

**Vieillesse démographique et institutionnalisation des personnes âgées : des projections nuancées pour le Canada**

**POPULATION AGEING AND INSTITUTIONALIZATION OF ELDERLY PERSONS: SOME QUALIFIED PROJECTIONS FOR CANADA**

**ENVEJECIMIENTO DEMOGRAFICO E INSTITUCIONALIZACIÓN DE LAS PERSONAS DE EDAD : ALGUNAS PROYECCIONES MATIZADAS PARA CANADA**

Yves Carrière and Jacques Légaré

Volume 22, Number 1, Spring 1993

URI: <https://id.erudit.org/iderudit/010135ar>

DOI: <https://doi.org/10.7202/010135ar>

[See table of contents](#)

Publisher(s)

Association des démographes du Québec

ISSN

0380-1721 (print)

1705-1495 (digital)

[Explore this journal](#)

Cite this article

Carrière, Y. & Légaré, J. (1993). Vieillesse démographique et institutionnalisation des personnes âgées : des projections nuancées pour le Canada. *Cahiers québécois de démographie*, 22(1), 63–92.  
<https://doi.org/10.7202/010135ar>

Article abstract

The consequences of population ageing on the demand for institutional lodging will undoubtedly be considerable. We have estimated this future demand in relationship with the evolution of certain socio-demographic characteristics of tomorrow's elderly. Based on a multivariate analysis (logit model), our projections will demonstrate the need for an approach which takes into account the replacement of generations amongst the ranks of aged persons. In fact, in future the latter will be appreciably different from today's generations. Their socio-demographic characteristics will have an impact on the risk of living in an institution and, thus, on the proportion and the number of institutionalized elderly people. Furthermore, they will probably be in a position to be able to contribute towards a greater portion of the costs of institutional living. Certainly, the burden of institutionalization will be further weighed down by the arrival of the Baby Boomers into the 65 years and over age bracket. This article nevertheless distinguishes some significant nuances within the scope of this phenomenon.

## **Vieillesse démographique et institutionnalisation des personnes âgées : des projections nuancées pour le Canada**

Yves CARRIÈRE et Jacques LÉGARÉ \*

Les conséquences économiques du vieillissement démographique ont maintes fois été soulignées. En particulier, l'impact du vieillissement sur la demande de soins et de services de santé a reçu sa large part d'attention, non sans raison (Mathews, 1988; Brunet, 1987). Dans ce domaine, les projections ont souvent l'air d'annoncer un fléau incontournable qui aura pour effet de créer des pressions intolérables sur le financement du système de santé canadien <sup>1</sup>. La forte consommation de soins et de services par les personnes âgées est à l'origine de cette appréhension. Plusieurs études ont d'ailleurs démontré que nos aînés consomment une part importante des ressources dont dispose le système de santé (Roos, Montgomery et Roos, 1987). Le vieillissement démographique favorisera la croissance de la demande de soins et services par l'intermédiaire de deux facteurs. D'une part, des cohortes de plus en plus nombreuses atteindront les âges auxquels les besoins en soins de longue durée sont élevés; d'autre part, l'amélioration de l'espérance de vie à 65 ans accroît le nombre d'années durant lesquelles on est susceptible de recourir à de tels services (Manton, 1987).

---

\* Groupe de recherche sur la démographie québécoise, Département de démographie, Université de Montréal. Le soutien financier accordé par Santé et Bien-être social Canada à un projet de recherche sur l'institutionnalisation des personnes âgées au Canada a rendu possible la préparation de cet article (Subventions nationales au bien-être social, projet no 4577-14-9R).

<sup>1</sup> Cette situation n'est pas spécifique au Canada. Les pays confrontés au vieillissement démographique appréhendent tous l'impact de ce processus sur le financement des systèmes de santé (OCDE, 1987, 1988).

Parmi la gamme des services utilisés par les personnes âgées, l'hébergement en institution n'est certes pas le moins coûteux. Comment évaluer l'impact du vieillissement démographique sur la demande de services d'hébergement ? Doit-on supposer qu'une hausse de l'effectif des personnes âgées s'accompagnera d'une hausse proportionnelle de la demande et des coûts ? Une telle approche purement quantitative sous-entend qu'il y a homogénéité à l'intérieur des générations actuelles de personnes âgées et que ces générations sont représentatives de celles qui leur succéderont au cours des prochaines décennies. Or, dans une étude précédente, nous avons montré que la probabilité d'hébergement en institution est en relation avec certaines caractéristiques socio-démographiques et économiques (Carrière et Pelletier, 1992). Cette étude, menée à partir de données canadiennes, confirmait l'importance de variables telles que la situation conjugale, l'âge, le revenu, l'état de santé et la province de résidence.

Certaines de ces caractéristiques sont appelées à évoluer. Par exemple, le renouvellement des effectifs de personnes âgées par l'arrivée de générations plus scolarisées et de femmes qui auront participé davantage au marché du travail transformera graduellement l'image préconçue de la personne âgée (Marcil-Gratton et Légaré, 1987). Plus scolarisés, plus autonomes et ayant sans doute des revenus plus élevés <sup>2</sup>, les futurs «vieux» auront-ils moins recours à l'institutionnalisation que les générations présentes ? La nécessité de recourir à des projections qui tiennent compte de ces changements qualitatifs touchant le processus de renouvellement des générations nous paraît évidente. Malgré les limites des données dont nous disposons, nous voulons montrer l'utilité de cette approche pour estimer le nombre et la proportion de personnes âgées hébergées en institution au Canada au siècle prochain <sup>3</sup>.

---

<sup>2</sup> Cette dernière remarque vaut spécialement pour les femmes, qui auront de plus en plus accès à une rente de retraite liée à une activité rémunérée puisqu'elles auront été plus nombreuses à avoir participé au marché du travail et y seront demeurées plus longtemps (Marcil-Gratton, 1991).

<sup>3</sup> Nous sommes conscients de l'effet de l'offre de services sur la demande. Toutefois, il nous est impossible de déterminer dans quel sens évoluera cette offre et par conséquent nous devons nous contenter d'évaluer le nombre de personnes âgées en institution en fonction de caractéristiques liées à la demande.

## DONNÉES ET MÉTHODE

Les données utilisées dans le cadre de cette recherche proviennent de l'Enquête sur les prestataires de la Sécurité de la vieillesse et du Régime de pensions du Canada menée en 1987 par Santé et Bien-être social Canada. L'échantillon est composé de 10 311 personnes âgées de 60 ans et plus, recevant une pension de la Sécurité de la vieillesse ou une prestation de retraite du Régime de pensions du Canada <sup>4</sup>. L'analyse multivariée nous a permis d'identifier un certain nombre de caractéristiques socio-démographiques qui influencent de façon significative la probabilité de vivre en institution <sup>5</sup> (Carrière et Pelletier, 1992). Nous avons eu recours au modèle «logit», dont l'équation détermine un risque d'exposition à un événement donné; notre variable dépendante était le risque d'hébergement en institution <sup>6</sup>. L'analyse multivariée est particulièrement intéressante puisqu'elle permet d'isoler l'impact des variables indépendantes. En faisant certaines hypothèses sur l'évolution de ces dernières (soit les caractéristiques socio-démographiques), nous serons en mesure d'établir des projections sur le nombre de résidents en institution au cours des prochaines décennies. Pour y arriver, nous devons appliquer la probabilité de vivre en institution à chaque «catégorie» d'individus, selon les paramètres obtenus par l'analyse multivariée. Toutefois, l'évolution de certaines variables est difficilement prévisible. Pour cette raison, nous ne retiendrons dans un premier temps que l'âge, la situation conjugale et la région. Ces projections demeurent donc limitées dans leur interprétation puisque le tableau 1 montre que l'état de santé et le revenu familial sont des

<sup>4</sup> L'échantillon a été stratifié selon le type de prestation, les groupes d'âge concernés par chaque type de prestation, le sexe et la région de résidence (l'Est, le Québec, l'Ontario, les Prairies, les Territoires et la Colombie-Britannique).

<sup>5</sup> Nous considérons comme institution tout établissement de longs séjours où l'on assure des soins sur une base continue et prolongée afin de répondre aux besoins physiques, sociaux et personnels des individus (Forbes et al., 1987).

<sup>6</sup> La forme linéaire d'un modèle logit se présente comme suit :

$$\ln(P/(1 - P)) = \beta_0 + \beta_1^a + \beta_1^b + \beta_{ij}^{ab}$$

- où P = fréquence attendue (en institution);  
 $\beta_0$  = constante;  
 $\beta$  = paramètres de l'équation;  
 a et b = variables indépendantes;  
 i et j = catégories respectives des variables a et b.

TABLEAU 1 — Paramètres du modèle logit pour l'exposition au risque d'hébergement en institution chez les personnes âgées, Canada, 1987 <sup>a</sup>

Variabiles indépendantes	$\beta_x$	$e^\beta$	P
Constante ( $\beta_0$ )	-4,0772	—	—
* Âge			
85 ans et plus	1,9888	7,3068	0,110
75-84 ans	0,6674	1,9492	0,032
† 65-74 ans	—	1	0,017
Sexe			
Femmes	0,1551	1,1678	0,019
† Hommes	—	1	0,017
* Situation conjugale			
Sans conjoint <sup>b</sup>	0,9177	2,5035	0,041
† Avec conjoint	—	1	0,017
* Santé			
Mauvaise <sup>c</sup>	0,5826	1,7907	0,029
† Bonne	—	1	0,017
* Revenu familial			
0-9 999 \$	0,8399	2,3161	0,038
10 000 \$-19 999 \$	0,4449	1,5603	0,026
† 20 000 \$ et +	—	1	0,017
Scolarité			
Primaire <sup>d</sup>	-0,1690	0,8445	0,014
Secondaire	-0,1315	0,8768	0,015
† Post-secondaire	—	1	0,017
* Régions			
Maritimes	-0,7132	0,4901	0,008
Québec	0,0095	1,0095	0,017
Ontario	-0,0341	0,9665	0,016
Colombic-Britannique	-0,4970	0,6084	0,010
† Prairies	—	1	0,017

a. \* : variables significatives au seuil de 0,05; † : catégories de référence;  $e^\beta$  : rapport de chance relatif à la catégorie de référence.

Le rapport de chance est égal à  $e^\beta$ ,  $\beta$  étant le paramètre associé à une catégorie d'une variable indépendante donnée. La valeur du rapport de chance est relative à une catégorie de référence et indique l'influence de la variable indépendante sur la variable dépendante. Par exemple, toutes choses égales par ailleurs, une personne âgée de 85 ans ou plus a sept fois plus de chances de vivre en institution qu'une autre âgée de 65 ans à 74 ans.

$$P(\text{probabilité d'hébergement en institution}) = (e^\beta \times e^{\beta_0}) / (1 + (e^\beta \times e^{\beta_0})).$$

- b. Est considérée sans conjoint toute personne célibataire, séparée, veuve ou divorcée ne vivant pas en union libre.
- c. L'Enquête sur les prestataires de la Sécurité de la vieillesse et du Régime de pensions du Canada est peu détaillée quant à l'état de santé des individus. Toutefois, deux questions nous ont permis d'identifier les personnes âgées affligées d'un sérieux problème de santé depuis au moins six mois. Nous n'avons par contre aucune indication sur la nature de l'incapacité ou de la maladie.
- d. Primaire : n'a jamais fréquenté l'école ou études primaires seulement; secondaire : études secondaires; post-secondaire : études commerciales ou techniques, études universitaires (avec ou sans diplôme).

variables significatives que l'on ne peut rejeter sans qu'il y ait de répercussions sur les résultats obtenus <sup>7</sup>.

La population de base, à laquelle seront appliquées les diverses probabilités, correspond aux projections de population établies par Statistique Canada <sup>8</sup> (Statistique Canada, 1990a). Jusqu'en 2011, ces projections sont présentées par groupe d'âge quinquennal, selon le sexe et la province ou le territoire. De 2016 à 2031, les données ne sont disponibles qu'à l'échelle canadienne. Or, comme la région de résidence influence de façon significative la probabilité de vivre en institution <sup>9</sup>, ne pas tenir compte de cette variable entraîne une perte d'information importante. Nous avons donc fait l'hypothèse que la migration interne nette est nulle entre 2011 et 2031 pour chaque région du Canada. De la sorte, si, en 2011, l'Ontario compte 30 % des hommes de 45 ans à 54 ans, on supposera qu'en 2031, 20 ans plus tard, cette province comptera 30 % des hommes de 65 ans à 74 ans. Cette hypothèse nous permettra de redistribuer l'effectif des 65 ans et plus par région sur l'ensemble de la période <sup>10</sup>.

---

<sup>7</sup> Plus loin, nous allons d'ailleurs démontrer l'influence de la variable santé sur nos projections. Il faudra donc garder en mémoire que des variables significatives ont été mises de côté et que leur impact sur les projections n'est pas négligeable. De plus, certaines variables exclues de notre modèle pourraient avoir un effet significatif sur l'institutionnalisation. Étant limités par le questionnaire de l'Enquête sur les prestataires de la sécurité de la vieillesse et du régime de pensions du Canada, nous avons dû nous restreindre aux variables énumérées au tableau 1.

<sup>8</sup> Le scénario auquel nous ferons référence dans cet article correspond au scénario 3 de Statistique Canada. La décision de choisir un scénario plutôt qu'un autre est ici tout à fait arbitraire et ne change que très peu les résultats. Plusieurs raisons expliquent ce phénomène. Premièrement, une seule hypothèse de mortalité a été retenue pour l'ensemble des scénarios, soit une espérance de vie de 77,2 ans chez les hommes et de 84 ans chez les femmes. D'autre part, comme nous ne dépassons pas l'année 2031 dans nos projections et ne considérons que les personnes âgées de 65 ans et plus, la fécondité n'influence pas directement le nombre de personnes âgées vivant en institution pour la période considérée (le scénario 3 suppose 1,67 naissances par femme en 2011). Seule la migration a un effet, bien que relativement faible, sur les résultats (nous supposons ici un niveau annuel d'immigration de 200 000 personnes).

<sup>9</sup> Cette variable est le reflet de politiques spécifiques aux provinces en ce qui concerne les solutions de rechange à l'hébergement en institution des personnes âgées. À ce titre, elle pourrait être interprétée comme l'effet de l'offre sur l'institutionnalisation.

<sup>10</sup> Conscients du biais ainsi créé, nous croyons qu'il s'agit d'une solution de compromis qui permet de mieux mesurer l'impact du vieillissement sur l'institutionnalisation des personnes âgées.

Comme la situation conjugale est une variable socio-démographique importante dans notre modèle, nous avons subdivisé les 65 ans et plus selon qu'ils vivaient ou non avec un conjoint. Pour chacun des groupes d'âge retenus, soit les 65-74 ans, les 75-84 ans et les 85 ans et plus, nous avons extrapolé les tendances observées entre 1976 et 1991 quant à la distribution selon la situation conjugale pour chaque région du Canada <sup>11</sup>. Nous avons ensuite regroupé sous la bannière «sans conjoint» toutes les personnes célibataires, séparées, veuves ou divorcées ne vivant pas en union libre. Pour l'ensemble du Canada, la figure 1 montre que cette extrapolation conduit à une légère augmentation de la proportion de personnes âgées vivant avec un conjoint. Cette observation est valable pour chacun des groupes d'âge, quel que soit le sexe. Toutefois, la proportion de personnes vivant avec un conjoint est nettement plus élevée chez les hommes. Cette dernière remarque est d'autant plus vraie que l'on avance en âge, reflétant ainsi l'espérance de vie différentielle, qui favorise les femmes. En 2031, 85 % des hommes âgés de 65 ans à 74 ans vivront avec un conjoint. Chez les femmes, cette proportion n'est que de 66 %. Du côté des 75-84 ans, près de 83 % des hommes vivront avec un conjoint, contre seulement 39 % des femmes. Chez les plus âgées, l'écart est nettement plus considérable : seulement 12 % des femmes vivront avec un conjoint en 2031, contre 65 % des hommes. Il faut cependant souligner que l'écart entre les sexes diminue graduellement, sauf chez les 85 ans et plus.

Pour chaque région du Canada, nous avons ainsi obtenu des projections de population jusqu'en 2031 selon le sexe, le groupe d'âge (65-74 ans, 75-84 ans, 85 ans et plus) et la

<sup>11</sup> La méthode d'extrapolation correspond à celle qu'a employée Statistique Canada (1990b) pour établir les projections des ménages et des familles. Cette méthode a pour effet de poursuivre les tendances observées au cours de la période de référence, mais à un rythme décroissant.

Si au cours de la période de référence les taux sont à la baisse, les taux projetés pour l'année «t + x» seraient :

$$R_{t+x} = R_{t-n} (R_t/R_{t-n})^{((t+x) - (t-n))/n}$$

où R est le taux recherché;

t l'année de base de la projection;

x le nombre d'années écoulées depuis l'année t;

n la durée de la période de référence.

Par contre, si au cours de la période de référence les taux sont à la hausse, les taux projetés pour l'année «t + x» seraient :

$$R_{t+x} = 1 - (1 - R_{t-n}) ((1 - R_t)/(1 - R_{t-n}))^{((t+x) - (t-n))/n}$$

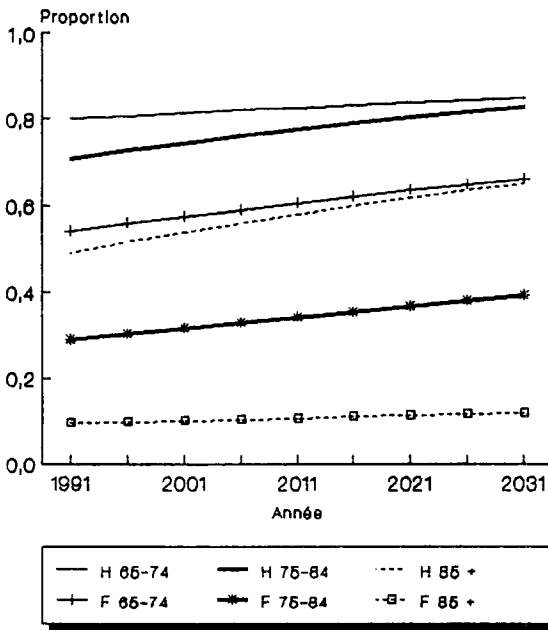


FIGURE 1 — Proportion de personnes âgées avec un conjoint, selon l'âge et le sexe, Canada, 1991-2031

situation conjugale (avec ou sans conjoint). À chacun de ces sous-groupes, nous n'aurons plus qu'à appliquer la probabilité de vivre en institution qui lui est associée afin d'établir des projections de résidents en institution <sup>12</sup>.

Notre étude précédente avait fait ressortir l'importance de la scolarité lorsqu'il s'agit de déterminer la capacité des individus de défrayer les coûts associés à leur hébergement en institution (Carrière et Pelletier, 1992). Nous allons donc, dans un deuxième temps, évaluer l'impact de l'amélioration du niveau de scolarité sur la proportion de personnes âgées qui n'auront pas à dépendre de l'État pour l'acquittement des frais reliés à leur hébergement.

<sup>12</sup> Il ne s'agit pas ici de projections longitudinales en ce sens qu'on ne suit pas les individus dans le temps. Pour chaque période, il nous est alors impossible de départager les nouveaux résidents des anciens ou d'établir le nombre de nouveaux résidents d'une année donnée. On ne peut ainsi analyser le flux de personnes âgées vivant en institution. Par opposition au flux, les projections que nous avons établies se rapportent à un «stock» d'individus.



## RÉSULTATS

### La probabilité de vivre en institution

Pour obtenir le nombre de personnes âgées vivant en institution, nous avons appliqué à chaque sous-groupe de la population âgée de 65 ans et plus la probabilité qui lui est attribuée. Le tableau 2 présente les probabilités calculées à l'aide du modèle logit. Il existe des différences importantes entre les régions. C'est pourquoi nous tenions à redistribuer les effectifs projetés par Statistique Canada, qui, à partir de 2011, tient compte seulement de l'ensemble du Canada <sup>13</sup>.

TABLEAU 2 — Probabilité de vivre en institution selon le groupe d'âge, la situation conjugale et la région <sup>a</sup>

	65-74 ans		75-84 ans		85 ans et plus	
	Avec conjoint	Sans conjoint	Avec conjoint	Sans conjoint	Avec conjoint	Sans conjoint
Maritimes	0,016	0,040	0,032	0,075	0,109	0,234
Québec	0,033	0,079	0,063	0,144	0,201	0,386
Ontario	0,032	0,076	0,060	0,138	0,194	0,376
Prairies	0,033	0,078	0,062	0,142	0,199	0,384
Colombie-Britannique	0,020	0,049	0,039	0,092	0,131	0,275

a. Il s'agit de l'effet net des variables âge, situation conjugale et région puisque le modèle logit que nous avons utilisé pour établir ces probabilités tient compte de «l'effet moyen» de l'état de santé et du revenu familial des personnes âgées.

Si on compare les probabilités selon le groupe d'âge, on voit que les 75-84 ans ont près de deux fois plus de chances de vivre en institution que les 65-74 ans, qui en ont eux-mêmes près de sept fois plus que les 85 ans et plus. Étant donné ces probabilités différentielles, l'arrivée graduelle des générations du baby-boom dans les groupes d'âge de 65 ans et plus aura un impact important sur le nombre et la proportion de personnes âgées éventuellement hébergées en institution.

<sup>13</sup> Rappelons que, jusqu'en 2011, nos projections tiennent compte des migrations internes. L'hypothèse retenue ici est celle d'un retour partiel du mouvement migratoire vers l'Alberta et la Colombie-Britannique. La migration interne a un certain effet sur les projections du nombre de personnes âgées en institution. Si cette migration se fait à l'avantage des provinces où les probabilités d'institutionnalisation sont plus élevées, elle aura pour effet d'augmenter le nombre de personnes âgées hébergées en institution.

L'évolution de la répartition des personnes âgées selon la situation conjugale influencera aussi les projections du nombre de résidents en institution. Comme on le voit au tableau 2, les personnes sans conjoint ont 2,5 fois plus de chances de vivre en institution que celles qui vivent avec un conjoint. Si l'extrapolation de tendances présentée à la figure 1 se concrétise, le recours à l'institutionnalisation devrait, toutes choses égales par ailleurs, devenir moins fréquent à l'avenir.

Ajoutons finalement que ces probabilités sont identiques pour les deux sexes, cette dernière variable étant non significative à un niveau de confiance égal ou supérieur à 5 %<sup>14</sup>. Nous avons toutefois établi les projections selon le sexe afin de mesurer la progression du nombre d'hommes et de femmes en institution, ainsi que le poids relatif des uns et des autres.

### **Projection du nombre de personnes âgées vivant en institution**

Si l'on tient compte de l'évolution des trois variables retenues au tableau 2 et si l'on isole l'effet moyen du revenu et de l'état de santé des personnes âgées jusqu'en 2031, le nombre de résidents en institution passe de 267 000 en 1991 à plus de 746 000 en 2031. Cette croissance est relativement stable au cours de la période (figure 2). Notons que les effectifs sont nettement plus importants du côté féminin. De 182 000 en 1991, l'effectif féminin passe à 525 000 en 2031, tandis que l'effectif masculin passe de 85 000 à un peu plus de 221 000. Toutefois, le poids relatif des femmes dans la population âgée vivant en institution est assez stable, passant de 68,1 % à 70,3 %.

L'analyse par groupe d'âge montre bien le lien entre le vieillissement des générations du baby-boom et l'accroissement du nombre de personnes âgées en institution. À la figure 3, on note qu'en début de période, tant chez les hommes que chez les femmes, l'écart entre les groupes d'âge est très peu prononcé. Du côté des femmes, il va se creuser rapidement à l'aube du siècle prochain. L'amélioration de l'espérance de vie à 65 ans explique en bonne partie ce phénomène jusqu'en 2011. Puis l'arrivée graduelle des générations du baby-boom dans les

---

<sup>14</sup> Bien que les variables sexe et scolarité ne soient pas significatives, il aurait été possible d'utiliser les probabilités estimées par le modèle logit puisqu'il s'agit des meilleurs estimateurs dont nous disposions. Ces probabilités différentielles selon le sexe et le niveau de scolarité peuvent toutefois être reliées à l'échantillon, et nous avons préféré ne pas les intégrer aux projections.

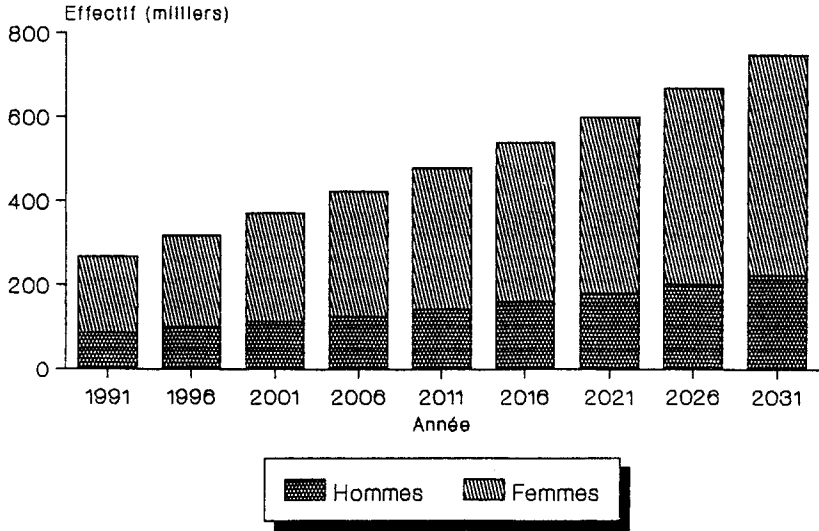


FIGURE 2 — Évolution du nombre de personnes âgées vivant en institution, Canada, 1991-2031

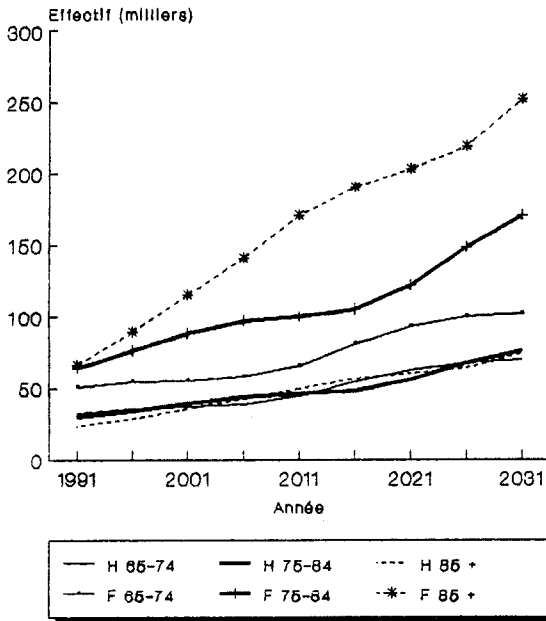


FIGURE 3 — Évolution du nombre de résidents en institution selon l'âge et le sexe, Canada, 1991-2031

groupes de 65 ans et plus aura un effet sur l'écart entre les groupes d'âge. Tout d'abord, les 65-74 ans verront leur effectif s'accroître plus rapidement entre 2011 et 2021, ce qui va contribuer à diminuer l'écart qui les sépare des 75-84 ans. Pendant ce temps, les 85 ans et plus continuent leur progression, et de plus en plus de femmes franchissent le seuil du «grand âge». De 2021 à 2031, la progression se fait davantage chez les 75-84 ans, ce qui correspond à l'arrivée des générations du baby-boom dans cette classe d'âge. Les 65-74 ans voient leur progression se stabiliser graduellement après le passage des générations nombreuses, qui laisse place à des générations aux effectifs de moins en moins importants. Après 2031, il est à prévoir que les 85 ans et plus connaîtront une progression plus prononcée qu'auparavant. Chez les hommes, bien que l'écart entre les groupes d'âge demeure faible tout au long de la période, on peut observer, comme chez les femmes, l'entrée graduelle des générations du baby-boom dans les groupes de 65 ans et plus <sup>15</sup>.

Cette progression selon l'âge et le sexe modifiera le visage de la population vivant en institution : les traits prédominants resteront féminins, mais les rides seront de plus en plus accentuées. De 1991 à 2011, le poids relatif des femmes de 85 ans et plus passera de 25 % à 36 %. En 2011, les 85 ans et plus représenteront plus de 46 % de la clientèle des institutions pour personnes âgées. Entre 2011 et 2031, cette progression sera contrée par l'arrivée des générations du baby-boom dans les groupes de 65 ans et plus. En 2031, les personnes très âgées représenteront un peu moins de 44 % de l'effectif total des résidants en institution. Mais cette tendance devrait être de courte durée car, à compter de 2031, les générations du baby-boom franchiront les unes après les autres le cap des 85 ans.

En quoi cette évolution influencera-t-elle la proportion de personnes âgées vivant en institution ? D'une part, les hypothèses faites plus haut sur l'évolution de la distribution des personnes âgées selon la situation conjugale vont dans le sens du maintien à domicile. Mais l'amélioration de l'espérance de vie à 65 ans accroît les chances des personnes de ce groupe d'âge d'appartenir un jour à celui des 85 ans et plus, marqué

---

<sup>15</sup> L'écart entre les différents groupes d'âge pourrait s'accroître si les gains d'espérance de vie aux âges avancés sont plus importants que ne le laisse croire l'hypothèse de mortalité. L'accroissement de l'effectif des 85 ans et plus pourrait en effet devenir plus important que ne le montre la figure 3.

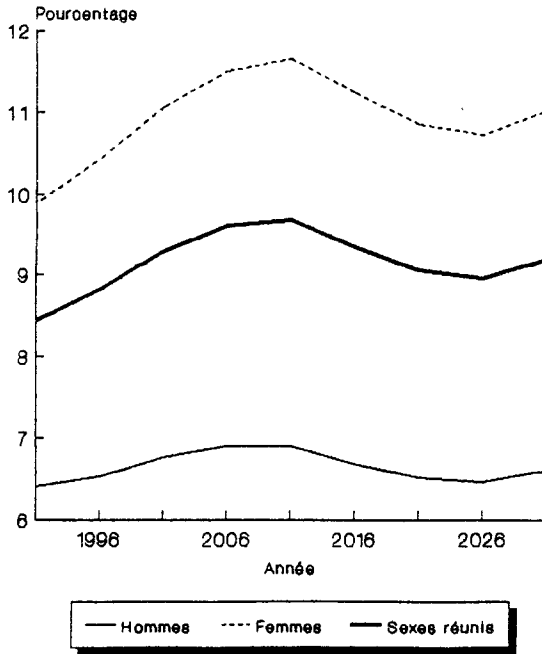


FIGURE 4 — Proportion des 65 ans et plus vivant en institution, Canada, 1991-2031

par un risque élevé de vivre en institution (voir le tableau 2). La figure 4 montre bien que l'effet de l'allongement de la vie l'emporte, ce qui fait augmenter la proportion de 65 ans et plus hébergés en institution. De 8,4 % en 1991, cette proportion atteint son maximum en 2011, où elle est de 9,7 %, puis diminue progressivement, jusqu'à 9,0 % (en 2026), avant de reprendre sa remontée. Encore là, le phénomène s'explique par le vieillissement des générations du baby-boom, qui, en 2011, commencent à arriver à 65 ans. Nombreuses, elles contribuent tout d'abord à rajeunir l'effectif des 65 ans et plus. Les probabilités de vivre en institution étant moins élevées chez les plus jeunes, le poids relatif des personnes âgées vivant en institution diminue. Mais ces générations atteindront 85 ans en 2031. Moins nombreuses, celles qui les suivent ne pourront maintenir la tendance à la baisse <sup>16</sup>. L'analyse selon le sexe révèle les mêmes tendances. Chez les hommes, toutefois, la

<sup>16</sup> La proportion de 65 ans et plus vivant en institution poursuivra vraisemblablement sa remontée après 2031, mais les effectifs devraient diminuer peu à peu car les générations plus récentes auront été moins nombreuses.

proportion de 65 ans et plus hébergés en institution reste en deçà de 7,0 %. Chez les femmes, elle s'élève rapidement à 11 % et atteint presque 12 % en 2011.

Ces résultats sont-ils bien différents de ceux qui découleraient d'une méthode plus simple ? Comparons nos résultats à ceux que l'on obtient en appliquant aux projections de Statistique Canada la proportion de personnes âgées vivant en institution selon le groupe d'âge. Les données de l'Enquête sur les prestataires de la Sécurité de la vieillesse et du Régime de pensions du Canada de 1987 fournissent les proportions suivantes : 65-74 ans, 4,4 %; 75-84 ans, 9,5 %; 85 ans et plus, 34,0 %. Il s'agit d'appliquer ces proportions aux effectifs des différents groupes d'âge jusqu'en 2031. La figure 5 présente la proportion de personnes âgées vivant en institution selon que l'on applique une méthode qui tient compte strictement de la structure par âge ou une autre méthode, celle que nous avons utilisée pour établir nos projections, qui tient compte de la structure par âge, de la situation conjugale et de la région de résidence tout en isolant l'effet du revenu et de l'état de santé. En début de période, l'écart entre les deux méthodes est peu prononcé. Mais il s'accroît lorsque l'on passe du court terme au moyen terme : la méthode simple présente une situation de plus en plus alarmante. L'écart serait encore plus grand si la mortalité des hommes se rapprochait de celle des femmes. Le veuvage serait alors moins important chez les femmes âgées, ce qui favoriserait le maintien à domicile. De même, si notre modèle tenait compte d'une éventuelle amélioration de l'état de santé des personnes âgées ou d'une hausse relative de leur revenu, l'écart entre les deux courbes se creuserait davantage.

### **L'effet de la santé sur l'institutionnalisation**

Le tableau 1, présenté plus haut, montre que nous avons exclu des variables importantes dans nos projections. Par exemple, l'état de santé influence de façon significative la probabilité de vivre en institution. Une personne en mauvaise santé a presque deux fois plus de chances d'en venir à cette solution qu'une autre en bonne santé, toutes choses égales par ailleurs (voir tableau 1). L'évolution de l'état de santé des personnes âgées au cours des prochaines décennies aura un impact important sur l'institutionnalisation. Les habitudes de vie adoptées tout au long du cycle de vie déterminent en partie l'état de santé aux âges avancés. Les préoccupations actuelles

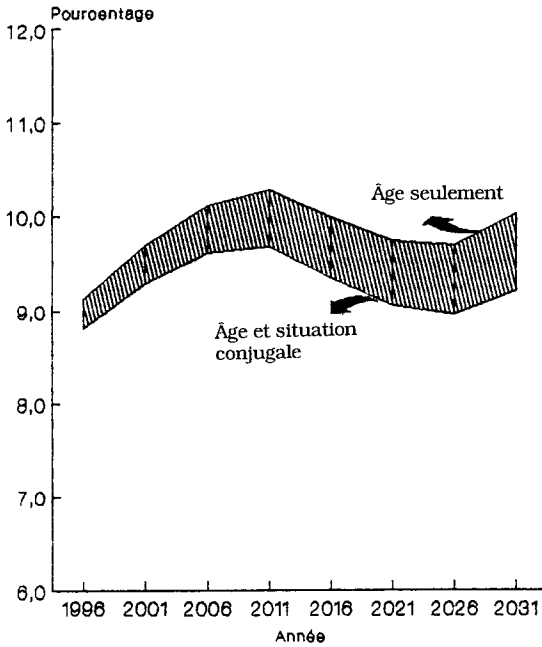


FIGURE 5 — Pourcentage des 65 ans et plus vivant en institution, selon la méthode de projection utilisée, Canada, 1996-2031

face à l'alimentation, à la pollution et à l'exercice physique pourraient certes se traduire par une meilleure santé chez les personnes âgées de demain. Par exemple, au Québec, les jeunes générations fument beaucoup moins que les précédentes (Marcil-Gratton, Huot et Légaré, 1992). Ces nouveaux comportements diminuent la mortalité selon certaines causes fortement reliées au tabagisme (Légaré, Marcil-Gratton et Pelletier, 1993). Plus de gens atteindront 65 ans et vivront plus longtemps et probablement en meilleure santé que leurs aînés.

Pour mesurer l'impact de la santé sur nos projections, nous avons fait deux hypothèses extrêmes qui montrent l'importance de cette variable. Nous supposons dans un premier temps que toutes les personnes âgées sont en mauvaise santé; dans un deuxième temps, nous supposons l'inverse. À partir des probabilités de vivre en institution associées à ces états (tableau 3), nous avons établi deux séries de projections, en utilisant la même méthode qu'à la section précédente.

Les résultats, illustrés à la figure 6, sont éloquentes. En 2031, l'hypothèse de mauvaise santé fait grimper à près de

TABLEAU 3 — Probabilité de vivre en institution selon le groupe d'âge, la situation conjugale, la région et l'état de santé <sup>a</sup>

	65-74 ans		75-84 ans		85 ans et plus	
	Avec conjoint	Sans conjoint	Avec conjoint	Sans conjoint	Avec conjoint	Sans conjoint
<i>Maritimes</i>						
Bonne santé	0,012	0,030	0,024	0,057	0,083	0,186
Mauvaise santé	0,022	0,053	0,042	0,098	0,140	0,290
<i>Québec</i>						
Bonne santé	0,025	0,060	0,048	0,111	0,158	0,320
Mauvaise santé	0,044	0,103	0,082	0,183	0,251	0,457
<i>Ontario</i>						
Bonne santé	0,024	0,058	0,046	0,107	0,152	0,310
Mauvaise santé	0,042	0,099	0,079	0,177	0,243	0,446
<i>Prairies</i>						
Bonne santé	0,025	0,060	0,047	0,110	0,157	0,317
Mauvaise santé	0,044	0,102	0,081	0,182	0,250	0,454
<i>Colombie Britannique</i>						
Bonne santé	0,015	0,037	0,029	0,070	0,102	0,221
Mauvaise santé	0,027	0,065	0,051	0,119	0,168	0,336

a. L'Enquête sur les prestataires de la sécurité de la vieillesse et du régime de pensions du Canada est peu détaillée quant à l'état de santé des individus. Toutefois, deux questions nous ont permis d'identifier les personnes âgées affligées d'un sérieux problème de santé depuis au moins six mois. Nous n'avons par contre aucune indication sur la nature de l'incapacité ou de la maladie. Notons qu'il s'agit de l'effet net des variables âge, situation conjugale, région et état de santé puisque le modèle logit que nous avons utilisé pour établir ces probabilités tient compte de «l'effet moyen» du revenu familial des personnes âgées.

940 000 le nombre de résidants en institution. L'hypothèse inverse nous ramène à 587 000 résidants, soit une réduction de 38 % de l'effectif. Le scénario présenté à la section précédente, où nous supposons que l'état de santé des personnes âgées ne connaîtrait aucune progression, se situe à mi-chemin. Bien sûr, les scénarios extrêmes sont peu réalistes. Mais l'exercice montre à quel point il importe de prendre en considération l'évolution de nombreuses caractéristiques socio-démographiques pour établir des projections sur l'institutionnalisation ou sur tout autre service destiné aux personnes âgées de demain. Le vieillissement démographique accroîtra certainement la pression sur le système de soins et de services. Cette pression additionnelle sera cependant pondérée par l'évolution de nombreuses caractéristiques socio-démographiques, dont l'état de santé, propres à chaque génération.



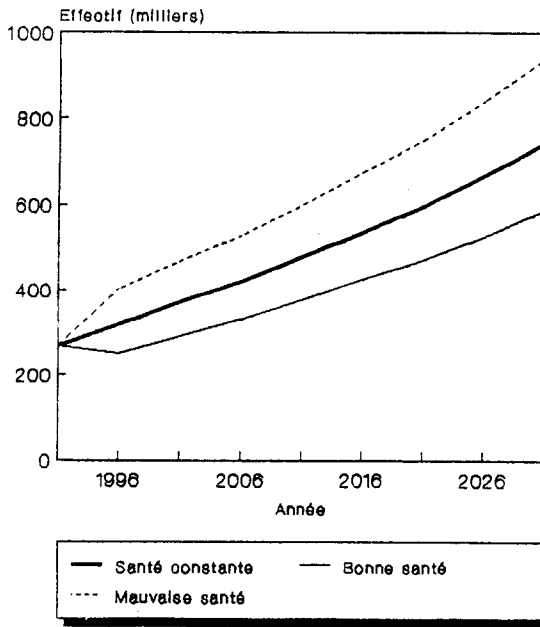


FIGURE 6 — Évolution du nombre de résidents en institution selon l'hypothèse de santé, Canada, 1991-2031

### L'effet de la scolarité sur les coûts associés à l'institutionnalisation

Chaque personne âgée vivant en institution n'entraîne pas nécessairement les mêmes coûts pour l'État. Si elles sont hébergées dans un établissement du secteur public, les personnes âgées qui ont des ressources financières élevées doivent assumer une part plus importante des coûts associés à leur hébergement. Elles peuvent aussi opter pour un établissement du secteur privé, et les coûts assumés par l'État sont alors encore moindres. Pour un même nombre de personnes résidant en institution, il est donc possible que les coûts assumés par la société soient tout à fait différents.

Les données de l'Enquête sur les prestataires de la Sécurité de la vieillesse et du Régime de pensions du Canada permettent d'identifier les personnes âgées dont le loyer mensuel est subventionné en fonction du revenu. Nous avons déjà montré que certaines variables influencent de façon significative la probabilité de recevoir une telle subvention chez les personnes

âgées vivant en institution (Carrière et Pelletier, 1992)<sup>17</sup>. Parmi les variables de notre modèle, seuls le groupe d'âge, le niveau de scolarité et la région sont significatifs<sup>18</sup> (tableau 4). Les différences entre les régions peuvent s'expliquer par des politiques de subventions spécifiques aux régions. L'interprétation des variables âge et scolarité est toutefois plus ambiguë.

La relation négative entre l'âge et la probabilité de recevoir une subvention reliée au revenu semble, à première vue, difficilement compréhensible. Plus une personne est âgée, toutes choses égales par ailleurs, moins cette probabilité est grande. On doit toutefois comprendre la définition donnée à l'hébergement en institution (voir la note 5). Les personnes âgées en centre hospitalier de soins prolongés sont considérées au même titre que celles qui habitent un centre d'accueil. De plus, un certain nombre de personnes âgées hébergées dans un centre hospitalier de soins de courte durée sont comptées parmi les résidents en institution. La question sur la subvention liée au revenu servant à payer une partie du loyer mensuel semble peu pertinente pour les personnes âgées alitées dans un centre hospitalier; dans notre échantillon de 465 personnes en institution, 34 n'y ont pas répondu. Vingt et une étaient âgées de 85 ans et plus, et aucune n'était jugée en bonne santé. Des 34 personnes, une seule était en bonne santé. Dès lors, une bonne partie des personnes âgées de 85 ans ou plus sont probablement en centre hospitalier plutôt qu'en centre d'accueil à cause de leur santé précaire. D'ailleurs, si les personnes qui n'ont pas répondu à la question sur la subvention étaient comptées parmi les personnes qui ont répondu ne recevoir aucune subvention, non seulement l'effet de l'âge serait plus important, mais la variable santé deviendrait significative à un niveau de confiance de 5 %, les personnes âgées en mauvaise santé étant moins susceptibles de toucher la subvention.

---

<sup>17</sup> Les variables présentées au tableau 1 ont été utilisées dans ce second modèle, qui est, notons-le, moins fiable que le premier, car la régression ne tient compte que de 392 personnes âgées vivant en institution. Dans le premier modèle, l'échantillon était composé de 5681 personnes âgées.

<sup>18</sup> Il peut paraître surprenant que la variable «revenu familial» ne soit pas significative puisqu'il s'agit d'une subvention reliée au revenu. Toutefois, les données sur le revenu sont tout aussi fragiles ici que dans la majorité des enquêtes, les personnes âgées étant peut-être même moins disposées à donner des précisions à ce sujet. De plus, bien que cette variable ne soit pas significative, elle présente la tendance attendue (lorsque le revenu augmente, la probabilité de recevoir une subvention diminue).

La variable scolarité, contrairement aux résultats présentés dans la section précédente, a un effet significatif sur la variable dépendante. Le tableau 4 montre que la probabilité de recevoir une subvention est nettement supérieure chez les personnes qui n'ont pas atteint le niveau secondaire. On peut supposer que le niveau de scolarité a un effet sur la richesse <sup>19</sup>. Les personnes plus scolarisées ont de meilleurs revenus sur le marché du travail et sont ainsi susceptibles d'accumuler plus de biens et de conserver un niveau de richesse plus élevé au moment où, ayant pris leur retraite, elles n'ont plus d'emploi. Selon leur état de santé et leur situation conjugale, elles peuvent décider d'aller vivre dans un foyer d'accueil. La vente d'une partie de leurs biens (de la maison familiale par exemple) leur permet d'aller vivre dans une institution privée plutôt que publique.

Cette hypothèse suppose une corrélation positive entre le niveau de scolarité et la richesse. Par l'intermédiaire de cette dernière variable, la scolarité réduirait les coûts sociaux de l'institutionnalisation. Or, l'écart qui sépare les générations au plan de la scolarisation tend à se dissiper (Nault, 1990). Les personnes âgées de demain seront certainement plus scolarisées que celles d'aujourd'hui. Mais avant de mesurer l'effet de la scolarité sur les coûts de l'hébergement en institution, il faut faire certaines hypothèses sur l'évolution et l'interprétation des niveaux de scolarité par génération. Par exemple, le diplôme secondaire d'une personne de la génération 1905 et celui d'une personne de la génération 1960 n'ont vraisemblablement pas la même valeur sur le marché du travail.

Dans le modèle multivarié, nous avons subdivisé la variable scolarité en niveaux primaire, secondaire et post-secondaire. Le tableau 4 montre qu'il existe une coupure entre le primaire et les deux autres niveaux, qui présentent un écart très faible. Comme le niveau secondaire n'est certes plus aujourd'hui une garantie d'autonomie financière, il nous faut redéfinir les niveaux pour établir un seuil minimum où la pauvreté est peu probable <sup>20</sup>. Ce seuil peut difficilement être commun à toutes les générations et doit progresser au rythme de l'amélioration

---

<sup>19</sup> La distinction entre revenu et richesse est importante, particulièrement chez les personnes âgées. Celles-ci peuvent avoir à la fois un revenu faible et des biens matériels accumulés au fil des ans.

<sup>20</sup> Nous faisons évidemment l'hypothèse que la scolarité a un effet sur le revenu. Bien que cette hypothèse soit relativement solide, la relation entre scolarité et revenu dépend aussi de nombreux facteurs dont nous ne tiendrons pas compte dans cet article.

TABLEAU 4 — Paramètres du modèle logit pour l'exposition au risque de recevoir une subvention reliée au revenu chez les personnes âgées hébergées en institution, Canada, 1987 <sup>a</sup>

Variabiles indépendantes	$\beta_x$	$e^\beta$	P
Constante ( $\beta_0$ )	0,6524	—	—
* Âge			
85 ans et plus	-1,1201	0,3262	0,385
75-84 ans	-0,3883	0,6782	0,566
† 65-74 ans	—	1	0,658
Sexe			
Femmes	-0,2719	0,7619	0,594
† Hommes	—	1	0,658
* Situation conjugale			
Sans conjoint <sup>b</sup>	-0,1825	0,8332	0,615
† Avec conjoint	—	1	0,658
* Santé			
Mauvaise <sup>c</sup>	-0,2004	0,8184	0,611
† Bonne	—	1	0,658
* Revenu familial			
0-9 999 \$	0,4541	1,5748	0,751
10 000 \$-19 999 \$	0,4632	1,5892	0,753
† 20 000 \$ et +	—	1	0,658
Scolarité			
Primaire <sup>d</sup>	1,0082	2,7407	0,840
Secondaire	-0,0801	0,9230	0,639
† Post-secondaire	—	1	0,658
* Régions			
Maritimes	-0,8283	0,4368	0,456
Québec	-1,2470	0,2874	0,356
Ontario	-0,1929	0,8246	0,613
Colombie-Britannique	-0,8972	0,4077	0,439
† Prairies	—	1	0,658

a. \* : variables significatives au seuil de 0,05; † : catégories de référence;  $e^\beta$  : rapport de chance relatif à la catégorie de référence.

Le rapport de chance est égal à  $e^\beta$ ,  $\beta$  étant le coefficient associé à une catégorie d'une variable indépendante donnée. La valeur du rapport de chance est relative à une catégorie de référence et indique l'influence de la variable indépendante sur la variable dépendante. Par exemple, toutes choses égales par ailleurs, une personne âgée dont le niveau de scolarité est faible (primaire) a près de trois fois plus de chances de recevoir une subvention qui a pour effet de réduire le coût de son loyer mensuel.

$$P(\text{probabilité d'hébergement en institution}) = ((e^\beta \times e^{\beta_0}) / (1 + (e^\beta \times e^{\beta_0}))).$$

- b. Est considérée sans conjoint toute personne célibataire, séparée, veuve ou divorcée ne vivant pas en union libre.
- c. L'Enquête sur les prestataires de la Sécurité de la vieillesse et du Régime de pensions du Canada est peu détaillée quant à l'état de santé des individus. Toutefois, deux questions nous ont permis d'identifier les personnes âgées affligées d'un sérieux problème de santé depuis au moins six mois. Nous n'avons par contre aucune indication sur la nature de l'incapacité ou de la maladie.
- d. Primaire : n'a jamais fréquenté l'école ou études primaires seulement; secondaire : études secondaires; post-secondaire : études commerciales ou techniques, études universitaires (avec ou sans diplôme).

TABLEAU 5 — Distribution selon le sexe et le niveau de scolarité pour les générations 1902-1911 et 1952-1961 <sup>a</sup>

	Niveau 1	Niveau 2	Niveau 3
<b>Hommes</b>			
1902-1911	60,8	24,2	15,0
1952-1961	45,3	28,4	26,3
<b>Femmes</b>			
1902-1911	55,2	27,7	17,1
1952-1961	48,3	27,7	24,0

Sources : générations 1902-1911 : recensement du Canada de 1976. Population : caractéristiques démographiques; niveau de scolarité par groupe d'âge. No 92-827 au catalogue. Générations 1952-1961 : recensement du Canada de 1986. Caractéristiques de la population et des logements; scolarité et principal domaine d'études. No 93-110 au catalogue.

a. Niveau 1 : générations 1902-1911 : primaire; générations 1952-1961 : primaire ou secondaire. Niveau 2 : générations 1902-1911 : secondaire; générations 1952-1961 : post-secondaire non universitaire. Niveau 3 : générations 1902-1911 : post-secondaire; générations 1952-1961 : universitaire.

générale de l'instruction. Le manque de raffinement des données du recensement ne permet pas de suivre une telle progression. Nous avons cependant retenu trois niveaux qui correspondent plus ou moins aujourd'hui aux niveaux définis précédemment : études primaires ou secondaires seulement, études post-secondaires non universitaires, et études universitaires. La première classification servira pour les générations les plus âgées, la deuxième pour les générations récentes. Nous avons utilisé le recensement de 1986 pour établir la proportion, dans les trois niveaux de scolarité, d'individus des générations 1952-1961 (qui auront 65 ans à 74 ans en 2026 <sup>21</sup>). Pour les générations 1902-1911 (qui auront 85 ans et plus en 1996), nous avons utilisé le recensement de 1976 <sup>22</sup>. La distribution selon le plus haut niveau de scolarité atteint des générations les plus jeunes et des générations les plus anciennes retenues pour nos projections apparaît au tableau 5.

<sup>21</sup> Nous faisons l'hypothèse que le niveau de scolarité atteint au recensement est définitif. Pour cette raison, nous n'étendrons ces projections que jusqu'en 2026 puisque, parmi les personnes âgées de 65 ans à 74 ans en 2031, les plus jeunes sont âgées de moins de 25 ans en 1986. L'hypothèse serait ici beaucoup trop contestable.

<sup>22</sup> Les données du recensement sur le plus haut niveau de scolarité atteint regroupent l'ensemble des 65 ans et plus. Nous devons donc retourner à des recensements antérieurs pour classer les personnes âgées d'aujourd'hui par groupe d'âge de dix ans.

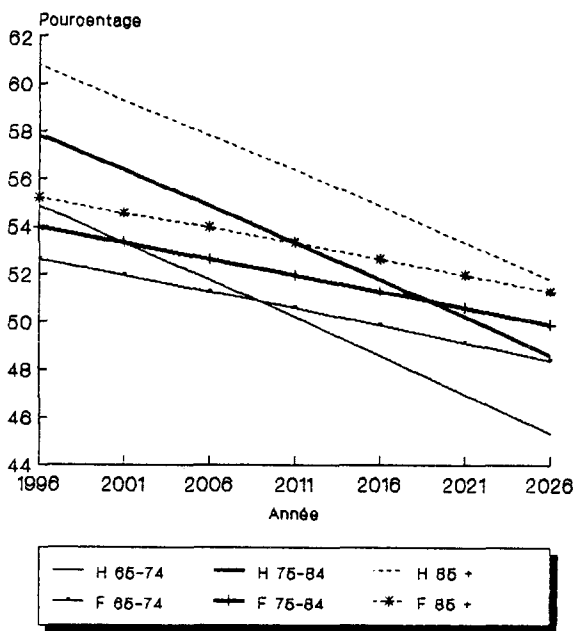


FIGURE 7 — Pourcentage des personnes âgées qui ont un faible niveau de scolarité, Canada, 1996-2026

Nous avons ensuite supposé que l'évolution entre ces deux groupes de générations a été linéaire<sup>23</sup>. La figure 7 présente la proportion des personnes âgées qui n'ont atteint qu'un faible niveau de scolarité selon le groupe d'âge et le sexe pour l'ensemble du Canada. La chute, beaucoup plus importante chez les hommes, est identique pour tous les groupes d'âge<sup>24</sup>, et même si elle s'estompait chez les 65-74 ans après 2026, elle poursuivrait sa tendance chez les groupes plus âgés jusqu'en 2046. Il peut paraître surprenant que la chute soit plus forte chez les hommes. En effet, on souligne depuis plusieurs années

<sup>23</sup> Cette hypothèse peut paraître un peu simpliste, mais nous voulons avant tout évaluer l'impact de l'amélioration de la scolarité en fin de période, et non à chaque intervalle. L'imprécision reliée à cette hypothèse n'est donc pas particulièrement contraignante.

<sup>24</sup> Cette dernière observation découle directement de nos hypothèses. Nous supposons en effet que la distribution des individus d'une génération selon le plus haut niveau de scolarité atteint correspond à ce qui est observé dans le recensement de 1986. De plus, nous ne faisons aucune hypothèse de mortalité différentielle entre les trois niveaux de scolarité. Les données présentées à la figure 6 sont donc des maximums, car la proportion d'individus de scolarité plus élevée peut se révéler plus importante en réalité.

le rattrapage accompli par les femmes dans le domaine de l'éducation. Mais ce rattrapage s'est manifesté surtout par la plus grande proportion de femmes qui poursuivent leurs études jusqu'à l'université. Dans les générations plus anciennes, si les hommes étaient proportionnellement plus nombreux que les femmes à quitter l'école avant même le niveau secondaire, le retrait précoce du marché du travail et la discrimination salariale dont elles étaient victimes limitaient pour les femmes la conversion de la scolarité en revenu plus ou moins élevé.

Avec ces données, nous pouvons répartir les personnes âgées vivant en institution selon le sexe, le groupe d'âge, la situation conjugale, la région et le niveau de scolarité sur l'ensemble de la période 1996-2026<sup>25</sup>. À ces effectifs, nous appliquerons les probabilités qui leur sont associées de recevoir une subvention liée à l'hébergement (tableau 6). Nous pouvons maintenant nous demander quel effet l'augmentation de la scolarité peut avoir sur les coûts sociaux de l'institutionnalisation des personnes âgées.

Toutes choses égales par ailleurs, deux tendances s'opposeront au cours de la période 1996-2026. Jusqu'en 2011, le vieillissement de la population se poursuivra à un rythme relativement modéré, puis, à compter de 2011, les générations du baby-boom atteignant l'âge de 65 ans, il s'accélénera. La proportion de 65-74 ans parmi les 65 ans et plus commencera par diminuer, passant de 57,3 % à 53,4 % entre 1996 et 2011. En 2021, elle reviendra à 57,2 %, pour finalement se situer à 55 % en 2026. La figure 8 montre que cette coupure en milieu de période a des effets sur la proportion de 65 ans et plus admissibles à une subvention destinée à couvrir une partie du coût de l'hébergement en institution. Pour mieux comprendre la tendance présentée à la figure 8, on doit se reporter aux probabilités différentielles du tableau 6.

Entre 1996 et 2011, deux facteurs expliquent la baisse observée chez les «subventionnés», tant hommes que femmes : d'abord l'augmentation de la proportion de 75 ans et plus parmi les personnes âgées, car c'est dans ce groupe d'âge que la probabilité de recevoir une subvention est la plus faible, et l'évolution de la scolarisation relative chez les personnes âgées. Dans un premier temps, vieillissement et scolarisation ont donc

---

<sup>25</sup> La même distribution selon le niveau de scolarité est appliquée, quelle que soit la situation conjugale. Toutefois, cette distribution demeure spécifique à chaque région.

TABLEAU 6 — Probabilité de recevoir une subvention en fonction du revenu pour une personne âgée hébergée en institution, selon le niveau de scolarité, la région et le groupe d'âge <sup>a</sup>

	65-74 ans	75-84 ans	85 ans et +
<i>Maritimes</i>			
Primaire	0,692	0,604	0,423
Secondaire	0,431	0,339	0,198
Post-secondaire	0,451	0,358	0,211
<i>Québec</i>			
Primaire	0,597	0,501	0,326
Secondaire	0,333	0,253	0,140
Post-secondaire	0,351	0,268	0,150
<i>Ontario</i>			
Primaire	0,809	0,742	0,581
Secondaire	0,588	0,492	0,318
Post-secondaire	0,608	0,512	0,336
<i>Prairies</i>			
Primaire	0,837	0,777	0,627
Secondaire	0,634	0,540	0,361
Post-secondaire	0,653	0,560	0,380
<i>Colombie Britannique</i>			
Primaire	0,677	0,587	0,406
Secondaire	0,414	0,324	0,187
Post-secondaire	0,434	0,342	0,200

a. Le sexe n'étant pas une variable significative, les probabilités sont les mêmes pour chacun des sexes.

des effets convergents. Mais à compter de 2011, tandis que la scolarisation continue de favoriser la diminution relative du nombre de «subventionnés», l'âge a l'effet opposé, à cause évidemment de l'arrivée progressive des générations nombreuses dans le groupe des 65 ans et plus. On constate que l'effet net de ces deux tendances varie un peu selon le sexe (figure 8) : l'explication se trouve du côté de la variable scolarité.

Les «gains» plus importants chez les hommes en ce qui concerne la proportion de personnes âgées n'ayant atteint qu'un faible niveau de scolarité (figure 7) réussissent à annuler complètement l'effet de l'addition des générations du baby-boom à compter de 2011. La baisse relative du nombre de «subventionnés» se poursuit après 2011, mais à un rythme plus faible que durant la période précédente. Chez les femmes, l'effet de l'arrivée des générations nombreuses l'emporte légèrement sur la scolarisation, qui amoindrit néanmoins l'effet de l'âge. La hausse relative du nombre de «subventionnées» est très faible.



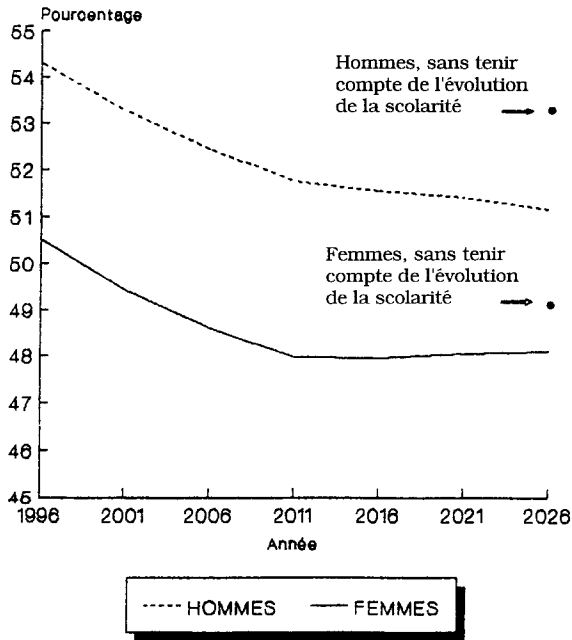


FIGURE 8 — Proportion des résidents en institution qui reçoivent une subvention liée à leur revenu, Canada, 1996-2026

Afin de mieux saisir l'effet de la meilleure scolarisation des aînés de demain, nous avons établi la proportion de «subventionnés» selon le sexe en neutralisant l'effet de la variable scolarité en 2026 (représentée par un point en 2026 à la figure 8). L'effet, plus important chez les hommes, n'est pas négligeable du côté des femmes. Par l'intermédiaire de la variable scolarité, on pourrait donc s'attendre à une baisse relative du coût social de l'hébergement en institution des personnes âgées. Mais cette baisse ne saurait compenser les effets à la hausse entraînés par le vieillissement. De plus, il n'y aura de gain relatif pour la société que si la baisse relative des coûts sociaux de l'hébergement en institution n'est pas annulée par la hausse des coûts sociaux liés à l'hospitalisation des personnes très âgées.

## CONCLUSION

Cet article avait pour but de mettre en évidence le rôle des caractéristiques socio-démographiques des personnes âgées dans l'évolution des effectifs hébergés en institution. La démar-

che exposée vaut aussi pour un ensemble de services destinés à cette partie de la population, qui formera bientôt le cinquième de la population canadienne. Les projections établies à partir de ces caractéristiques apportent des nuances dans un débat qui en a souvent bien besoin. Pour prévenir les conséquences du vieillissement démographique, il faut d'abord démystifier la vieillesse. Un premier pas consiste à départager l'effet de l'âge et l'effet de la génération lorsque l'on étudie un phénomène tel que l'institutionnalisation. C'est ce que nous avons fait ici.

Nous avons de plus souligné que les coûts sociaux associés à l'institutionnalisation ne suivront pas nécessairement de façon linéaire l'augmentation du nombre de personnes âgées hébergées. Une proportion de plus en plus importante d'entre elles sera en mesure d'assumer une partie des coûts.

L'approche proposée dans cet article met en lumière les facteurs qui ont un effet important sur l'hébergement en institution. On peut faire des projections diverses en modifiant certaines hypothèses, dont il est possible d'évaluer ainsi l'impact. Cet exercice peut servir de base à la définition d'une politique favorisant le maintien à domicile des personnes âgées. En ce sens, nos résultats soulignent l'importance de l'état de santé. La prévention de la maladie ne peut que ralentir la progression de la proportion de personnes âgées vivant en institution. Le rôle de la scolarité ressort également. L'instruction a plusieurs vertus, dont celle de favoriser la richesse matérielle et de permettre à celui qui en a bénéficié d'assumer une partie des coûts reliés à son hébergement en institution. Le fardeau économique de la collectivité diminue d'autant. L'effet de la scolarité pourrait d'ailleurs être beaucoup plus important que ne le montrent nos projections. Les femmes des générations précédentes convertissaient rarement leur scolarité en revenu puisqu'elles étaient peu nombreuses à accéder au marché du travail. L'effet de la scolarité ne pouvait ainsi se manifester pleinement. Aujourd'hui, les femmes ont la possibilité de monnayer leur éducation et, donc, d'accumuler une certaine richesse<sup>26</sup>. Ce phénomène va sans doute contribuer à réduire davantage la proportion de femmes dont l'État devra assumer les coûts d'hébergement.

---

<sup>26</sup> La scolarité ne pourra jouer pleinement son rôle du côté des femmes que si des politiques d'équité salariale sont clairement définies et rigoureusement observées.

Bien sûr, ces projections ont des limites. D'une part, nous gardons constantes les probabilités d'hébergement en institution tout au long de la période visée par elles. Or, les critères d'entrée en institution évoluent : nos projections sont donc empreintes d'un biais. Des données similaires à celles qui nous ont servi, mais portant sur une époque différente, permettraient de tenir compte de l'évolution des probabilités et d'ajuster les projections en conséquence. De plus, l'offre joue sans contredire un rôle déterminant lorsqu'il est question d'un service principalement assumé par l'État. Si des places sont offertes, elles seront occupées dans un délai relativement bref. Mais si l'État décide de limiter le nombre de places disponibles et de mettre l'accent sur le maintien à domicile, la croissance du nombre de personnes âgées en institution sera moindre. L'approche que nous avons utilisée suppose l'existence d'une place disponible pour toute personne âgée répondant à certains critères d'hébergement en institution.

D'autre part, nos projections sont basées sur des données transversales. Une enquête longitudinale permettrait sans nul doute de mieux comprendre les facteurs qui influencent la probabilité de vivre en institution, de calculer le nombre d'années vécues en institution et de pondérer nos résultats. Ce type d'analyse présente un intérêt certain pour la projection des coûts associés à l'institutionnalisation.

Finalement, les données de l'Enquête sur les prestataires de la Sécurité de la vieillesse et du Régime de pensions du Canada ne permettent pas de créer une variable santé raffinée. Pour cette raison, nous avons dû classer les enquêtés en deux catégories, bonne santé et mauvaise santé, sans tenir compte de la gravité de leur maladie ou handicap.

Pour prévenir adéquatement les conséquences du vieillissement démographique, nous devons nous doter d'instruments qui permettront de mieux saisir la complexité de phénomènes tels que l'hébergement en institution. Le vieillissement est un processus dynamique qui se caractérise non seulement par une proportion toujours plus grande de personnes âgées, mais aussi par le renouvellement constant de cette portion de la population. Pour prévoir les conséquences du vieillissement de la population, on doit tenir compte à la fois du nombre et de la proportion de personnes âgées, de l'évolution de leurs caractéristiques et de l'impact de ces dernières, sans que l'exercice ne serve qu'à alimenter un discours alarmiste.

## RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- BRUNET, Jacques, 1987. «Le vieillissement de la population et son impact sur les services de santé». In *Troisième âge et soins de santé*. Actes d'un colloque sur le vieillissement de la population et les contraintes financières du secteur de la santé, mai 1986, Conseil économique du Canada, Approvisionnements et Services Canada : 183-190.
- CARRIÈRE, Yves, et Louis PELLETIER, 1992. «An Analysis of the Factors Underlying the Institutionalization of the Elderly in Canada» (texte soumis pour publication).
- FORBES, William F., Jennifer A. JACKSON et Arthur S. KRAUSS, 1987. *Institutionalization of the Elderly in Canada*. Toronto, Butterworths, coll. «Butterworths Perspectives on Individual and Population Aging», 148 p.
- LÉGARÉ, Jacques, Nicole MARCIL-GRATTON et François PELLETIER, 1993. «Tabagisme et mortalité. La pertinence d'une approche longitudinale». Actes du Congrès de l'Union internationale pour l'étude scientifique de la population, Montréal, 1993. Liège, UIESP, vol. 1 : 459-468.
- MANTON, Kenneth G., 1987. «Rapport entre morbidité et mortalité. L'incidence d'une meilleure espérance de vie à un âge avancé sur la demande de services de santé». In *Troisième âge et soins de santé*. Actes d'un colloque sur le vieillissement de la population et les contraintes financières du secteur de la santé, mai 1986. Conseil économique du Canada, Approvisionnements et Services Canada : 45-56.
- MARCIL-GRATTON, Nicole, 1991. «Être vieille demain : des métamorphoses qui s'annoncent». In *Femmes et questions démographiques : un nouveau regard*. Actes du colloque «Femmes et questions démographiques», Québec, 15-16 mai 1990, dans le cadre du 58e congrès de l'ACFAS. Québec, Publications du Québec, 1991 : 125-148.
- MARCIL-GRATTON, Nicole, et Jacques LÉGARÉ, 1987. «Vieillesse d'aujourd'hui et de demain. Un même âge, une autre réalité ?». *Futuribles*, 110, mai : 3-21.
- MARCIL-GRATTON, Nicole, Paul-Marie HUOT et Jacques LÉGARÉ, 1992. *Habitudes tabagiques d'aujourd'hui et personnes âgées de demain*. Québec, Ministère de la Santé et des Services sociaux, Enquête Santé Québec 87, «Les cahiers de recherche», 10, 120 p.
- MATHEWS, Georges, 1988. *Le Vieillissement démographique et son impact sur la situation des personnes âgées et les services qui leur sont offerts*. Rapport final de recherche soumis au Conseil québécois de la recherche sociale, «Bourse d'excellence 1985-1987», 136 p.
- NAULT, François, 1990. «Vieillesse et scolarisation de la population québécoise». *Cahiers québécois de démographie*, 19, 2 : 309-322.

- OCDE, 1987. *La Santé. Financement et prestations. Analyse comparée des pays de l'OCDE*. Paris, Collection «OCDE : Études de politique sociale», no 4, 104 p.
- OCDE, 1988. *Le Vieillissement démographique. Conséquences pour la politique sociale*. Paris, Collection «Évolution démographique et politiques gouvernementales», 98 p.
- PELLETIER, Louis, 1992. «Vieillir en institution ou à domicile ? Les facteurs associés à l'hébergement des personnes âgées». *Espace, Populations, Sociétés*, 1 : 71-86.
- ROOS, Noralou P., Patrick MONTGOMERY, et Leslie L. ROOS, 1987. «Health Care Utilization in the Years Prior to Death». *The Milbank Quarterly*, 65, 2 : 231-254.
- SANTÉ ET BIEN-ÊTRE SOCIAL CANADA, 1990. *Enquête sur les prestataires de la Sécurité de la vieillesse et du Régime de pensions du Canada. Rapport technique*. Ottawa, Programme de la sécurité du revenu, note de recherche, septembre 1990, 41 p., annexe.
- STATISTIQUE CANADA, 1990a. *Projections démographiques pour le Canada, les provinces et les territoires, 1989-2011*. Approvisionnement et Services Canada, no 91-520, 192 p.
- STATISTIQUE CANADA, 1990b. *Projections des ménages et des familles pour le Canada, les provinces et les territoires, 1989-2011*. Approvisionnement et Services Canada, no 91-522, 75 p.

## **RÉSUMÉ — SUMMARY — RESUMEN**

CARRIÈRE Yves et LÉGARÉ Jacques. VIEILLISSEMENT DÉMOGRAPHIQUE ET INSTITUTIONNALISATION DES PERSONNES ÂGÉES : DES PROJECTIONS NUANCÉES POUR LE CANADA

*Les conséquences du vieillissement démographique pour la demande d'hébergement en institution seront sans doute importantes. Nous avons estimé cette demande future en fonction de l'évolution de certaines caractéristiques socio-démographiques des aînés de demain. Établies à partir d'une analyse multivariée (modèle logit), nos projections démontrent la nécessité d'une approche qui tient compte du renouvellement des générations parmi l'effectif des personnes âgées. En effet, ces dernières seront demain fort différentes des générations actuelles. Leurs caractéristiques socio-démographiques auront un impact sur le risque d'hébergement en institution et donc sur la proportion et le nombre de personnes âgées hébergées en institution. De plus, il est probable qu'elles seront en mesure de défrayer une part plus importante des frais reliés à leur hébergement. Certes, l'arrivée des baby-boomers au sein des 65 ans et plus contribuera à alourdir le fardeau de l'institutionnalisation. Cet article apporte toutefois des nuances importantes sur l'ampleur du phénomène.*

CARRIÈRE Yves and LÉGARÉ Jacques. POPULATION AGEING AND INSTITUTIONALIZATION OF ELDERLY PERSONS: SOME QUALIFIED PROJECTIONS FOR CANADA

*The consequences of population ageing on the demand for institutional lodging will undoubtedly be considerable. We have estimated this future demand in relationship with the evolution of certain socio-demographic characteristics of tomorrow's elderly. Based on a multivariate analysis (logit model), our projections will demonstrate the need for an approach which takes into account the replacement of generations amongst the ranks of aged persons. In fact, in future the latter will be appreciably different from today's generations. Their socio-demographic characteristics will have an impact on the risk of living in an institution and, thus, on the proportion and the number of institutionalized elderly people. Furthermore, they will probably be in a position to be able to contribute towards a greater portion of the costs of institutional living. Certainly, the burden of institutionalization will be further weighed down by the arrival of the Baby Boomers into the 65 years and over age bracket. This article nevertheless distinguishes some significant nuances within the scope of this phenomenon.*

CARRIÈRE Yves y LÉGARÉ Jacques. ENVEJECIMIENTO DEMOGRÁFICO E INSTITUCIONALIZACIÓN DE LAS PERSONAS DE EDAD: ALGUNAS PROYECCIONES MATIZADAS PARA CANADÁ

*Las consecuencias del envejecimiento demográfico sobre la demanda de alojamiento en instituciones serán sin duda considerables. Hemos realizado una estimación de esta demanda en función de la evolución de ciertas características sociodemográficas de los futuros ancianos. Nuestras proyecciones, basadas en un análisis multivariado (modelo logit), demuestran la necesidad de un enfoque que tome en cuenta la renovación de generaciones dentro de la población de personas de edad. Efectivamente, el día de mañana, éstas serán muy diferentes de las generaciones actuales. Sus características sociodemográficas tendrán un impacto en el riesgo de alojamiento en instituciones y, por lo tanto, sobre la proporción y el número de ancianos alojados en instituciones. Además, es probable que estas personas puedan cubrir una porción mayor de los gastos relaciones con su alojamiento. Ciertamente, la llegada de los "Baby Boomers" al rango de los 65 años y más contribuirá a agravar el problema de la institucionalización. Sin embargo, el presente artículo aporta ciertos matices importantes a este fenómeno.*