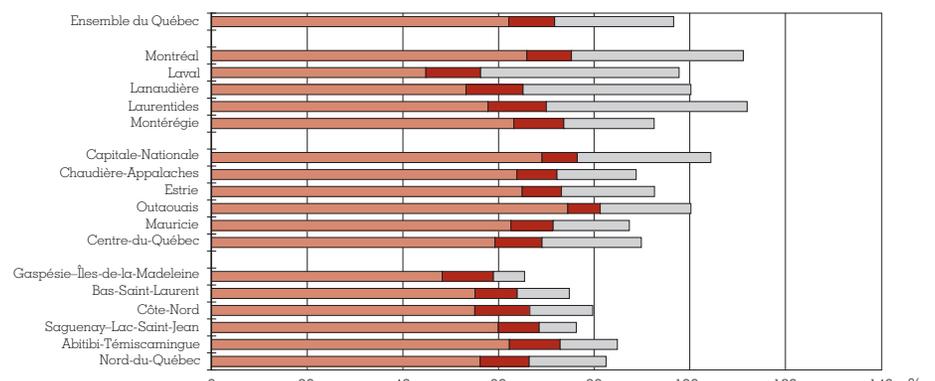
Cette première analyse des trajectoires migratoires de deux cohortes de jeunes à partir des données longitudinales tirées du FIPA jette un meilleur éclairage sur les déplacements des jeunes Québécois, notamment sous l'angle des retours que l'on estime le fait de un migrant sur quatre. Elle permet de quantifier l'incidence des migrations internes sur la taille des cohortes dans chacune des régions du Québec. Ainsi, même en tenant compte des migrants de retour et des entrants des autres régions, on constate des difficultés de renouvellement démographi-

Présence totale des cohortes (débutant à 16 ans) selon le statut migratoire, Québec et régions administratives regroupées en zones

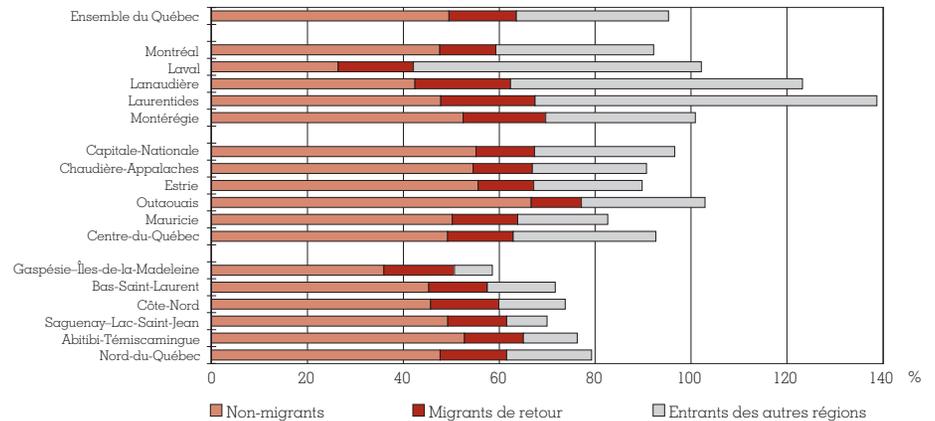
Cohorte 1994 à 26 ans



Cohorte 1988 à 26 ans



Cohorte 1988 à 32 ans



Source : Institut de la statistique du Québec, exploitation du Fichier d'inscription des personnes assurées (FIPA) de la Régie de l'assurance maladie du Québec (RAMQ).

que dans les régions les plus éloignées, difficultés qui se sont accrues entre les deux cohortes étudiées. La région de Montréal accueille un grand nombre de jeunes au début de la vingtaine, mais voit les départs éroder ses cohortes quand arrive la trentaine et que les régions qui la ceinturent font à leur tour le plein de nouveaux arrivants. Les régions situées

au centre du Québec affichent un profil intermédiaire, pendant que l'Outaouais se distingue par sa forte rétention.

D'autres analyses tirées du FIPA viendront enrichir celle-ci au cours des mois et des années à venir, de manière à tracer le portrait le plus complet possible des trajectoires migratoires internes au Québec.

Terrorisme conjugal envers les hommes et les femmes chez les victimes d'un ex-conjoint en 1999 et en 2004 au Canada

par Denis Laroche

En novembre 2005, Statistique Canada a rendu en partie accessibles¹, dans un fichier de microdonnées à grande diffusion, les données de l'*Enquête sociale générale* (ESG) de 2004 sur la victimisation. Comme l'ESG de 1999, l'enquête de 2004 a recueilli une grande variété de données sur la violence conjugale subie par les hommes et les femmes. Les renseignements obtenus auprès de deux échantillons de grande taille, représentatifs de la population du Canada, soit 23 766 répondants en 2004 et 25 876 répondants en 1999, offrent l'occasion de vérifier si les résultats de 2004 quant à la typologie des situations de violence conjugale chez les victimes d'un ex-conjoint sont comparables à ceux de 1999.

Cette typologie, proposée en 1995 par Michael P. Johnson, cherche à concilier les contradictions apparentes entre les taux similaires de la prévalence de la violence conjugale subie par les hommes et les femmes, obtenus dans les enquêtes menées auprès d'échantillons représentatifs, et les résultats observés auprès de groupes cliniques, constitués par exemple de victimes aidées dans des centres d'hébergement, des cliniques médicales ou des services de police, où il apparaît que les victimes sont des femmes dans la grande majorité des cas (Johnson, 1999 : [3-4]).

La typologie des situations de violence conjugale de Johnson

La typologie de Johnson permet de mesurer la prévalence de deux types principaux de violence conjugale qui se distinguent par la présence ou l'absence d'un pattern général de comportements visant à exercer un contrôle général sur la victime. La violence situationnelle survient lors de conflits ou de différends ponctuels entre conjoints. Ce type de violence risque peu de prendre la forme de la violence grave, de mener à une escalade de la violence et de causer des blessures; il a de grandes chances d'être mutuel entre conjoints (Johnson, 1999 : [5]). Quant au terrorisme conjugal, il dénote la volonté ou la compulsion d'exercer un contrôle sur le partenaire, et la violence physique ne constitue qu'un élément parmi d'autres dans une panoplie de comportements qui s'inscrivent dans un pattern général de contrôle. Dans ce cas, selon Johnson, la violence physique a tendance à devenir récurrente, à s'accompagner d'une escalade dans les temps et à prendre des formes graves;

elle risque davantage d'entraîner des blessures ou des séquelles physiques. Pour ces raisons, ces situations ont une probabilité plus grande d'être portées à l'attention d'intervenants (Johnson et Leone, 2005 : 326-327; Johnson, 1999 : [4,5]). Johnson avance l'hypothèse que le terrorisme conjugal est une forme de violence subie par les femmes de façon à peu près exclusive, tandis que la prévalence de la violence situationnelle est comparable chez les hommes et les femmes (Johnson, 1999 : [5, 8, 16]).

Invalidation de l'hypothèse de Johnson avec les données de l'ESG de 1999

Le recours à une telle typologie permet de présenter la prévalence de la violence conjugale tout en tenant compte du contexte dans lequel survient cette violence. En 2004, une étude de l'Institut de la statistique du Québec, intitulée *Aspects du contexte et des conséquences de la violence conjugale : violence situationnelle et terrorisme conjugal au Canada en 1999*, produite à partir des données de l'ESG de 1999, a présenté pour la première fois la prévalence de la violence ainsi que les conséquences physiques de la violence conjugale chez les hommes et les femmes, selon les deux catégories de la typologie de Johnson (Laroche, 2004 : 9-18). Dans cette étude, le classement des victimes dans l'une ou l'autre catégorie s'effectue selon la procédure employée par Johnson et Leone (2005 : 329), où la variété ou l'intensité du recours à des conduites contrôlantes, établie à partir d'une échelle comprenant sept énoncés (Laroche, 2004 : 10), distingue entre une situation de faible contrôle, dénotant la violence situationnelle (deux énoncés

et moins), et une situation de contrôle élevé, inhérente au terrorisme conjugal (trois énoncés et plus). La violence situationnelle est la forme prédominante chez les personnes victimes du conjoint actuel, soit 81 % des cas chez les hommes et 74 % chez les femmes en 1999; chez les victimes d'un ex-conjoint, 67 % des hommes et 79 % des femmes ont subi une situation de terrorisme conjugal (Laroche, 2004 : 11).

Contrairement à l'hypothèse avancée par Johnson, l'ESG de 1999 a permis d'identifier un nombre substantiel de victimes de terrorisme conjugal chez les hommes. L'analyse montre par ailleurs que les situations de terrorisme conjugal sont surtout observables chez les victimes d'un ex-conjoint, c'est-à-dire les personnes dont l'union avait pris fin avant la tenue de l'enquête. Ainsi, chez l'ensemble des victimes du conjoint ou d'un ex-conjoint en 1999, 85 % des cas de terrorisme conjugal grave subi par les femmes sont le fait d'un ex-conjoint; chez les hommes, cette proportion se situe à 79 % (Laroche, 2004 : 17). Les situations de terrorisme conjugal sont prépondérantes chez les victimes d'un ex-conjoint et sont associées à de la violence grave dans la majorité des cas. En 1999, chez les victimes d'un ex-conjoint, 57 % des femmes et 53 % des hommes sont victimes de terrorisme conjugal grave (Laroche, 2004 : 16).

Dans les sections qui suivent, la même approche sera employée pour comparer la prévalence des situations de terrorisme conjugal chez les victimes d'un ex-conjoint en 1999 et en 2004 au Canada, ainsi que la prévalence de diverses conséquences physiques, cliniques et psychologiques de la violence conjugale chez ces victimes.

Conséquences des divers types de situations de violence conjugale en 1999 et en 2004 au Canada

Le tableau de la page 7 présente la prévalence sur cinq ans des situations de terrorisme conjugal, grave ou mineur, en 1999 et en 2004, ainsi que la prévalence

1. Statistique Canada a supprimé du fichier de microdonnées à grande diffusion, sans donner d'explications, toutes les variables directes et dérivées des sections 3 et 5 du questionnaire du cycle 18 ayant trait à la violence conjugale de la part du conjoint actuel, de même que toutes les variables dérivées relatives à la violence conjugale de la part du conjoint actuel ou d'un ex-conjoint, soit la suppression d'environ 225 variables au total.

des conséquences physiques, cliniques ou psychologiques de la violence conjugale chez les hommes et les femmes victimes d'un ex-conjoint; les données sur la violence situationnelle ne sont pas présentées. Le tableau comporte les dénominateurs nécessaires pour effectuer diverses transformations afin d'obtenir certaines statistiques complémentaires. Par exemple, les proportions établies horizontalement avec les dénominateurs situés à droite² sur chaque ligne en 1999 et en 2004 indiquent, pour chaque catégorie de conséquences physiques au cours des cinq années précédentes, dans quelle mesure les victimes chez les hommes et les femmes se trouvent concentrées dans les deux catégories « terrorisme conjugal grave » ou « terrorisme conjugal mineur ». Ces proportions montrent en général la similarité de la concentration des victimes masculines et féminines dans les situations de terrorisme conjugal grave.

Il est aussi possible de calculer verticalement les proportions en prenant, comme dénominateur dans chaque colonne du tableau, le total des victimes de la part d'un ex-conjoint, chez les hommes et les femmes respectivement. Ces proportions montrent l'asymétrie des conséquences de la violence conjugale chez les hommes et les femmes. Ainsi, en 2004, les victimes avec blessures comptent pour 51 % du total des victimes de terrorisme conjugal grave chez les hommes (61 600 sur 121 500) et pour 71 % chez les femmes (151 000 sur 213 200). Enfin, le nombre total des personnes avec un ex-conjoint permet de calculer les taux de prévalence pour 1 000 des conséquences de la violence conjugale. Ainsi, en 2004, le taux sur cinq ans de la prévalence du terrorisme conjugal grave atteint 38 ‰ chez les hommes (121 500 sur 3 207 800) et 48 ‰ chez les femmes (213 200 sur 4 481 900).

Dans l'ensemble, le tableau indique que l'importance relative des situations de terrorisme conjugal grave au Canada est semblable en 2004 à celle qu'on observait en 1999. Chez les hommes, 49 % des victimes d'une ex-conjointe (soit 121 500 sur 247 400) ont été victimes de terrorisme conjugal grave en 2004,

comparativement à 53 % en 1999 (soit 138 000 sur 259 200). Chez les femmes, 52 % des victimes d'un ex-conjoint (soit 213 200 sur 410 800) ont connu une situation de terrorisme conjugal grave en 2004, comparativement à 57 % en 1999 (soit 249 400 sur 437 400).

Nombre et proportion moins élevés des victimes de terrorisme conjugal grave chez les hommes en 2004

Chez les victimes de terrorisme conjugal grave de la part d'un ex-conjoint, le nombre et la proportion des victimes qui déclarent diverses conséquences physiques, cliniques ou psychologiques de la violence conjugale sont en général nettement moins élevés chez les hommes que chez les femmes. Tel est le cas, en 2004, des victimes de terrorisme conjugal grave qui ont subi des blessures (51 % et 71 % respectivement, soit 61 600 sur 121 500 et 151 000 sur 213 200), de celles qui ont reçu des soins dans un hôpital ou des soins ou le suivi d'un médecin ou d'une infirmière (9 % et 29 % respectivement), de celles dont la situation a été signalée à la police (42 % et 60 % respectivement), de celles qui ont reçu de l'aide dans un centre d'aide ou d'hébergement (26 % chez les femmes), ou de celles qui ont craint pour leur vie (31 % et 69 % chez les hommes et les femmes respectivement) ou qui ont fait l'expérience d'une situation de violence conjugale clinique I (69 % et 87 % respectivement), comme définie à la note 2 (Ehrensaft et autres, 2004 : 262) du tableau. Dans les situations de violence conjugale clinique II, définie à la note 3 du tableau, ces proportions sont respectivement de 80 % et de 95 % chez les hommes et les femmes. Dans le cas des victimes qui ont souscrit à plus de quatre énoncés sur les conséquences psychologiques, ces proportions sont de 24 % et de 46 % respectivement. Les résultats observés en 2004 affichent en règle générale des tendances similaires à celles qu'on obtenait en 1999.

Conséquences physiques de la violence conjugale en 2004

En ce qui a trait aux conséquences physiques de la violence conjugale de la part d'un ex-conjoint, il semble que la majorité des victimes qui en font état aient

subi une situation de terrorisme conjugal associée à la violence grave. Tel est le cas, en 2004, des victimes qui ont subi des blessures physiques (80 % et 70 % respectivement chez les hommes et les femmes, soit 61 600 sur 76 800 et 151 000 sur 215 100), de celles qui ont reçu des soins dans un hôpital ou des soins ou le suivi d'un médecin ou d'une infirmière (85 % et 86 % respectivement), de celles dont la situation a été signalée à la police (78 % et 69 % respectivement), de celles qui ont reçu de l'aide dans un centre d'aide ou d'hébergement (80 % chez les femmes), ou de celles qui ont craint pour leur vie (82 % et 75 % chez les hommes et les femmes respectivement). Ces constats s'avèrent similaires en général à ceux qu'on pouvait observer en 1999.

Les situations de terrorisme conjugal grave sont associées à une fréquence élevée des événements de violence conjugale. Si la victime rapporte plus de 10 événements, 83 % des hommes et 79 % des femmes se classent dans la catégorie « terrorisme conjugal grave » en 2004. Inversement, si la victime rapporte un seul événement de violence, environ 23 % des hommes et 29 % des femmes victimes d'un ex-conjoint se classent dans cette même catégorie.

Conséquences cliniques et psychologiques de la violence conjugale en 2004

Les victimes d'un ex-conjoint qui rapportent avoir eu recours à un ou plusieurs services d'aide, situation définie comme violence conjugale clinique, comme indiqué aux notes 2 et 3 du tableau, ont subi en majorité une situation de terrorisme conjugal grave. Quant à la définition plus étroite de violence clinique I, 74 % des hommes et 64 % des femmes victimes d'un ex-conjoint ont subi une situation de terrorisme conjugal grave; si l'on adopte la définition plus large de violence clinique II, 63 % des hommes et 57 % des femmes ont subi une situation de terrorisme conjugal grave.

La violence conjugale entraîne également des effets psychologiques. En 1999 et en 2004, l'ESG a demandé aux victimes de quelle façon la violence conjugale les avait affectées. Sur un total possible de

2. Ces dénominateurs représentent simplement le total des victimes de violence conjugale dans chacune des catégories des conséquences physiques, cliniques ou psychologiques de la violence conjugale. Ces dénominateurs incluent donc les victimes de violence situationnelle et les victimes de terrorisme conjugal. Les colonnes correspondant aux victimes de violence situationnelle en 1999 et en 2004 ont été omises du tableau.

Prévalence des cas de violence conjugale de la part d'un ex-conjoint au cours des cinq années précédant l'enquête, selon certaines catégories de la typologie de Johnson, selon la gravité de la violence et le sexe de la victime, Canada, 1999 et 2004

Catégorie de victime	1999			2004				
	Terrorisme conjugal		Victimes d'un ex-conjoint	Terrorisme conjugal		Victimes d'un ex-conjoint		
	Mineur	Grave		Mineur	Grave			
n								
Hommes								
Total des victimes d'un ex-conjoint	34 600	138 000	259 200	37 000	121 500	247 400		
Victime avec blessures	—	41 600	53 900	—	61 600	76 800		
Victime a reçu des soins à l'hôpital ou des soins ou suivi d'un médecin ou d'une infirmière ¹	—	10 800	12 800	—	11 000	12 900		
Situation de la victime signalée à la police	—	49 300	65 000	—	51 500	65 900		
Victime a reçu de l'aide dans un centre d'aide ou d'hébergement ¹	—	—	11 100	—	—	12 000		
Victime a consulté un psychologue ou un autre consultant	—	32 200	52 300	—	38 300	56 400		
Victime a interrompu ses activités quotidiennes	—	32 000	39 900	—	37 500	47 800		
Victime a eu peur pour sa vie	—	28 200	34 000	—	37 200	45 400		
Victime rapporte plus de 10 événements ou NSP/ND	—	46 200	57 200	—	41 700	50 200		
Victime rapporte de 4 à 10 événements	—	36 400	60 000	—	32 400	49 400		
Victime rapporte deux ou trois événements	—	26 600	55 600	—	25 200	52 000		
Victime rapporte un seul événement	15 100	25 500	75 700	17 600	22 100	95 800		
Situation de violence conjugale clinique I ²	—	67 900	93 200	—	83 300	113 200		
Situation de violence conjugale clinique II ³	15 000	85 100	132 200	19 800	97 200	153 100		
Effets psychologiques : moins de trois énoncés ⁴	—	31 300	68 800	13 300	31 800	91 100		
Effets psychologiques : trois ou quatre énoncés ⁴	21 500	78 100	144 600	19 400	59 900	107 000		
Effets psychologiques : plus de quatre énoncés ⁴	—	28 500	45 800	—	29 700	49 300		
Femmes								
Total des victimes d'un ex-conjoint	97 100	249 400	437 400	106 200	213 200	410 800		
Victime avec blessures	18 700	164 600	212 900	31 000	151 000	215 100		
Victime a reçu des soins à l'hôpital ou des soins ou suivi d'un médecin ou d'une infirmière	—	66 500	79 600	—	61 900	72 200		
Situation de la victime signalée à la police	23 700	135 100	191 000	32 900	128 100	185 700		
Victime a reçu de l'aide dans un centre d'aide ou d'hébergement ¹	—	57 800	75 100	—	56 000	69 700		
Victime a consulté un psychologue ou un autre consultant	40 600	118 000	188 400	42 200	119 500	184 000		
Victime a interrompu ses activités quotidiennes	23 600	128 600	173 400	22 700	121 000	159 500		
Victime a eu peur pour sa vie	31 100	159 200	207 800	29 500	147 700	197 600		
Victime rapporte plus de 10 événements ou NSP/ND	15 700	124 500	148 700	17 400	97 300	122 700		
Victime rapporte de 4 à 10 événements	18 000	66 800	101 900	22 800	43 700	80 600		
Victime rapporte deux ou trois événements	27 200	31 400	82 600	25 700	36 000	84 900		
Victime rapporte un seul événement	36 200	26 800	104 300	40 300	36 100	122 600		
Situation de violence conjugale clinique I ²	39 100	204 700	292 000	54 600	184 700	286 900		
Situation de violence conjugale clinique II ³	65 200	227 300	358 100	88 200	201 600	351 500		
Effets psychologiques : moins de trois énoncés ⁴	—	22 200	41 700	24 400	26 100	60 400		
Effets psychologiques : trois ou quatre énoncés ⁴	50 400	96 800	193 100	44 100	88 900	189 800		
Effets psychologiques : plus de quatre énoncés ⁴	36 300	130 400	202 600	37 700	98 200	160 600		
		Hommes	Femmes			Hommes	Femmes	
Personnes avec ex-conjoint	2 763 900		4 034 300		3 207 800		4 481 900	

- Le coefficient de variation pour les estimations du nombre d'hommes qui ont reçu des soins à l'hôpital ou des soins ou un suivi d'un médecin ou d'une infirmière et pour ceux qui ont reçu de l'aide dans un centre d'hébergement est supérieur à 33,3 % en 1999 et en 2004. Pour les estimations présentées dans ces deux lignes du tableau, le coefficient de variation se situe entre 34,6 % et 37,6 %. Il convient de faire preuve de prudence dans l'interprétation de ces estimations.
- Situation de violence conjugale clinique I : la victime a subi des blessures; ou elle a reçu des soins dans un hôpital; ou elle a eu des soins ou un suivi d'un médecin ou d'une infirmière; ou sa situation a été signalée aux services policiers; ou elle a obtenu de l'aide d'un centre d'aide pour hommes, d'un centre d'aide pour femmes ou d'un centre d'hébergement pour femmes victimes de violence.
- Situation de violence conjugale clinique II : Définition de violence conjugale clinique I; ou la victime a contacté un centre de détresse-secours ou d'écoute téléphonique; ou elle a contacté un centre de services communautaire ou centre familial; ou elle en a parlé à un médecin ou une infirmière; ou elle en a parlé à un(e) avocat(e); ou elle a eu recours à un consultant ou psychologue.
- La liste des effets psychologiques comprend 14 énoncés introduits par la question suivante : « Au moment de cet (ces) incidents(s), de quelle(s) façon(s) cette situation vous a-t-elle affecté? » : suscité la colère; bouleversé/confus/frustré; peu affecté; rendu peureux, craintif; rendu plus prudent, attentif; causé choc, suscité l'incrédulité; blessé, déçu; causé des troubles du sommeil/ de l'insomnie; causé des problèmes avec hommes/femmes. Les valeurs pour les réponses « Oui » et « Non » ont été permutées pour les deux énoncés suivants : « peu affecté; rendu plus autonome », afin qu'un « Oui » reflète un effet négatif pour ces deux items.

Source : Statistique Canada, *Enquête sociale générale, 1999 et 2004*, fichiers de microdonnées.

14 énoncés ayant trait à de tels effets, un grand nombre de victimes ont souscrit à plusieurs. Chez les hommes et les femmes, la proportion des victimes qui rapportent une situation de terrorisme conjugal grave s'éleva avec le nombre d'énoncés auxquels elles ont souscrit. Chez les hommes, 60 % des 49 300 victimes qui ont souscrit à plus de quatre énoncés ont subi une situation de terrorisme conjugal grave. Chez les femmes, 61 % des 160 600 victimes qui ont souscrit à plus de quatre énoncés ont subi une situation de terrorisme conjugal grave. Des résultats similaires ont été observés en 1999.

Conclusion

Les données présentées dans cette étude montrent que, chez les victimes d'un ex-conjoint, les résultats observés en 1999 et en 2004 sont similaires en ce qui concerne la prévalence et les conséquences de la violence conjugale, selon les deux principaux types de situations de violence définies par Johnson. Ces résultats évoquent ceux qu'on a obtenus à l'âge de 26 ans avec la cohorte de naissance de l'enquête longitudinale du *Dunedin Multidisciplinary Health and Development Study* pour ce qui est de l'association des conduites contrôlantes et de la violence clinique, c'est-à-dire la violence se traduisant par des blessures et le recours à divers services d'aide (Ehrensaft, Moffitt et Caspi, 2004 : 262-263).

Les données de l'ESG de 1999 et de 2004 ne soutiennent pas la proposition de Johnson selon laquelle les enquêtes populationnelles présentent un biais d'échantillonnage, résultant d'un taux élevé de non-réponse, qui aurait pour effet d'exclure la majorité des victimes de terrorisme conjugal qu'on ne pourrait alors détecter de manière valide qu'au sein des populations cliniques (Johnson, 1999 : [5]). Ehrensaft, Moffitt et Caspi (2004 : 258-259) soulignent qu'une telle supposition va à l'encontre de la méthodologie de la recherche épidémiologique, du fait qu'elle laisse entendre que des cas réels d'un phénomène cliniquement significatif ne peuvent être détectés au moyen d'enquêtes menées avec des échantillons représentatifs. Les données de l'ESG permettent non seulement de détecter un nombre très important de cas de terrorisme conjugal, mais aussi

d'estimer de manière assez juste diverses populations cliniques, tel le nombre de cas signalés à la police ou le nombre de femmes ayant eu recours à des centres d'hébergement (Laroche, 2003 : 187-189, 215; Laroche, 2005 : 17).

De même, les résultats obtenus avec l'ESG de 1999 et de 2004 sur les effets psychologiques de la violence évoquent ceux d'une étude de Fergusson, Horwood et Ridder (2005 : 1113) qui distingue également divers types de situations de violence compatibles, sous certains aspects, avec les catégories de la typologie de Johnson. Les données du panel longitudinal du *Christchurch Health and*

Development Study quant aux effets sur la santé mentale de la violence conjugale subie à l'âge de 25 ans laissent voir, au moyen de modèles statistiques prenant en compte l'effet du sexe de la victime ainsi qu'un grand nombre de corrélats de la violence établis de manière prospective, un lien entre un niveau élevé de violence physique et psychologique et l'importance des effets sur la santé mentale des victimes masculines et féminines, notamment quant aux symptômes de dépression majeure, des troubles de l'anxiété et des idéations suicidaires (Fergusson, Horwood et Ridder, 2005 : 1112-1114).

Références

- EHRENSAFT, Miriam K., Terrie E. MOFFITT et Avshalom CASPI (2004). « Clinically Abusive Relationships in an Unselected Birth Cohort. Men's and Women's Participation and Developmental Antecedents », *Journal of Abnormal Psychology*, vol. 113, n° 2, p. 258-271.
- FERGUSSON, David M., L. John HORWOOD et Elizabeth RIDDER (2005). « Partner Violence and Mental Health Outcomes in a New Zealand Birth Cohort », *Journal of Marriage and the Family*, vol. 67, n° 5, p. 1103-1119, [En ligne] : <http://www.chmeds.ac.nz/research/chds/publications/2005/272.pdf>.
- JOHNSON, Michael P. (1999). *Two Types of Violence Against Women in the American Family. Identifying Patriarchal Terrorism and Common Couple Violence*, paper presented at the annual meeting of the National Council on Family Relations, Irvine (Calif.), novembre, 34 p., [En ligne] : <http://www.personal.psu.edu/mpj/ncfr99paper.html>.
- JOHNSON, Michael P., et Janel M. LEONE (2005). « The Differential Effects of Intimate Terrorism and Situational Couple Violence. Findings from the National Violence Against Women Survey », *Journal of Family Issues*, vol. 26, n° 3, p. 322-349, [En ligne] : <http://www.personal.psu.edu/mpj/2005%20JFI%20Johnson%20&%20Leone.pdf>.
- LAROCHE, Denis (2005). *Prévalence et conséquences de la violence conjugale envers les hommes et les femmes*, Québec, Institut de la statistique du Québec, 31 p., [En ligne] : http://www.stat.gouv.qc.ca/bul/conditions_vie/ViolenceConjugale.pdf.
- LAROCHE, Denis (2004). *Aspects du contexte et des conséquences de la violence conjugale : violence situationnelle et terrorisme conjugal au Canada en 1999*, Québec, Institut de la statistique du Québec, 22 p., [En ligne] : http://www.stat.gouv.qc.ca/bul/conditions_vie/AspectViolen.pdf.
- LAROCHE, Denis (2003). *La violence conjugale envers les hommes et les femmes, au Québec et au Canada, 1999*, Québec, Institut de la statistique du Québec, 235 p., [En ligne] : www.stat.gouv.qc.ca/publications/conditions/violence_h-f99_pdf.htm.

Ce bulletin est réalisé par l'Unité des conditions de vie et l'Équipe du programme démographie.

Pour plus de renseignements :
Sylvie Jean, chargée de projet
200, chemin Sainte-Foy, 3^e étage
Québec (Québec) G1R 5T4
Téléphone : (418) 691-2411 (poste 3155)
Courriel : enbref@stat.gouv.qc.ca
Site Web : www.stat.gouv.qc.ca

Dépôt légal
Bibliothèque nationale du Canada
Bibliothèque nationale du Québec
1^{er} trimestre 2006
ISSN 1491-6789 (version imprimée)
ISSN 1715-6378 (en ligne)
© Gouvernement du Québec

Institut
de la statistique
Québec 