

## Article

---

« Les projections démographiques au service de la prévention des accidents de la route : l'exemple du Québec, 1995-2016 »

Robert Bourbeau et Christine Noël

*Cahiers québécois de démographie*, vol. 29, n° 1, 2000, p. 57-88.

Pour citer cet article, utiliser l'adresse suivante :

<http://id.erudit.org/iderudit/010276ar>

Note : les règles d'écriture des références bibliographiques peuvent varier selon les différents domaines du savoir.

---

Ce document est protégé par la loi sur le droit d'auteur. L'utilisation des services d'Érudit (y compris la reproduction) est assujettie à sa politique d'utilisation que vous pouvez consulter à l'URI <http://www.erudit.org/apropos/utilisation.html>

---

Érudit est un consortium interuniversitaire sans but lucratif composé de l'Université de Montréal, l'Université Laval et l'Université du Québec à Montréal. Il a pour mission la promotion et la valorisation de la recherche. Érudit offre des services d'édition numérique de documents scientifiques depuis 1998.

Pour communiquer avec les responsables d'Érudit : [erudit@umontreal.ca](mailto:erudit@umontreal.ca)

## **Les projections démographiques au service de la prévention des accidents de la route : l'exemple du Québec, 1995-2016**

Robert BOURBEAU et Christine NOËL \*

Cet article vise à montrer l'utilité des projections démographiques pour prévoir le profil des victimes de la route et des conducteurs impliqués dans des accidents corporels au cours des vingt prochaines années. Cet exercice permet aux organismes responsables (dans notre cas, la Société de l'assurance automobile du Québec) de mieux planifier les programmes de prévention et prévoir les coûts occasionnés et les services de soins nécessités par ces événements.

Comme dans plusieurs pays industrialisés où le taux de motorisation est élevé, les accidents de la route sont au Québec une importante cause de mortalité et de morbidité; leurs effets se calculent en nombre de décès, en années potentielles de vie perdues, en hospitalisations et en consultations médicales (Bourbeau, 1983; Bourbeau et al., 1991; Joly et al., 1993). Au Québec, plus de quatre millions de personnes de 16 ans et plus ont un permis de conduire; chaque année, environ 60 000 d'entre elles sont impliquées dans un accident de la route avec dommages corporels, et près de 50 000 personnes sont tuées

---

\* Département de démographie, Centre interuniversitaire d'études démographiques et Laboratoire sur la sécurité des transports du Centre de recherche sur les transports, Université de Montréal. Cette recherche a été subventionnée par la Société de l'assurance automobile du Québec (SAAQ) et le ministère des Transports du Québec (MTQ), dans le cadre du programme d'action concertée FCAR-SAAQ-MTQ de soutien à la recherche en sécurité routière, et par le Conseil de recherches en sciences humaines du Canada (CRSH), subvention 410-97-1090. Les auteurs remercient la Société de l'assurance automobile du Québec de leur avoir fourni les données spéciales nécessaires à cette recherche. Ils ont aussi tiré profit des commentaires judicieux des évaluateurs anonymes de leur article.

ou blessées dans ces accidents. Depuis la fin des années 1970, la variation de ces différents effectifs suit en partie celle de l'effectif total de la population. Ainsi, le nombre de titulaires de permis de conduire correspond d'assez près à l'évolution de la population de 16 ans et plus. Par contre, bien que la population totale du Québec n'ait pas cessé d'augmenter depuis 1978, le nombre de victimes de la route a fluctué selon le sexe et l'âge et selon la catégorie de blessures corporelles (mortelles, graves et légères). Le nombre total de victimes a augmenté chez les femmes et diminué chez les hommes entre 1978 et 1994.

Le Québec a subi dans la deuxième partie du XX<sup>e</sup> siècle des changements démographiques qui ont modifié la taille et la structure de sa population : chute de l'indice synthétique de fécondité, augmentation de l'espérance de vie à la naissance, modifications des soldes migratoires internationaux et interprovinciaux. Sa population a augmenté de plus d'un million de personnes entre 1971 et 1996, mais elle a aussi subi un net vieillissement, qui se poursuivra pendant quelques décennies.

Toutes choses égales par ailleurs, une simple variation de l'effectif total de la population se traduirait par la même variation du nombre de victimes d'accidents de la route. Cependant, étant donné que la structure par âge de la population se modifie au fil du temps et que les taux de mortalité et de morbidité par accidents de la route varient en fonction de l'âge, la variation totale du nombre de victimes ne sera pas identique à celle de la population et pourrait d'ailleurs être de direction opposée. De même, les variations du nombre de conducteurs impliqués dans des accidents corporels de la route dépendent de la variation de l'effectif des détenteurs de permis de conduire selon l'âge — fonction de l'effectif total de la population de chaque groupe d'âge (taux de titularisation) — et des taux d'implication des conducteurs dans des accidents corporels de la route.

Quels pourraient être les effets des variations quantitatives de la population sur certains indicateurs du bilan routier au Québec au cours des vingt prochaines années ? Pour les mesurer, il faut distinguer l'impact de l'évolution de la taille et de la structure de la population de celui des changements de comportement des usagers de la route, à l'égard des taux de mortalité et de morbidité routières, de titularisation et d'implication dans des accidents corporels de la route.

Cet article comprend trois parties. La première présente nos sources et notre méthodologie. La deuxième retrace l'évolution générale de la population du Québec entre 1951 et 1991 et celle

du bilan routier entre 1978 et 1994. La troisième présente les résultats des projections de victimes d'accidents de la route et de conducteurs impliqués dans des accidents corporels de la route pour la période 1995-2016.

## **SOURCES DE DONNÉES ET MÉTHODES**

### **Données sur l'effectif de la population par âge et par sexe**

La structure par âge et par sexe de la population du Québec pour chacune des années de l'analyse provient essentiellement des estimations de population produites par Statistique Canada. Pour la majeure partie de la période rétrospective, soit 1978-1993, les effectifs de la population ont été révisés afin de tenir compte du sous-dénombrement net des recensements et afin de les ajuster au premier juillet de chaque année (Statistique Canada, 1994a). Les données utilisées se présentent par groupe d'âge quinquennal de 0-4 ans à 80-84 ans (années révolues), avec un groupe d'âge ouvert : 85 ans et plus.

Pour 1994, dernière année de la période rétrospective, et pour la période prospective (1995-2016), les données utilisées proviennent du dernier exercice de projection effectué par Statistique Canada (1994b). Ces projections sont tirées du deuxième scénario, qui retient les hypothèses moyennes de fécondité, de mortalité et de migration et semble en fait le plus probable.

### **Données du bilan routier**

Les statistiques sur les victimes d'accidents de la route, les titulaires de permis de conduire et les conducteurs impliqués dans des accidents de la route proviennent des fichiers de la Société de l'assurance automobile du Québec sur les rapports d'accidents et les permis de conduire. Elles couvrent la période 1978 à 1994 et sont ventilées par groupe d'âge, sexe et catégorie de blessures corporelles : mortelles, graves et légères <sup>1</sup>. Le découpage selon l'âge est assez fin pour permettre de calculer des taux pour les âges ou les groupes d'âge les plus à risque; les données sont disponibles, encore ici, par groupe d'âge quinquennal de 0-4 ans à 80-84 ans (révolus) et pour le groupe d'âge 85 ans et plus. De plus, les données sont fournies par année d'âge pour les 14, 15 et 16 ans.

---

<sup>1</sup> Blessures graves : nécessitant (généralement) une hospitalisation; un blessé léger n'a normalement pas besoin d'être hospitalisé.

Ces données sont considérées comme relativement fiables puisqu'elles ne comportent aucun cas d'imprécision quant à la catégorie de blessures et très peu de cas pour lesquels l'âge et (ou) le sexe sont inconnus : entre 0 et 2 pour cent depuis 1984. Cependant, les victimes des accidents de la route sont d'autant mieux comptabilisées que la gravité de l'accident est élevée; une victime blessée légèrement risque davantage d'échapper au décompte qu'une personne décédée (Grimbert, 1992).

### **Modèle de projections des victimes de la route**

Étant donné qu'un seul scénario démographique est utilisé — le scénario moyen de Statistique Canada —, la projection consiste à soumettre différents jeux de taux de mortalité et de morbidité par âge, par sexe et par catégorie de blessures corporelles aux effectifs de population correspondants. Pour chacune des catégories de blessures corporelles et pour chaque sexe, la formule est la suivante :

$$V_{ij} = P_{ij} * r_{ij}$$

où  $i$  et  $j$  représentent le groupe d'âge et l'année, et  $V$ ,  $P$  et  $r$  l'effectif de victimes, l'effectif de la population et le taux par âge. Notons que tous les groupes d'âge ne sont pas de même dimension.

Pour l'analyse, deux jeux de taux par âge, l'un constant, l'autre variable dans le temps, sont soumis aux effectifs de population et constituent nos deux scénarios : analytique et prévisionnel. Le scénario analytique consiste à garder constants, à partir de 1995, les taux moyens de mortalité et de morbidité par accidents de la route observés durant les trois dernières années de la période d'analyse, soit 1992, 1993 et 1994, et à les soumettre aux effectifs prévus de la population. Ce scénario sert à isoler l'effet des changements démographiques prévus par Statistique Canada.

Le scénario prévisionnel consiste à soumettre des taux variables de mortalité et de morbidité, projetés pour la période 1995-2016, aux effectifs prévus de la population; ce scénario vise à projeter le nombre de victimes de la route d'ici l'an 2016.

### **Modèle de projections des conducteurs impliqués**

Pour les projections des conducteurs impliqués dans un accident corporel de la route ( $C_{ij}$ ), nous utilisons la formule suivante :

$$C_{ij} = P_{ij} * t_{ij} * c_{ij}$$

où  $t_{ij}$  est le taux de titularisation (rapport du nombre de titulaires d'un permis de conduire d'un groupe d'âge donné à l'effectif de la population totale du même groupe d'âge) et  $c_{ij}$  est le taux d'implication (rapport du nombre de conducteurs d'un groupe d'âge donné impliqués dans un accident corporel de la route à l'effectif des titulaires de permis de conduire du même groupe d'âge). Chacune des projections comporte trois composantes ventilées par âge et par sexe : l'effectif de la population, le taux de titularisation et le taux d'implication des conducteurs dans des accidents causant des blessures mortelles, graves ou légères.

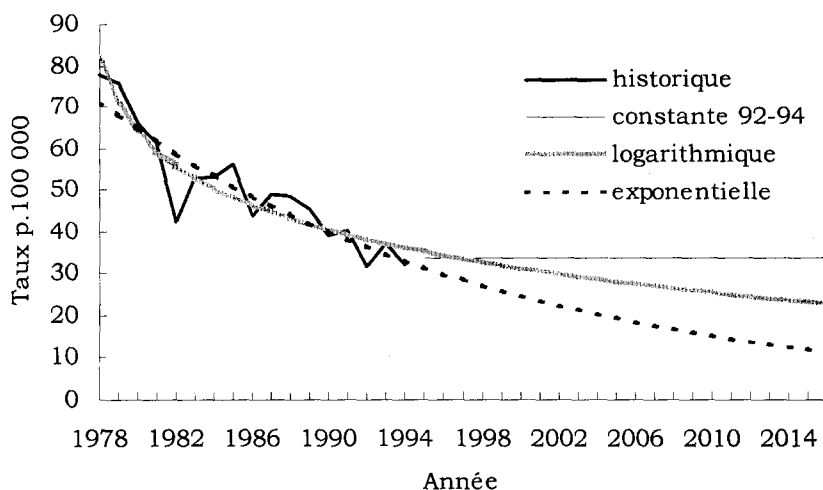
Les taux de titularisation ont été projetés de 1995 à 2016 suivant une fonction logarithmique, sur la base des tendances observées entre 1982 et 1994. Quant aux taux d'implication, ils ont été projetés dans un premier temps suivant une fonction logarithmique sur la base des taux annuels observés au cours de la période 1982-1994, puis selon un modèle exponentiel, les deux types d'extrapolation s'étant révélés plausibles pour la période 1995-2016.

En combinant ces différentes composantes, nous avons élaboré quatre scénarios différents : trois scénarios analytiques (constance de 2 variables à la fois) et un scénario prévisionnel faisant varier les trois composantes. La section suivante illustre de façon plus détaillée la façon dont les courbes de tendance ont été établies pour la projection des victimes de la route et des conducteurs impliqués.

## Projections des taux

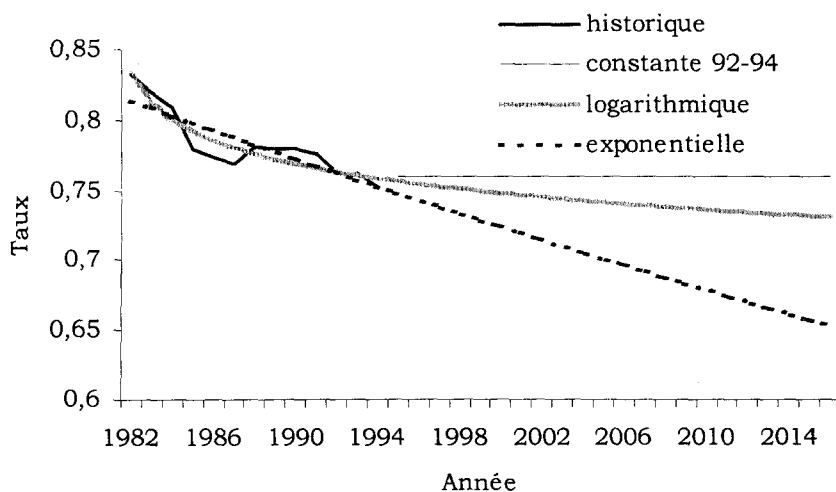
La projection des taux par âge peut être obtenue par plusieurs méthodes (Brüde, 1995; Burgio et Frova, 1995; Lopez et Hanada, 1982; Oppe, 1989; Pollard, 1987). Nous retenons l'utilisation de fonctions exponentielle et logarithmique calculées à l'aide des taux observés entre 1978 et 1994. Les tendances de chacune des séries de taux par âge (cinquante-quatre au total pour les victimes)<sup>2</sup> ne sont pas illustrées ici. Cependant, pour rendre la procédure plus compréhensible, des exemples sont présentés aux figures 1 à 3. Il s'agit de la série historique, pour les hommes, des taux de mortalité des 15-24 ans et des

<sup>2</sup> Par sexe (2), par groupe d'âge (9) et par catégorie de blessures corporelles (3).



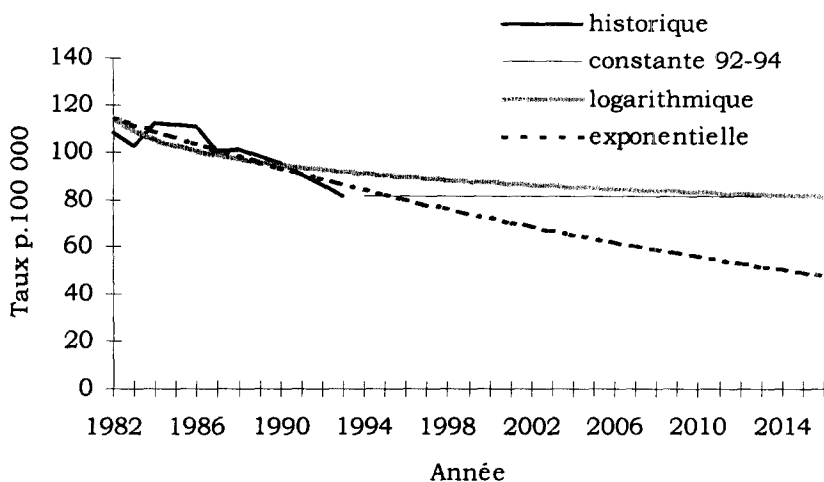
Sources : Société de l'assurance automobile du Québec (1995a) pour les décès; Statistique Canada, nos 91-213, 91-520 et 91-537 au catalogue, pour la population.

FIGURE 1 — Projections des taux de mortalité des hommes de 15-24 ans selon différentes tendances, Québec, 1978-2016



Sources : Société de l'assurance automobile du Québec (1995a) pour les titulaires; Statistique Canada, nos 91-213, 91-520 et 91-537 au catalogue, pour la population.

FIGURE 2 — Projections des taux de titularisation des hommes de 20-24 ans selon différentes tendances, Québec, 1982-2016



Sources : Société de l'assurance automobile du Québec (1995a) pour les conducteurs impliqués; Statistique Canada, nos 91-213, 91-520 et 91-537 au catalogue, pour la population.

FIGURE 3 — Projections des taux d'implication des hommes de 20-24 ans dans des accidents mortels selon différentes tendances, Québec, 1982-2016

taux de titularisation et d'implication des 20-24 ans. L'extrapolation de ces séries est représentée par trois courbes, soit la fonction exponentielle, la fonction logarithmique et celle du scénario de constance des taux.

On obtient les fonctions exponentielles et logarithmiques en ajustant une courbe, par la méthode des moindres carrés, aux points observés :

$$\text{Fonction exponentielle : } y = c e^{bx} \quad x = 1, 2, \dots, 17$$

$$\text{Fonction logarithmique : } y = c \ln x + b \quad x = 1, 2, \dots, 17$$

où  $c$  et  $b$  sont des constantes et  $e$  et  $\ln$  la base et la fonction du logarithmique népérien. Les dix-sept points utilisés dans l'élaboration des formules correspondent en fait aux taux par âge de mortalité ou de morbidité routières sur l'horizon 1978-1994 (figure 1). Pour les taux de titularisation, on ne dispose que de treize points pour les années 1982 à 1994 (figure 2), et pour les taux d'implication, on a douze points correspondant aux moyennes mobiles sur trois ans entre 1981 et 1994 (figure 3).

Pour harmoniser nos résultats, nous avons retenu une seule des deux fonctions pour tous les taux par âge, sexe et catégorie de blessures, même si parfois une des deux fonctions

ajustait mieux les données à un âge particulier. Le choix de la fonction, en l'occurrence la fonction logarithmique, s'est fait pour des raisons de vraisemblance des résultats sur l'horizon considéré. Nous avons conservé les résultats de la fonction exponentielle dans certaines figures pour illustrer les tendances qu'elle génère.

## **ÉVOLUTION GÉNÉRALE DE LA POPULATION ET DU BILAN ROUTIER AU QUÉBEC**

### **Tendances démographiques depuis 1951**

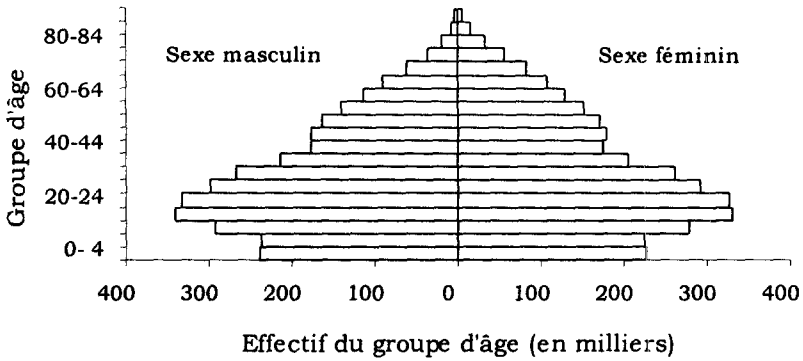
De quatre millions au début des années 1950, le nombre de Québécois est passé à plus de sept millions en 1994, soit une croissance annuelle moyenne d'environ 1,4 pour cent. La transformation radicale des comportements de fécondité des Québécois a fait passer leur indice synthétique de fécondité (ISF) de 3,8 à 1,6 enfant par femme en l'espace de quarante ans. Quant à la mortalité, on peut dire que les progrès ont été remarquables au Québec entre 1951 et 1991 : l'espérance de vie à la naissance des hommes et des femmes est respectivement passée de 64,4 à 73,7 ans et de 68,6 à 80,8 ans, soit des augmentations de 9,3 et 12,2 ans. Par conséquent, l'écart entre les sexes, qui était d'un peu plus de quatre ans, dépasse maintenant sept années.

La figure 4 illustre la pyramide des âges de la population du Québec en 1978 et les pyramides projetées par Statistique Canada pour 1995 et 2016. Le choix de ces trois années repose sur l'analyse qui va suivre. Chaque pyramide est construite par groupes d'âge quinquennaux et représente, non pas les proportions, mais les effectifs réels.

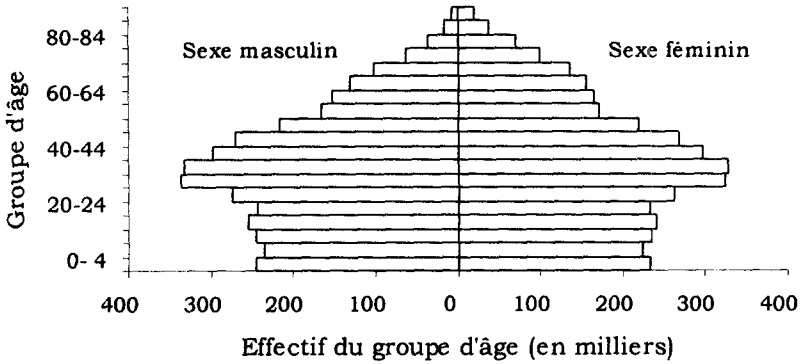
On remarque déjà en 1978 un rétrécissement de la base de la pyramide des âges causé par la chute de la fécondité au Québec, phénomène qui se poursuivra au cours du XXI<sup>e</sup> siècle. Plus la fécondité est inférieure au seuil de remplacement des générations et le demeure dans le temps, plus le rétrécissement est marqué. Combinée à l'augmentation de l'espérance de vie à la naissance et à une baisse de la mortalité de plus en plus concentrée aux âges avancés, la baisse de la fécondité a conduit au vieillissement de la population québécoise.

La population du Québec, qui a connu une augmentation de 13,7 pour cent entre 1978 et 1995, devrait croître de 15,6 pour cent entre 1995 et 2016. Ces hausses englobent des

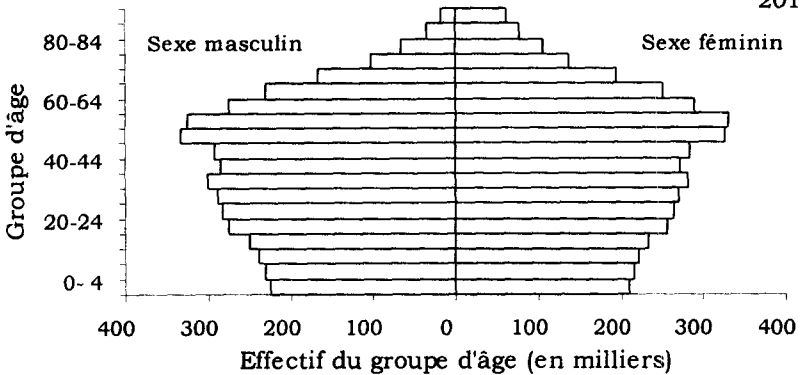
1978



1995



2016



Sources : Statistique Canada, nos 91-520 et 91-537 au catalogue (population).

FIGURE 4 — Pyramide des âges de la population, Québec, 1978, 1995 et 2016

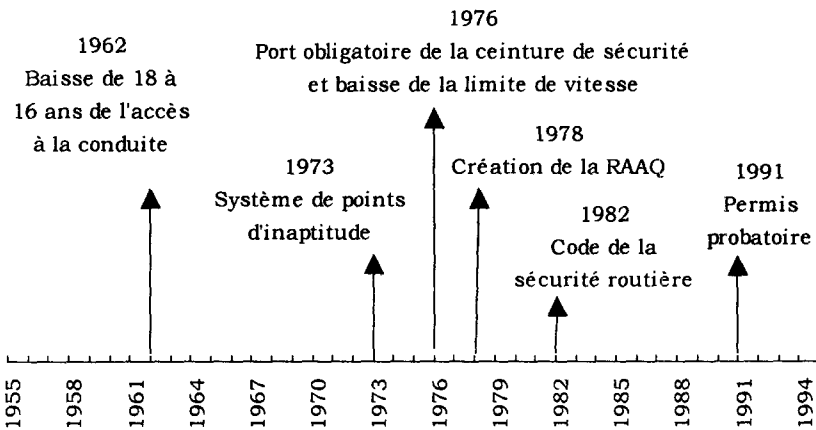
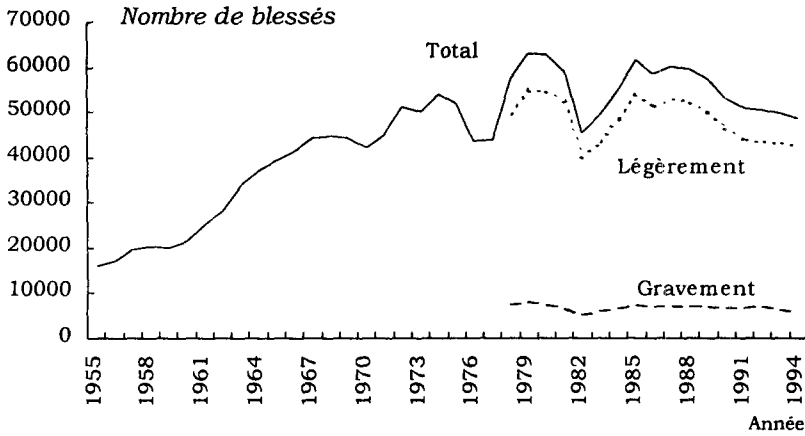
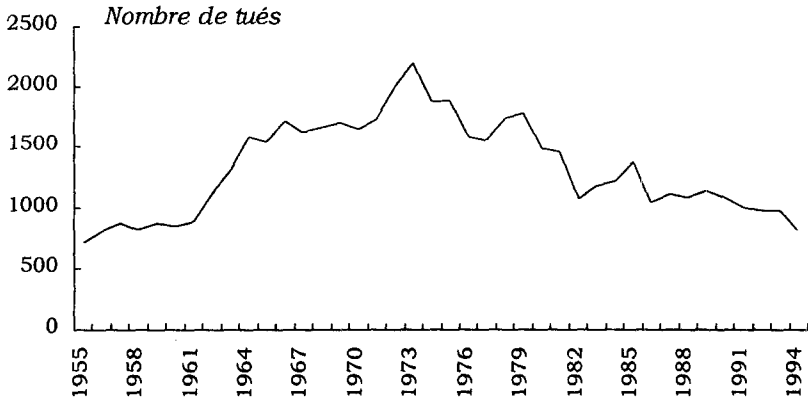
variations très différentes selon les groupes d'âge. Au cours des deux dernières et des deux prochaines décennies, les enfants et les jeunes adultes ont connu et connaîtront vraisemblablement une baisse de leurs effectifs. En conséquence, alors qu'ils représentaient plus de 60 pour cent de la population en 1978, les 0-34 ans en constitueront à peine 40 pour cent en 2016. De même, après avoir enregistré une hausse exceptionnelle de 63,2 pour cent, les 35-44 ans diminueront de près de 10 pour cent d'ici 2016. Toujours selon les projections de Statistique Canada, les adultes de 45 ans et plus verront leur part dans la population passer de moins du tiers à près de la moitié entre 1978 et 2016.

### **Bilan routier, 1955-1994**

Comme les comportements démographiques, l'environnement routier s'est beaucoup transformé depuis le début des années 1950. Le développement de l'infrastructure du réseau routier, l'accroissement du parc automobile et la modernisation de la législation ont eu des effets majeurs sur le bilan routier. Un bref rappel de l'évolution de certains indicateurs de la sécurité routière s'impose ici. Rappelons que la contribution de la démographie consiste à cerner les facteurs démographiques qui influencent les tendances de la mortalité et de la morbidité routières et à en mesurer les conséquences pour l'ensemble de la population. Il s'agit en fait d'évaluer les conséquences démographiques des accidents de la route en les rapportant aux effectifs de la population plutôt que d'en mesurer l'intensité en les rapportant à un indice de fréquentation du réseau routier, le kilométrage parcouru par exemple (Goré, 1989).

#### *Le nombre de victimes de la route*

Les premiers indicateurs du bilan routier à prendre en compte étant donné le but de la recherche sont le nombre de victimes tuées et blessées, dont l'évolution est située par rapport à certains événements marquants (figure 5). Jusqu'au début des années 1970, les nombres absolus de victimes d'accidents de la route constituent un triste bilan, et le cap annuel des 2000 décès et des 50 000 blessés est dépassé. À la fin des années 1970, environ 2300 conducteurs sont impliqués dans des accidents causant la mort et plus de 70 000 dans des accidents causant des blessures non mortelles. La motorisation est en pleine croissance et les mesures restrictives peu populaires.



Sources : Société de l'assurance automobile du Québec (1995a); Bourbeau (1983).

*FIGURE 5 — Nombre de victimes par accidents de la route, Québec, de 1955 à 1994*

Le bilan routier du Québec s'est grandement amélioré, car depuis le milieu des années 1970 le nombre de personnes tuées dans des accidents de la route tend à baisser. Le nombre de conducteurs impliqués dans des accidents causant la mort a également diminué durant les années 1980. Par contre, si on exclut la période de crise économique de 1982, dans le cas des blessés de la route cette tendance à la baisse ne s'est fait sentir que beaucoup plus tard, et à un rythme un peu plus lent.

#### *Taux de mortalité par âge, 1978-1994*

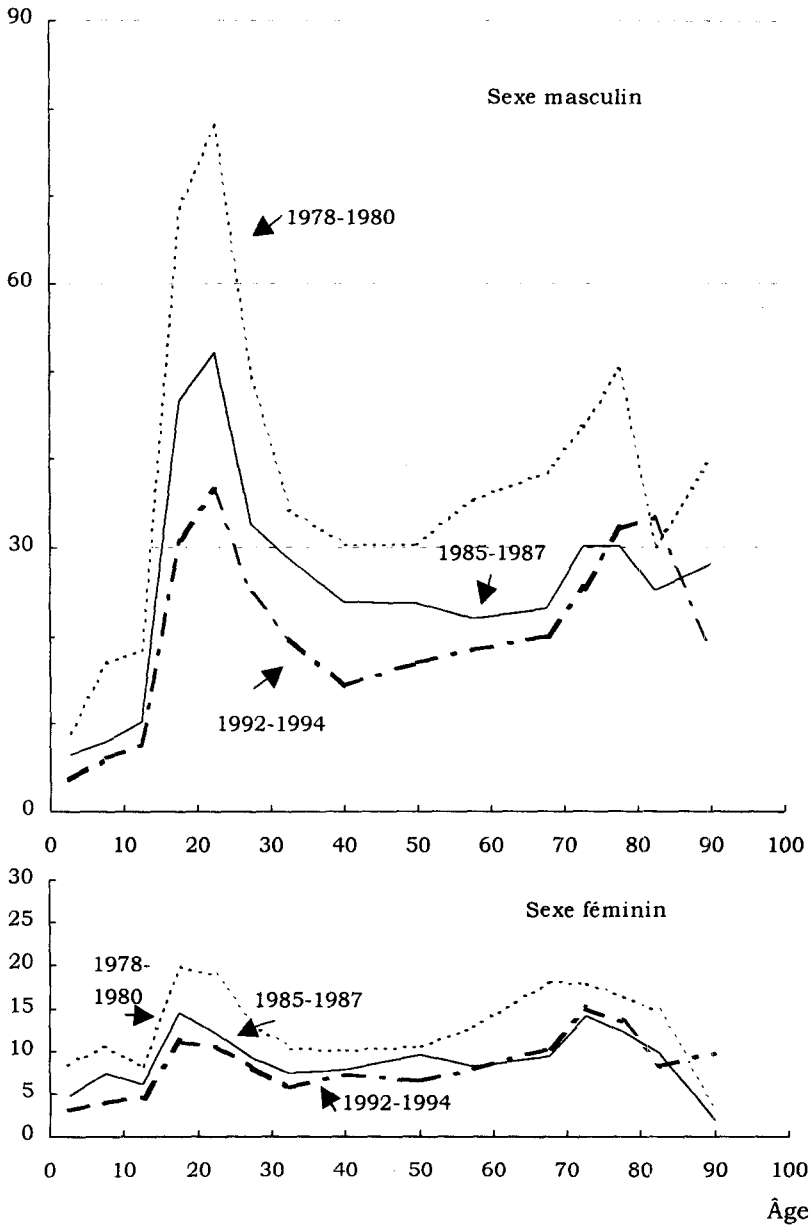
Les taux de mortalité par groupe d'âge pour les accidents de la route ont beaucoup diminué depuis 1978. Les profils des taux moyens par âge et par sexe, habituellement assez connus, sont illustrés à la figure 6 pour les périodes 1978-1980, 1985-1987 et 1992-1994. L'amplitude est plus prononcée chez les hommes que chez les femmes, mais les profils des deux sexes se ressemblent. Dans les deux cas, les taux sont très élevés chez les jeunes adultes et relativement stables par la suite; ils remontent aux âges avancés, la résistance physiologique étant d'autant plus faible que l'âge des victimes est avancé. De plus, sans que ce profil se modifie de façon notable, la presque-totalité des taux de mortalité diminue entre 1978 et 1994, pour les deux sexes. La baisse des taux pour l'ensemble des groupes d'âge est plus prononcée chez les hommes (53 pour cent) que chez les femmes (41 pour cent). Ces taux « tous âges » correspondent en fait aux taux bruts moyens. Il convient de les manier avec précaution, car ils peuvent varier très facilement si la structure de la population change, même si les taux de mortalité par âge demeurent constants.

Les taux de mortalité des femmes (maximum : 20 pour 100 000 au début de la période) sont près de 4 fois moins élevés que ceux des hommes (78 pour 100 000). De plus, le mode de la distribution féminine se situait à 15-19 ans plutôt qu'à 20-24 ans, comme chez les hommes.

#### *Taux de morbidité par âge, 1978-1994*

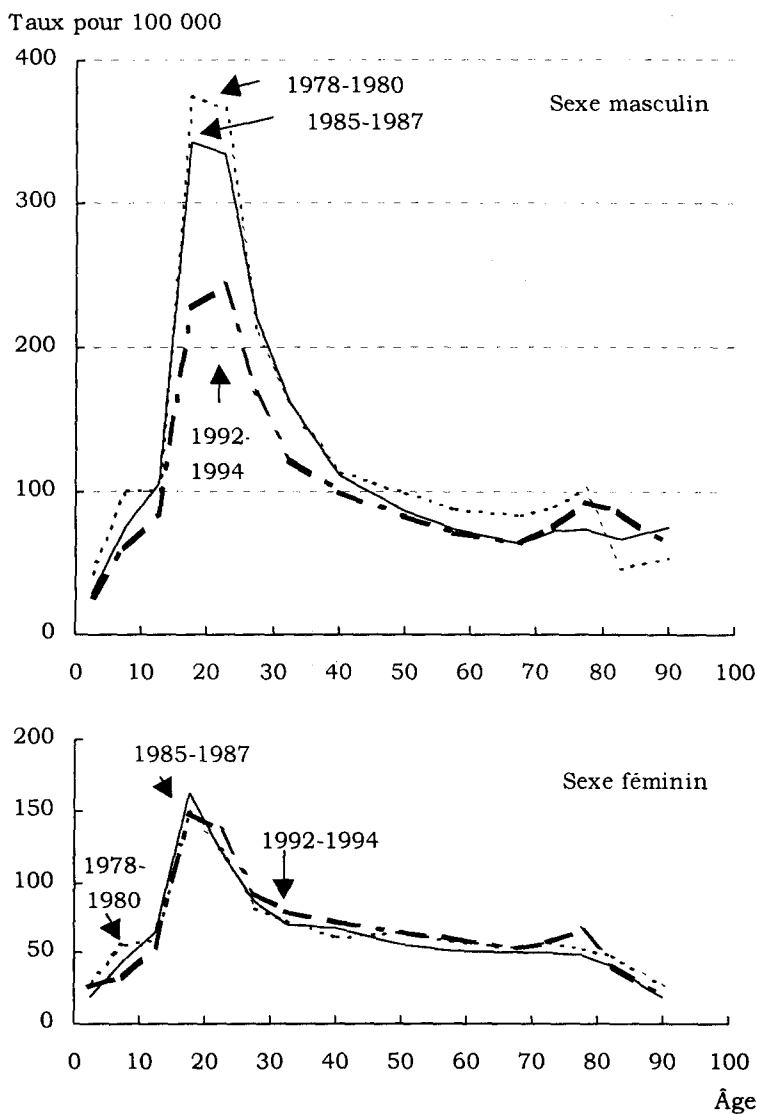
Les profils des taux moyens de morbidité grave et légère par accidents de la route pour les deux sexes se ressemblent également (figures 7 et 8). Dans les quatre cas, les adolescents et les jeunes adultes ont les taux maximums, et si on ne constate pour ainsi dire pas de remontée des taux aux âges avancés, cette fois encore, les taux des femmes sont moins élevés que ceux des hommes et leur diminution semble moins prononcée.

Taux pour 100 000



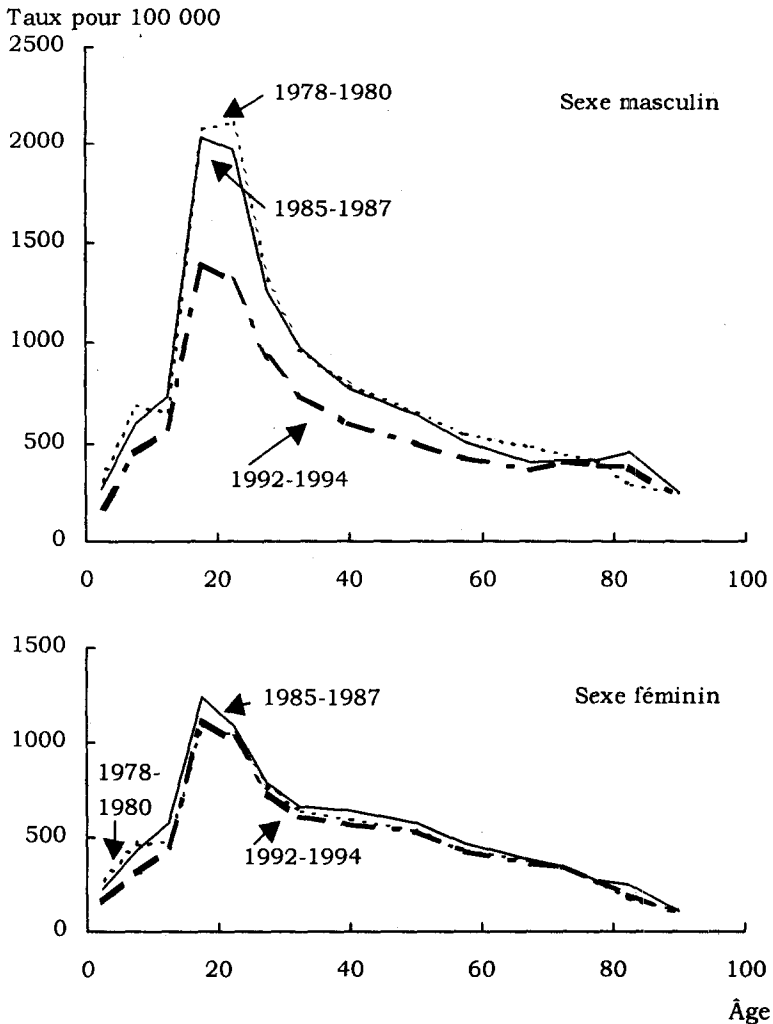
Sources : Société de l'assurance automobile du Québec (1995a) pour les décès; Statistique Canada, nos 91-213, 91-520 et 91-537 au catalogue, pour la population.

FIGURE 6 — Taux de mortalité par accidents de la route, par âge et par sexe, Québec, 1978-1980, 1985-1987 et 1992-1994



Sources : Société de l'assurance automobile du Québec (1995a) pour les blessés; Statistique Canada, nos 91-213, 91-520 et 91-537 au catalogue, pour la population.

FIGURE 7 — Taux de morbidité grave par accidents de la route, par âge et par sexe, Québec, 1978-1980, 1985-1987 et 1992-1994



Sources : Société de l'assurance automobile du Québec (1995a) pour les blessés; Statistique Canada, nos 91-213, 91-520 et 91-537 au catalogue, pour la population.

FIGURE 8 — Taux de morbidité légère par accidents de la route, par âge et par sexe, Québec, 1978-1980, 1985-1987 et 1992-1994

En ce qui concerne la morbidité grave par accidents de la route, le maximum des taux moyens est atteint par les victimes âgées de 15 à 20 ans, pour les deux sexes, sauf en 1992-1994, où le mode se situe au groupe d'âge suivant pour les hommes. Le taux de morbidité grave a diminué de 40 pour cent depuis 1978 pour les hommes de 15-19 ans; les blessés graves de ce groupe d'âge représentaient environ 1 personne sur 265 en 1978-1980, 1 sur 440 en 1992-1994. Pour les jeunes femmes du même âge, le taux moyen de morbidité grave est resté pratiquement le même : l'équivalent de 1 personne sur 675, ou 148 pour 100 000. Il a cependant été plus élevé au milieu de la période, ayant atteint 162 pour 100 000 en 1985-1987.

Les femmes de ce groupe d'âge ne sont pas les seules à avoir vu leur taux revenir à son niveau du début de la période. Les variations totales sont pratiquement nulles aussi pour les femmes âgées de 45 à 75 ans. Seules les filles de moins de 15 ans et les femmes de 80 ans et plus ont connu une baisse notable de leurs taux moyens; la diminution la plus importante, 41 pour cent, est observée chez les fillettes de 5-9 ans. Les autres taux de morbidité grave ont subi des augmentations allant jusqu'à 21 pour cent.

L'évolution a été très différente pour le sexe masculin, dont tous les taux de morbidité grave par accidents de la route sont aujourd'hui plus faibles que ceux de la fin des années 1970, exception faite des hommes de plus de 80 ans. La majorité des pourcentages a diminué de plus de 15 pour cent entre 1978 et 1994; quatre ont baissé de plus de 30 pour cent.

La morbidité légère par accidents de la route a évolué différemment. La majeure partie de la baisse des taux s'est réalisée entre 1985-1987 et 1992-1994. C'est presque la seule dans le cas des femmes : seules les fillettes de moins de 10 ans bénéficient d'une baisse significative de leurs taux (plus du tiers entre 1978-1980 et 1992-1994). La chute des taux est générale et beaucoup plus forte pour les hommes, surtout les jeunes.

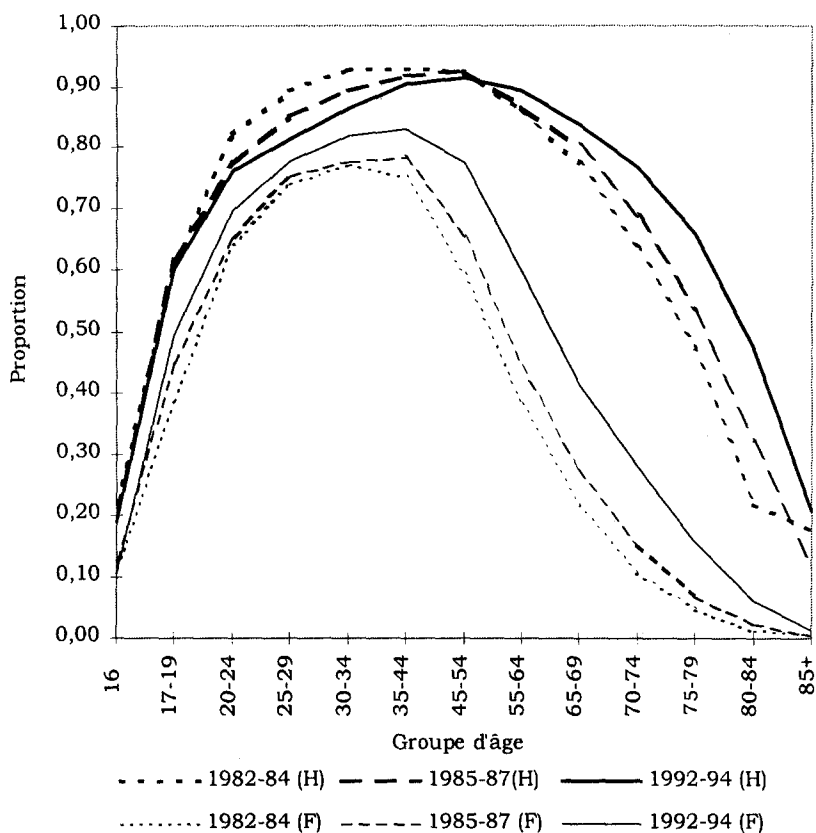
Les taux moyens maximums de morbidité légère sont également atteints par les jeunes de 15-19 ans, si l'on excepte les garçons qui avaient cet âge en 1978-1980. En outre, comme dans le cas des blessures graves, le taux maximum a diminué au fil des ans pour les hommes : de l'ordre de 1 personne sur 50, il est passé à 1 personne sur 70. Le taux maximum des femmes est resté pratiquement le même, soit 1 victime sur 90 individus.

Comme les taux de morbidité par accidents de la route ont davantage chuté chez les hommes, la surmorbidity masculine s'est beaucoup atténuée entre 1978 et 1994. Pour l'ensemble des victimes, on est passé d'un rapport de plus de 2,2 blessés graves masculins pour 1 blessé féminin à un peu plus de 1,5 pour 1 entre 1978-1980 et 1992-1994. Quant à l'indice de la surmorbidity masculine légère, il a chuté de 0,43 point durant cette période pour s'arrêter à 1,20 au début des années 1990.

#### *Titulaires de permis de conduire, 1982-1994*

Le nombre de titulaires de permis de conduire (donc de conducteurs potentiels) représente la population à risque qui sert à calculer les taux d'implication des conducteurs. Ce nombre est en progression constante depuis 1982. On comptait à cette date 3 456 765 titulaires de permis, et 4 258 109 en 1994, soit une hausse de 23 pour cent en 12 ans ou de 1,8 pour cent par an. L'évolution n'a pas été la même pour les deux sexes. Chez les hommes, il y a eu une légère baisse en 1985 et la croissance observée n'est que de 12 pour cent (1 pour cent par an) : il y avait 2 063 205 titulaires en 1982, 2 320 001 en 1994. Par contre, de plus en plus de femmes ont leur permis de conduire; chez elles, le nombre de titulaires s'est accru de 2,8 pour cent annuellement (39 pour cent durant la période), et il est passé de 1 393 560 en 1982 à 1 938 108 en 1994.

Le taux global de titularisation (rapport du nombre total de titulaires à l'effectif total de la population) a aussi augmenté : 68 pour cent des Québécois de 16 ans et plus étaient titulaires d'un permis de conduire en 1982, 74 pour cent en 1994. Le taux masculin est demeuré constant durant toute la période, à 83 pour cent, tandis que le taux féminin est passé de 53 à 66 pour cent. On observe donc un rattrapage du côté féminin. Cet indicateur n'est cependant pas le plus intéressant puisqu'il est influencé par les différences de structure par âge, dans le temps ou selon le sexe. Il est plus utile d'analyser les taux de titularisation par âge et par sexe (figure 9). Le taux augmente avec l'âge, de façon importante de 16 à 25 ans, puis lentement jusqu'à environ 50 ans chez les hommes (où il atteint son maximum, 93 pour cent) et 40 ans chez les femmes (80 pour cent); il diminue ensuite assez rapidement jusqu'aux âges plus avancés. Rappelons qu'il s'agit ici d'un profil transversal, tiré de données sur une période, qui traduit mal le véritable profil selon l'âge au sein des générations lorsque le phénomène est en changement, ce qui est le cas particulièrement chez les femmes.



Sources : Société de l'assurance automobile du Québec (1995a) pour les titulaires; Statistique Canada, nos 91-213, 91-520 et 91-537 au catalogue, pour la population.

FIGURE 9 — Taux de titularisation par âge et par sexe, Québec, 1982-1984, 1985-1987, 1992-1994

Entre 1982 et 1994, le profil selon l'âge s'est légèrement modifié. Ainsi, chez les hommes, on note un déplacement vers la droite de la courbe des taux de titularisation selon l'âge (figure 9). La proportion est restée sensiblement la même chez les 16-19 ans durant la période 1992-1994 par rapport à 1985-1987 et à 1982-1984, alors qu'elle diminuait chez les 20-44 ans et augmentait chez les 45 ans et plus. Au cours de la période 1982-1984, 90 pour cent des hommes de 25-29 ans avaient leur permis de conduire. Ce niveau n'est atteint qu'à partir du groupe 30-34 ans en 1985-1987, et 35-44 ans en 1992-1994.

Chez les femmes, la proportion des titulaires a augmenté à tous les âges au cours de la période 1992-1994, mais les

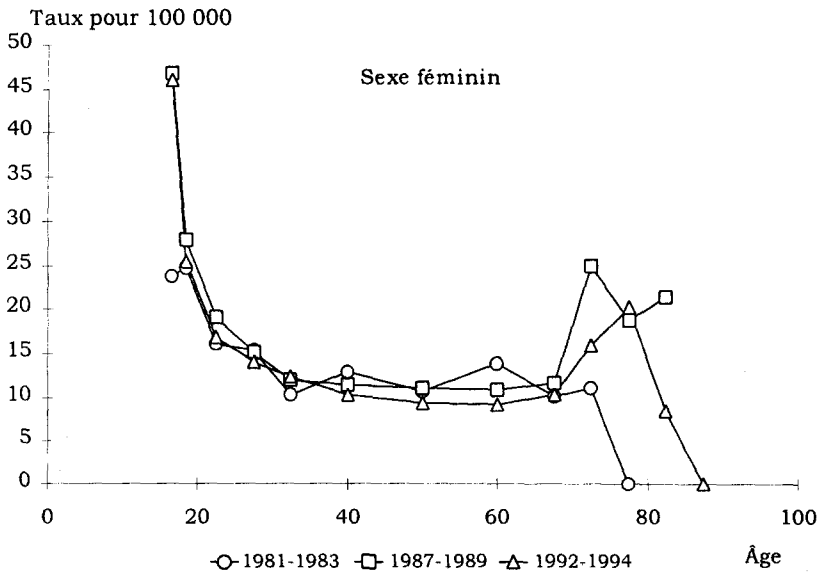
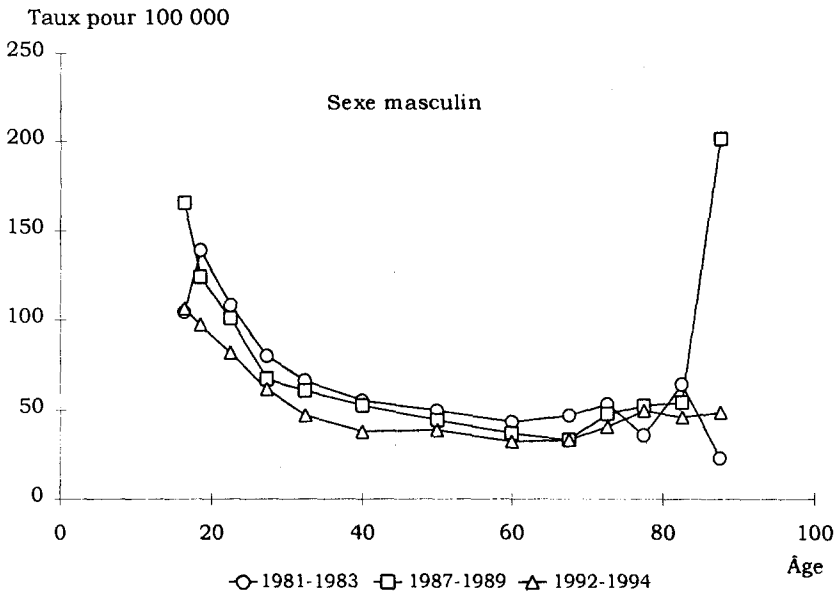
niveaux atteints sont nettement moins élevés que chez les hommes, comme le montre bien la figure 9. La progression est nettement plus grande chez les 17-19 ans (37 pour cent en 1982, 49 pour cent en 1994) et les femmes plus âgées (45-80 ans) que dans le groupe des 20-44 ans, où la titularisation était déjà plus forte : elle variait de 63 à 76 pour cent chez les 20-34 ans en 1982, de 69 à 83 pour cent douze ans plus tard.

### *Conducteurs impliqués dans des accidents de la route, 1981-1994*

Les conducteurs considérés ici ont été impliqués dans un accident entraînant un décès, une blessure grave ou une blessure légère, sans pour autant avoir eux-mêmes été des victimes. Il peut alors y avoir, pour une seule victime, plus d'un conducteur impliqué. Par exemple, bien qu'il y ait eu 1081 décès par accidents de la route en 1982, 1263 conducteurs ont été impliqués dans des accidents ayant causé ces mêmes décès.

Chez les hommes, le nombre de conducteurs impliqués dans des accidents provoquant des décès ou des blessures graves ou légères est en déclin durant la période 1978-1994. On constate une diminution de leur implication de près de 50 pour cent pour les accidents causant la mort, de 29 pour cent pour les accidents avec blessés graves et de 26 pour cent pour les accidents avec blessés légers. Par contre, un nombre croissant de femmes étant titulaires d'un permis de conduire, plus de femmes sont impliquées dans des accidents. De 1978 à 1994, le nombre de conductrices impliquées dans des accidents mortels semble stable, mais leur implication augmente de 38 pour cent pour les accidents avec blessés graves et de 30 pour cent pour les accidents avec blessés légers.

En ce qui a trait au taux d'implication des conducteurs dans des accidents causant des blessures corporelles, on constate, dans l'ensemble, une diminution chez les hommes en 1992-1994 par rapport à 1987-1989 et à 1981-1983, tant pour les blessures mortelles que pour les blessures graves ou légères. On note cependant des variations selon l'âge. Les taux baissent à tous les âges pour les blessures légères, à moins de 65 ans pour les blessures graves ou mortelles; ils demeurent relativement stables par la suite, aux niveaux de 1987-1989. La figure 10 présentent les taux d'implication dans des accidents avec décès selon l'âge pour les trois périodes. Les courbes prennent la forme d'un « J » couché indiquant que les plus hauts taux sont observés chez les plus jeunes conducteurs.



Sources : Société de l'assurance automobile du Québec (1995a) pour les conducteurs impliqués; Statistique Canada, nos 91-213 et 91-520 au catalogue, pour la population.

FIGURE 10 — Taux moyens d'implication des conducteurs dans des accidents mortels (pour 100 000) selon l'âge et le sexe, Québec, 1981-1983, 1987-1989 et 1992-1994

Chez les femmes, les taux d'implication des conductrices de 16 à 30 ans dans des accidents avec décès sont comparables pour les trois périodes. Aux âges plus élevés, et jusqu'à 70 ans, les taux diminuent. Leur variation selon l'âge ressemble à celle qu'on observe pour les hommes; les courbes ont la forme d'un « J » couché. Nous pouvons donc dire que, si les niveaux des taux sont différents pour les hommes et les femmes, leur allure par âge est comparable. Il faut rappeler que les taux obtenus pour les plus de 70 ans sont basés sur de petits nombres; il faut donc analyser ces résultats avec beaucoup de prudence.

## **RÉSULTATS DES PROJECTIONS**

### **Les victimes de la route, 1995-2016**

Pour déterminer l'impact des changements structurels de la population sur le nombre de victimes, les taux par âge de la dernière période triennale ont été maintenus constants tout au long de l'exercice de projection.

Selon ce scénario analytique de projection, l'évolution de la structure par âge de la population dans les deux prochaines décennies sera favorable au bilan routier, puisque l'augmentation du nombre de victimes serait inférieure à la croissance que subira vraisemblablement la population. En fait, selon le profil par âge des taux de mortalité et de morbidité routières des années 1992-1994, le nombre projeté de victimes n'augmenterait que de 10,7 pour cent entre 1995 et 2016, comparativement à 15,6 pour cent pour l'ensemble de la population. Autrement dit, le changement dans la répartition par âge de la population aurait pour conséquence d'atténuer l'effet de son augmentation.

Bien que, pour l'ensemble des victimes, l'effet de structure soit favorable au bilan routier, il en est autrement pour la mortalité, puisque l'augmentation du nombre de décédés (19,9 pour cent) serait supérieure à celle du nombre d'individus (15,6 pour cent). Le vieillissement de la population déplacera un bon nombre de personnes vers des taux de mortalité par âge qui sont presque aussi élevés, sinon plus, que ceux des jeunes adultes (voir la figure 6). Cette remontée des taux aux âges avancés ne se retrouve pas pour la morbidité; le déplacement de la population se fait vers des taux plus faibles. L'effet de structure associé au scénario de constance des taux accentuerait la morbidité grave et la morbidité légère, qui présenteraient des augmentations respectives de 11,6 pour cent et 10,3 pour

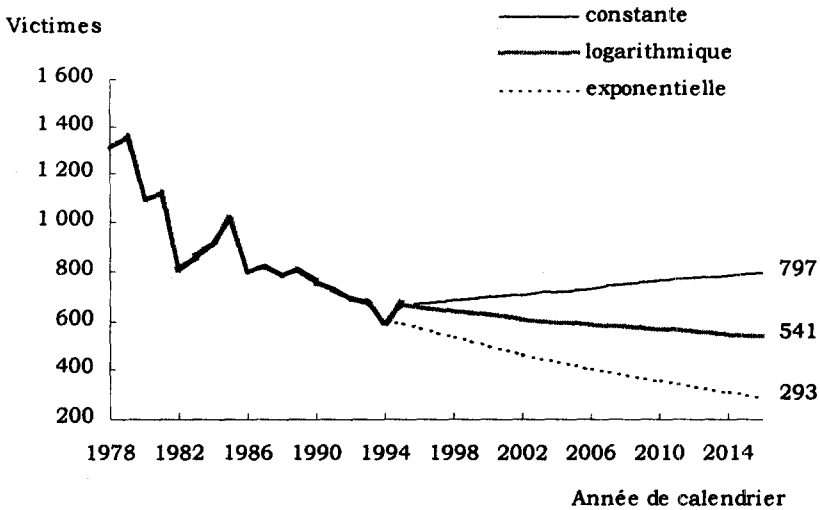
cent entre 1995 et 2016, inférieures à la hausse de 15,6 pour cent de la population.

Selon le scénario privilégié de variation logarithmique des taux par âge, le nombre de décédés passerait de 824 en 1994 à 803 en 2016 (figure 11). Si les changements dans la répartition par âge de la population ne déplaçaient pas les gens vers des âges avancés, où les taux sont presque aussi élevés qu'aux jeunes âges, sinon plus dans le cas des femmes, la chute du nombre de victimes décédées serait plus prononcée. Par contre, ces changements démographiques atténueront la morbidité routière et ralentiront la hausse du nombre de victimes qui résulterait de la poursuite de la tendance des taux de morbidité basée sur l'horizon 1978-1994. Selon ce scénario de variation, le nombre de blessés graves passerait de 6028 à 7276 et le nombre de blessés légers de 42 989 à 49 341 entre 1994 et 2016 (tableau 1). Par ailleurs, la modification de la structure par âge de la population entraînerait un net vieillissement de la structure par âge des victimes de la route (figure 12). Ainsi, les victimes de plus de 45 ans pourraient représenter près d'une victime sur deux dans le cas de la mortalité et près de 30 pour cent dans celui de la morbidité. Cette modification dans la répartition par âge des victimes risque d'influencer la nature des mesures préventives à prendre dans l'avenir.

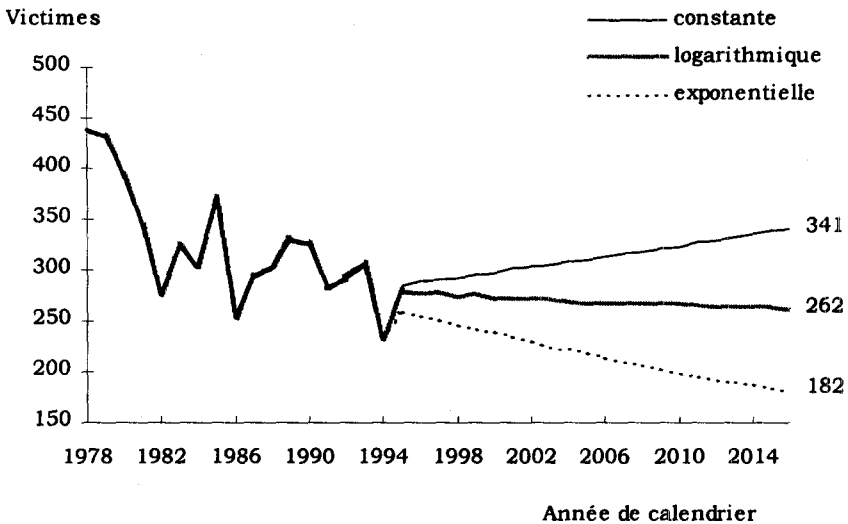
Selon les changements attendus dans la taille et la structure de la population et selon le scénario de variation logarithmique des taux de mortalité et de morbidité par accidents de la route, l'objectif que s'était fixé la SAAQ en 1995 — de réduire de 25 pour cent le nombre de victimes décédées et blessées gravement en l'an 2000 par rapport à la moyenne des cinq dernières années (1990-1994) — ne semblait pas pouvoir être atteint (Gouvernement du Québec, 1995; Simard, 1996). Cependant, les données les plus récentes pour 1997 et 1998 indiquent une baisse très nette des décès, probablement associée aux principales dispositions de la loi 12 touchant l'accès graduel au permis de conduire, la conduite avec facultés affaiblies et la conduite durant une sanction. Au moment où nous avons fait nos projections, nous ne disposons pas de cette information sur les nouvelles mesures législatives, qui ont passablement modifié les règles du jeu. Le nombre de décès observés en 1998, soit 686, représente déjà une baisse de plus de 25 pour cent par rapport à la moyenne de la période 1990-1994.

Bien qu'un seul scénario démographique ait été utilisé et que les résultats découlent d'une analyse transversale, l'objectif

## Sexe masculin



## Sexe féminin



Sources : Société de l'assurance automobile du Québec (1995a) pour les décédés; Statistique Canada, nos 91-213, 91-520 et 91-537 au catalogue, pour la population.

FIGURE 11 — Projections de décédés par accidents de la route selon différentes tendances des taux de mortalité, Québec, 1978-2016

TABLEAU 1 — Projections du nombre de victimes de la route selon le scénario de variation logarithmique des taux par âge de la période 1978-1994, par groupe d'âge, sexe et catégorie de blessures corporelles, Québec, 1992-1994 et 2016

Groupe d'âge et sexe	1992-1994	2016	Variation (%)	1992-1994	2016	Variation (%)
	BLESSURES MORTELLES			BLESSURES GRAVES		
0-14						
Masc.	42	17	-59,5	418	360	-13,9
Fém.	27	14	-48,1	261	225	-13,8
Réunis	69	31	-55,1	679	585	-13,8
15-34						
Masc.	305	223	-26,9	2 066	2 103	1,8
Fém.	94	73	-22,3	1 191	1 180	-0,9
Réunis	399	296	-25,8	3 257	3 283	0,8
35-44						
Masc.	87	61	-29,9	603	599	-0,7
Fém.	43	36	-16,3	434	414	-4,6
Réunis	130	97	-25,4	1 037	1 013	-2,3
45-64						
Masc.	133	136	2,3	593	851	43,5
Fém.	55	69	25,5	493	747	51,5
Réunis	188	205	9,0	1 086	1 598	47,1
65 +						
Masc.	83	104	25,3	251	406	61,8
Fém.	58	70	20,7	254	391	53,9
Réunis	141	174	23,4	505	797	57,8
TOTAL						
Masc.	650	541	-16,8	3 931	4 319	9,9
Fém.	277	262	-5,4	2 633	2 957	12,3
Réunis	927	803	-13,4	6 564	7 276	10,8

de mesurer l'incidence des changements démographiques sur le nombre de victimes de la route au Québec sur l'horizon 1995-2016 est atteint. Il apparaît que les changements dans la structure de la population qui avaient été favorables aux trois catégories de blessures corporelles dans le passé (de 1978 à 1994) (Noël, 1996) continueront de l'être seulement pour les deux types de morbidité.

### Les conducteurs impliqués, 1995-2016

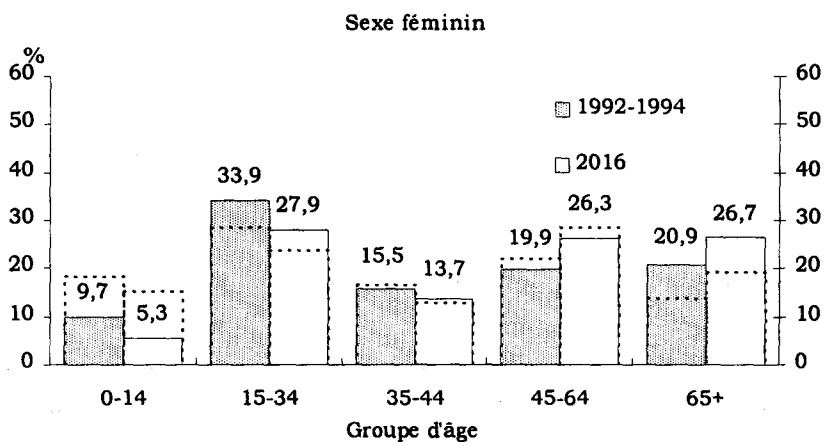
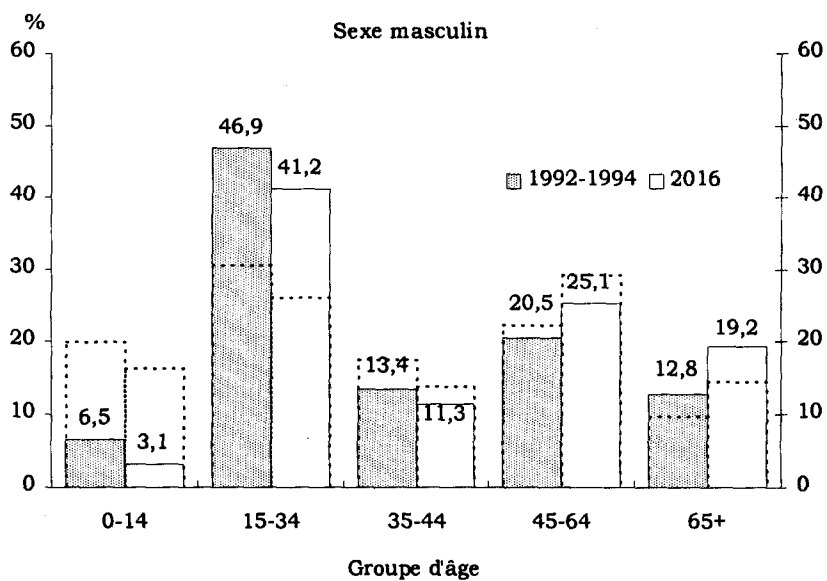
Les scénarios analytiques ont pour objet de montrer l'effet de la seule variation de chacune des composantes du modèle de projection des conducteurs impliqués (population, taux de titu-

TABLEAU 1 — (suite)

Groupe d'âge et sexe	1992-1994	2016	Variation (%)	1992-1994	2016	Variation (%)
	BLESSURES LÉGÈRES			TOTAL		
<i>0-14</i>						
Masc.	2 901	2 819	-2,8	3 361	3 196	-4,9
Fém.	2 121	2 113	-0,4	2 409	2 352	-2,4
Réunis	5 022	4 932	-1,8	5 770	5 548	-3,8
<i>15-34</i>						
Masc.	11 863	11 993	1,1	14 234	14 319	0,6
Fém.	9 136	9 249	1,2	10 421	10 502	0,8
Réunis	20 999	21 242	1,2	24 655	24 821	0,7
<i>35-44</i>						
Masc.	3 612	3 475	-3,8	4 302	4 135	-3,9
Fém.	3 417	3 330	-2,5	3 894	3 780	-2,9
Réunis	7 029	6 805	-3,2	8 196	7 915	-3,4
<i>45-64</i>						
Masc.	3 565	5 532	55,2	4 291	6 519	51,9
Fém.	3 829	6 189	61,6	4 377	7 005	60,0
Réunis	7 394	11 721	58,5	8 668	13 524	56,0
<i>65 +</i>						
Masc.	1 238	2 197	77,5	1 572	2 707	72,2
Fém.	1 440	2 444	69,7	1 752	2 905	65,8
Réunis	2 678	4 641	73,3	3 324	5 612	68,8
<i>Total</i>						
Masc.	23 179	26 016	12,2	27 760	30 876	11,2
Fém.	19 943	23 325	17,0	22 853	26 544	16,2
Réunis	43 122	49 341	14,4	50 613	57 420	13,4

Sources : Société de l'assurance automobile du Québec (1995a) pour les décès; Statistique Canada, nos 91-213 et 91-520 au catalogue pour la population.

larisation et taux d'implication) sur le nombre de conducteurs impliqués; il s'agit de garder constantes deux des trois composantes du modèle et de ne faire varier que la troisième. Le scénario 1 nous intéresse particulièrement car il isole l'effet des changements démographiques sur le nombre de conducteurs impliqués : ils le font augmenter de 13,1 pour cent entre 1995 et 2016, alors que la hausse prévue de l'effectif de la population de 16 ans et plus dépasse 21 pour cent. On peut donc conclure à un effet global positif des changements démographiques; cet effet touche les moins de 45 ans mais non les 45 ans et plus, et il est plus manifeste chez les femmes que chez les hommes. Enfin, à l'image de la structure par âge de la population totale, celle des conducteurs impliqués sera plus vieille.



*Légende* Trait plein : décédés par accidents de la route.  
 Trait tiré : effectifs de population.

Sources : Société de l'assurance automobile du Québec (1995a) pour les décédés; Statistique Canada, nos 91-213 et 91-520 au catalogue, pour la population.

**FIGURE 12** — Répartition des décédés par accidents de la route et des effectifs de population selon le groupe d'âge et le sexe, Québec, 1992-1994 et 2016. Scénario : variation logarithmique des taux de mortalité

Les scénarios 2 et 3 montrent que la seule variation des taux de titularisation ou d'implication aurait assez peu d'effet sur le nombre de conducteurs impliqués, comparativement aux seuls effets démographiques. Ces résultats ne sont pas surprenants puisque les changements de comportements en matière de titularisation et d'implication ne s'annonçaient pas très importants, du moins avant la mise en vigueur des lois modifiant l'accès au premier permis de conduire.

En faisant varier les trois composantes du modèle en même temps, on obtient une sorte de « prévision » de ce que pourraient être le nombre et la structure par âge, sexe et types d'accidents des conducteurs impliqués dans des accidents corporels au cours des vingt prochaines années (tableau 2). Le scénario 4 annonce une augmentation globale de 14 pour cent des conducteurs impliqués entre 1995 et 2016; cette hausse serait plus importante chez les conductrices (24 pour cent), en particulier celles de moins de 25 ans et celles de 45 ans et plus, que chez les conducteurs (9,5 pour cent).

## **CONCLUSION**

Notre étude a montré comment les changements démographiques prévus pour le Québec au cours des vingt prochaines années pouvaient influencer le nombre et le profil selon l'âge des victimes de la route et des conducteurs impliqués dans des accidents corporels de la route. Dans cet exercice de projection, nous avons aussi tenu compte des modifications probables des taux de titularisation et des taux d'implication des conducteurs dans des accidents corporels de la route au cours des prochaines années.

Cette approche « démographique » suppose cependant que tous les autres facteurs susceptibles d'influencer le bilan routier, tels le contexte économique et juridique, la fréquentation du réseau routier, le kilométrage parcouru, le parc automobile, etc., demeurent constants. Elle diffère ainsi de l'approche « économétrique », qui tente d'intégrer dans un modèle le plus grand nombre de facteurs possible et de quantifier l'effet de chacun d'eux sur les principaux indicateurs du bilan routier. La meilleure illustration de cette approche est le modèle DRAG-2 (modèle de la « demande routière, des accidents et de leur gravité ») utilisé par la SAAQ (Fournier et Simard, 1999). Ce modèle conduit en général à des résultats très intéressants

TABLEAU 2 — Nombre, répartition en pourcentage des conducteurs impliqués en 1995 et 2016 et variation en pourcentage entre 1995 et 2016 selon le groupe d'âge, le sexe et la nature des blessures. Scénario 4 : population projetée, taux variable d'implication, taux variable de titularisation

Groupe d'âge et sexe	Nombre		Pourcentage		Var. (%)	Nombre		Pourcentage		Var. (%)
	1995	2016	1995	2016	1995-2016	1995	2016	1995	2016	1995-2016
-----										
	BLESSURES MORTELLES					BLESSURES GRAVES				
16-19										
Masc.	114	102	9,7	8,1	-10,5	803	803	11,9	10,4	0,0
Fém.	24	28	9,2	8,9	16,7	266	335	10,9	10,6	25,9
Réunis	138	130	9,6	8,3	-5,8	1069	1138	11,6	10,5	6,5
20-24										
Masc.	161	162	13,7	12,9	0,6	1000	1089	14,8	14,1	8,9
Fém.	34	41	13,0	13,0	20,6	315	411	13,0	13,0	30,5
Réunis	195	203	13,6	12,9	4,1	1315	1500	14,3	13,8	14,1
25-34										
Masc.	289	239	24,5	19,0	-17,3	1709	1562	25,3	20,2	-8,6
Fém.	64	60	24,5	19,0	-6,3	602	637	24,8	20,2	5,8
Réunis	353	299	24,5	19,0	-15,3	2311	2199	25,1	20,2	-4,8
35-44										
Masc.	234	188	19,9	14,9	-19,7	1389	1273	20,6	16,5	-8,4
Fém.	55	46	21,1	14,6	-16,4	590	604	24,3	19,2	2,4
Réunis	289	234	20,1	14,9	-19,0	1979	1877	21,5	17,3	-5,2
45-64										
Masc.	281	395	23,9	31,3	40,6	1420	2159	21,0	28,0	52,0
Fém.	62	96	23,8	30,5	54,8	532	919	21,9	29,2	72,7
Réunis	343	491	23,8	31,2	43,1	1952	3078	21,2	28,3	57,7
65 +										
Masc.	99	174	8,4	13,8	75,8	438	829	6,5	10,7	89,3
Fém.	22	44	8,4	14,0	100,0	127	245	5,2	7,8	92,9
Réunis	121	218	8,4	13,8	80,2	565	1074	6,1	9,9	90,1
Total										
Masc.	1178	1260	100,0	100,0	7,0	6759	7715	100,0	100,0	14,1
Fém.	261	315	100,0	100,0	20,7	2432	3151	100,0	100,0	29,6
Réunis	1439	1575	100,0	100,0	9,5	9191	10866	100,0	100,0	18,2

quant à l'effet des différents facteurs sur le kilométrage, les accidents et les victimes; il est cependant difficile d'intégrer tous les facteurs dans un tel modèle et certains résultats sont parfois contraires aux attentes ou difficiles à interpréter <sup>3</sup>.

<sup>3</sup> Par exemple, la présence du troisième feu arrière central surélevé entraînerait une hausse des accidents mortels, résultat auquel on ne se serait pas attendu; de plus, l'effet de la tarification du permis de conduire, introduite en 1992, a été estimé de façon incertaine à cause de la difficul-

TABLEAU 2 (suite)

Groupe d'âge et sexe	Nombre		Pourcentage		Var. (%) 1995- 2016	Nombre		Pourcentage		Var. (%) 1995- 2016
	1995	2016	1995	2016		1995	2016	1995	2016	
-----										
	BLESSURES LÉGÈRES					TOTAL				
16-19										
Masc.	4163	4090	10,7	9,6	-1,8	5080	4995	10,8	9,7	-1,7
Fém.	1809	2217	10,1	10,0	22,6	2099	2580	10,2	10,1	22,9
Réunis	5972	6307	10,5	9,8	5,6	7179	7575	10,6	9,8	5,5
20-24										
Masc.	5385	5665	13,8	13,4	5,2	6546	6916	14,0	13,5	5,7
Fém.	2341	2980	13,0	13,4	27,3	2690	3432	13,0	13,4	27,6
Réunis	7726	8645	13,6	13,4	11,9	9236	10348	13,7	13,4	12,0
25-34										
Masc.	9593	8274	24,6	19,5	-13,7	11591	10075	24,7	19,6	-13,1
Fém.	4530	4587	25,2	20,7	1,3	5196	5284	25,1	20,6	1,7
Réunis	14123	12861	24,8	19,9	-8,9	16787	15359	24,8	19,9	-8,5
35-44										
Masc.	8101	6795	20,8	16,0	-16,1	9724	8256	20,7	16,1	-15,1
Fém.	4400	4233	24,5	19,1	-3,8	5045	4883	24,4	19,1	-3,2
Réunis	12501	11028	22,0	17,1	-11,8	14769	13139	21,9	17,1	-11,0
45-64										
Masc.	9104	12895	23,4	30,4	41,6	10805	15449	23,0	30,1	43,0
Fém.	4059	6611	22,6	29,8	62,9	4653	7626	22,5	29,8	63,9
Réunis	13163	19506	23,1	30,2	48,2	15458	23075	22,9	30,0	49,3
65+										
Masc.	2607	4667	6,7	11,0	79,0	3144	5670	6,7	11,0	80,3
Fém.	832	1533	4,6	6,9	84,3	981	1822	4,7	7,1	85,7
Réunis	3439	6200	6,0	9,6	80,3	4125	7492	6,1	9,7	81,6
Total										
Masc.	38953	42386	100,0	100,0	8,8	46890	51361	100,0	100,0	9,5
Fém.	17971	22161	100,0	100,0	23,3	20664	25627	100,0	100,0	24,0
Réunis	56924	64547	100,0	100,0	13,4	67554	76988	100,0	100,0	14,0

Source : Bourbeau et Noël (1997), annexe 6.

L'approche « économétrique » ne vise pas les mêmes objectifs que notre approche, en particulier en ce qui a trait aux projections des indicateurs du bilan routier. Ainsi, les projections du nombre de victimes par le modèle DRAG-2 ont été faites sur un horizon beaucoup plus court (1997-2004) et ne fournissent des résultats que pour le nombre total de victimes tuées et blessées. De plus, même si le point de départ de leurs projections est plus récent que le nôtre (1997 par rapport à 1994), les

té de représenter mathématiquement cette variable dans le modèle (Fournier et Simard, 1997)

auteurs se sont heurtés au même problème que nous; ils n'ont pas pu prendre en compte l'impact des dispositions de la loi 12, entrée en vigueur en 1997 (Fournier et Simard, 1999 : 6). Une réduction importante du nombre de victimes de la route a été observée en 1998, rendant certaines de nos projections moins réalistes. Par exemple, le nombre projeté de personnes décédées en 2004 par le modèle DRAG-2 (720) et en 2016 par notre modèle (803) est supérieur au nombre observé en 1998 (717). Il faut cependant se rappeler que les objectifs de ces modèles dépassent la seule « prévision » des nombres les plus exacts et consistent plutôt à indiquer des tendances.

L'utilité de nos résultats pour les organismes de prévention des accidents de la route (pour la SAAQ, en particulier) est d'indiquer la marge de manœuvre sur différentes composantes dont ils disposent pour leurs actions de prévention. En ce qui concerne l'évolution de la population, ils ont assez peu de moyens pour modifier les tendances, du moins à court et à moyen terme. Pour la titularisation, on peut surtout ralentir l'accès au permis de conduire chez les nouveaux conducteurs (essentiellement les jeunes) et surveiller de plus près l'état de santé des conducteurs plus âgés; d'ailleurs, les actions récentes prises par la SAAQ vont dans ce sens (telle la loi 12 de décembre 1997). Cependant, la marge de manœuvre est limitée, dans la mesure où dans notre société la détention d'un permis de conduire est perçue non comme un privilège mais comme un droit acquis. Quant aux taux d'implication, leur tendance pourrait être modifiée par des mesures de prévention actives et passives; ainsi, la tendance à la hausse chez les hommes durant les années 1970 a été infléchiée par une série de facteurs, dont la mise en œuvre de mesures de prévention.

Bien que les femmes présentent des taux de mortalité et de morbidité par accidents de la route encore largement inférieurs à ceux des hommes, on note chez elles un certain rattrapage tant pour la titularisation que pour l'implication dans des accidents corporels. S'il est normal et souhaitable que de plus en plus de femmes aient leur permis de conduire, il est évidemment dommage que cette évolution s'accompagne d'une plus grande implication dans des accidents corporels de la route.

### RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- BOURBEAU, Robert. 1983. *Les Accidents de la route au Québec 1926-1978. Étude démographique et épidémiologique*. Montréal, Les Presses de l'Université de Montréal, 424 p.

- BOURBEAU, Robert, et al. 1991. « Les traumatismes routiers », dans Ginette BEAULNE (collectif d'auteurs). *Les Traumatismes au Québec. Comprendre pour prévenir*. Québec, Les Publications du Québec : 67-123.
- BOURBEAU, Robert, et Christine NOËL. 1997. *Effets des changements démographiques sur le bilan routier au Québec, 1995-2016*. Montréal, Université de Montréal, Centre de recherches sur les transports, Laboratoire sur la sécurité des transports, document CRT-97-16, 156 p.
- BRÛDE, Ulf. 1995. « What is happening to the number of fatalities in road accidents? A model for forecasts and continuous monitoring of development up to the year 2000 », *Accident Analysis and Prevention*, 27, 3 : 405-410.
- BSQ (Bureau de la statistique du Québec). 1990. *Perspectives démographiques du Québec et de ses régions 1986-2046*. Québec, Les Publications du Québec, 397 p.
- BURGIO, Alessandra, et Luisa FROVA. 1995. « Projections de mortalité par cause de décès. Extrapolation tendancielle ou modèle âge-période-cohorte », *Population*, 4-5 : 1031-1052.
- FOURNIER, François, et Robert SIMARD. 1997. *Mise à jour du modèle « DRAG-2 » - Application au kilométrage, aux accidents, à leur gravité et aux victimes de la route*, Québec, SAAQ, Direction de la planification et de la statistique, 140 p.
- FOURNIER, François, et Robert SIMARD. 1999. *Modèle économétrique « DRAG-2 » - Prévisions sur le kilométrage, le nombre d'accidents et de victimes de la route au Québec pour la période 1997-2004*, Québec, SAAQ, Direction de la planification et de la statistique, 300 p.
- GORÉ, Catherine. 1989. « L'analyse démographique de la mortalité en accidentologie routière », *Recherche Transports Sécurité*, 23 : 37-45.
- GOVERNEMENT DU QUÉBEC. 1995. *Politique de sécurité dans les transports. Volet routier : une vision sécuritaire sur des kilomètres*. Coordination, analyse et rédaction : Daniel DESMEULES et al. Québec, Direction des communications du ministère des Transports du Québec, 17 p.
- GRIMBERT, Pierre. 1992. *Analyse de l'impact des modifications au rapport d'accident introduites en septembre 1988*. Québec, Société de l'assurance automobile du Québec, Direction études et analyses, document de travail, 10 p.
- JOLY, Marie-France, Jean-Pierre THOUÉZ, Yves BUSSIÈRE, Robert BOURBEAU et André RANNOU. 1993. « Les accidentés de la route au Québec. Bilan des années quatre-vingt », *Recherche Transports Sécurité*, 41 : 51-56.

- LOPEZ, Alan D., et Kyo HANADA. 1982. « Tableau et tendances de la mortalité au troisième âge dans les pays développés », *World Health Statistics Quarterly*, 35 : 203-224.
- NOËL, Christine. 1996. *Incidence des changements démographiques sur les victimes de la route, Québec, 1978-2016*. Montréal, Université de Montréal, Département de démographie, mémoire de maîtrise, 118 p. et annexes.
- OPPE, S. 1989. « Macroscopic models for traffic and traffic safety », *Accident Analysis and Prevention*, 21, 3 : 225-232.
- ORGANISATION MONDIALE DE LA SANTÉ. 1992. *Annuaire des statistiques sanitaires mondiales*. Genève, Les publications de l'Organisation mondiale de la santé, 349 p.
- POLLARD, John H. 1987. « Projection of age specific mortality rates », *Population Bulletin of the United Nations*, 21-22 : 55-69.
- SAAQ (Société de l'assurance automobile du Québec). 1995a. *Victimes et conducteurs impliqués dans des accidents corporels selon l'âge, le sexe et la nature des dommages et titulaires de permis de conduire selon l'âge et le sexe, Québec 1978-1993*. Québec, données non publiées.
- SAAQ (Société de l'assurance automobile du Québec). 1995b. *Bilan 1994 : accidents, parc automobile, permis de conduire*. Dossier statistique, 202 p.
- SIMARD, Robert. 1996. « Évaluation du plan quinquennal 1990-1994 de prévention routière », *La Lettre de sécurité routière*, Société de l'assurance automobile du Québec, 44 : 4-5.
- STATISTIQUE CANADA. *Tables de mortalité, Canada et provinces. De 1950-1952 à 1990-1992*. Ottawa, no 84-537 au catalogue.
- STATISTIQUE CANADA. *Rapports sur la santé : causes de décès*. Ottawa, no 82-003S au catalogue, supplément 11 (1987-1990).
- STATISTIQUE CANADA. *Causes de décès*. Ottawa, no 84-203 au catalogue (1978-1986).
- STATISTIQUE CANADA. *Causes de décès*. Ottawa, no 84-208 au catalogue (1991-1994).
- STATISTIQUE CANADA. *Statistiques démographiques annuelles, 1993*. Ottawa, no 91-213 au catalogue.
- STATISTIQUE Canada. 1994a. *Estimations intercensitaires révisées de la population et des familles au 1<sup>er</sup> juillet, 1971-1991*. Ottawa, no 91-537 au catalogue.
- STATISTIQUE Canada. 1994b. *Projections démographiques pour le Canada et les provinces et les territoires, 1993-2016*. Ottawa, no 91-520 au catalogue, données non publiées.