

N° 75-001-XIF au catalogue



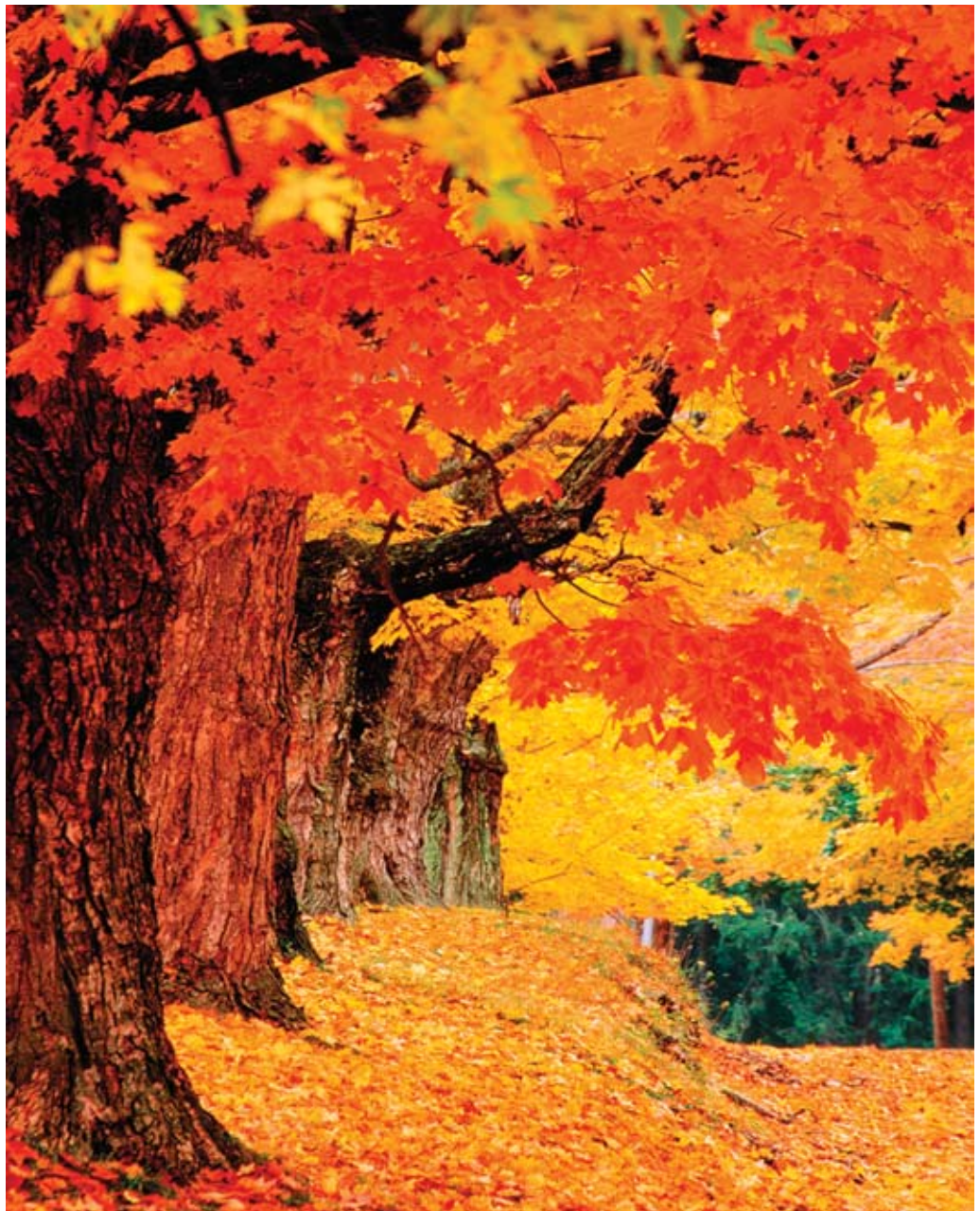
L'EMPLOI ET LE REVENU EN

# PERSPECTIVE

**JUILLET 2005**

Vol. 6, n° 7

- UTILISATION DE L'ORDINATEUR : QUI EN PROFITE?
  
- STRESS AU TRAVAIL ET RETRAITE
  
- SUPPLÉMENT : JEUX DE HASARD



Statistique  
Canada

Statistics  
Canada

Canada

## À votre service...

### Comment obtenir d'autres renseignements

Toute demande de renseignements au sujet du présent produit ou au sujet de statistiques ou de services connexes doit être adressée à : *L'emploi et le revenu en perspective*, 9-A6, Jean-Talon, Statistique Canada, Ottawa, Ontario, K1A 0T6 (téléphone : (613) 951-4628; courriel : [perspective@statcan.ca](mailto:perspective@statcan.ca)).

Pour obtenir des renseignements sur l'ensemble des données de Statistique Canada qui sont disponibles, veuillez composer l'un des numéros sans frais suivants. Vous pouvez également communiquer avec nous par courriel ou visiter notre site Web.

Service national de renseignements	1 800 263-1136
Service national d'appareils de télécommunications pour les malentendants	1 800 363-7629
Renseignements concernant le Programme des bibliothèques de dépôt	1 800 700-1033
Télécopieur pour le Programme des bibliothèques de dépôt	1 800 889-9734
Renseignements par courriel	<a href="mailto:infostats@statcan.ca">infostats@statcan.ca</a>
Site Web	<a href="http://www.statcan.ca">www.statcan.ca</a>

### Normes de service au public

Statistique Canada s'engage à fournir à ses clients des services rapides, fiables et courtois et dans la langue officielle de leur choix. À cet égard, notre organisme s'est doté de normes de service à la clientèle qui doivent être observées par les employés lorsqu'ils offrent des services à la clientèle. Pour obtenir une copie de ces normes de service, veuillez communiquer avec Statistique Canada au numéro sans frais 1800 263-1136. Les normes de services à la clientèle sont aussi publiées sur [www.statcan.ca](http://www.statcan.ca) sous À propos de Statistique Canada > Offrir des services aux Canadiens.

### L'emploi et le revenu en perspective

(n° 75-001-XIF au catalogue; also available in English: *Perspectives on Labour and Income*, Catalogue no. 75-001-XIE) est publié trimestriellement par le ministre responsable de Statistique Canada. ©Ministre de l'Industrie, 2005. ISSN : 1492-4978.

Prix : 6 \$CAN l'exemplaire, 52 \$CAN pour un abonnement annuel. Les prix ne comprennent pas les taxes de ventes.

Tous droits réservés. L'utilisation de ce produit est limitée au détenteur de licence. Le produit ne peut être reproduit ou transmis à des personnes ou organisations à l'extérieur de l'organisme du détenteur de licence.

Des droits raisonnables d'utilisation du contenu de ce produit sont accordés seulement à des fins de recherche personnelle, organisationnelle ou de politique gouvernementale ou à des fins éducatives. Cette permission comprend l'utilisation du contenu dans des analyses et dans la communication de résultats et conclusions de ces analyses, y compris la citation de quantités limitées de renseignements extraits. Cette documentation doit servir à des fins non commerciales seulement. Si c'est le cas, la source doit être citée comme suit : Source (ou *Adapté de*, s'il y a lieu) : Statistique Canada, nom du produit, numéro au catalogue, volume et numéro, période de référence et page(s). Autrement, les utilisateurs doivent obtenir la permission écrite des Services d'octroi de licences, Statistique Canada, Ottawa, Ontario, Canada, K1A 0T6.

### Signes conventionnels

Les signes conventionnels suivants sont employés dans les publications de Statistique Canada :

.	indisponible pour toute période de référence
..	indisponible pour une période de référence précise
...	n'ayant pas lieu de figurer
p	préliminaire
r	rectifié
x	confidentiel
E	à utiliser avec prudence
F	trop peu fiable pour être publié

# Faits saillants

*Dans ce numéro*

## ■ Utilisation de l'ordinateur : qui en profite?

- La productivité des travailleurs se servant d'un ordinateur devrait s'accroître, sinon les employeurs n'investiraient pas dans la technologie. Cela implique que les salaires devraient être plus élevés chez les travailleurs qui utilisent un ordinateur. Un modèle tenant compte des caractéristiques fondamentales des travailleurs indique un avantage salarial simple lié à l'utilisation d'un ordinateur de 17 %. Le terme « simple » est utilisé puisque bon nombre de chercheurs allèguent que les travailleurs ayant des capacités supérieures (qui ne sont pas directement mesurées) sont généralement ceux à qui on fournit un ordinateur. La correction pour le biais de sélection se solde par un avantage salarial beaucoup plus petit de 4 %.
- Selon le grand groupe de professions, les gestionnaires profitent d'un avantage salarial lié à l'ordinateur de 7 %, alors que les professionnels ainsi que les travailleurs techniques et des métiers en ont un d'environ 4 %. Les autres groupes de professions (travailleurs des domaines de la commercialisation et de la vente, personnel de bureau ou administratif, et travailleurs de la production sans métier ni certificat de compétence) ne bénéficient d'aucun avantage significatif.
- L'avantage salarial lié à l'ordinateur est considérable pour les travailleurs titulaires d'un grade supérieur (18 %) ou d'un baccalauréat (10 %); il demeure

positif pour ceux ayant fait des études collégiales ou ayant reçu une formation professionnelle (3 %), et n'est pas statistiquement différent de zéro pour ceux qui détiennent un diplôme d'études secondaires ou de niveau inférieur.

## ■ Stress au travail et retraite

- Le stress au travail, qu'il soit causé par une charge de travail lourde, par des contraintes de temps ou par des exigences conflictuelles, est peut-être un facteur qui intervient dans la décision de prendre sa retraite, mais un facteur que l'on omet souvent.
- Les travailleurs âgés (de 45 à 57 ans) occupant des emplois de gestion, professionnels ou techniques et qui subissent un niveau élevé de stress au travail ont beaucoup plus tendance à prendre une retraite précoce que ceux dont le stress au travail est moindre. Par contre, le départ à la retraite des employés administratifs, des ventes et des services ainsi que des cols bleus n'a aucun lien avec le stress au travail.
- Les employés âgés pourraient être plus enclins à continuer de travailler si le stress au travail pouvait être allégé par la capacité de concilier les exigences professionnelles et la liberté de décision.

*Perspective*

L'EMPLOI ET LE REVENU EN

# PERSPECTIVE

LA REVUE PAR EXCELLENCE

sur l'emploi et le revenu  
de Statistique Canada

**Oui, je désire recevoir L'EMPLOI ET LE REVENU EN PERSPECTIVE (N° 75-001-XPF au catalogue).**

Nous vous offrons encore plus!  
Une réduction de 20 % sur un abonnement de 2 ans! Seulement 100,80 \$ (taxes en sus)  
Une réduction de 30 % sur un abonnement de 3 ans! Seulement 132,30 \$ (taxes en sus)

Abonnez-vous aujourd'hui à *L'emploi et le revenu en perspective!*



ENVOYEZ À

Statistique Canada  
Gestion de la circulation  
120, avenue Parkdale  
Ottawa (Ontario)  
Canada, K1A 0T6



TÉLÉPHONE

1 800 267-6677

Mentionnez PF025084



TÉLÉCOPIEUR

1 877 287-4369  
(613) 951-0581



COURRIEL

order@statcan.ca

MODALITÉS DE PAIEMENT (cochez une seule case)

Veillez débiter mon compte :

MasterCard

VISA

American Express

N° de carte

Date d'expiration

Signature

Détenteur de carte (en majuscules s.v.p.)

Paiement inclus \_\_\_\_\_ \$

N° du bon de commande \_\_\_\_\_

Signature de la personne autorisée

Abonnement	Canada (\$ CA)	Quantité	Total \$ CA
1 an	63,00		
2 ans	100,80		
3 ans	132,30		

Total			
TPS (7 %)			
TVP en vigueur			
TVH en vigueur (N.-É., N.-B., T.-N.-L.)			
Frais de port : États-Unis 24 \$ CA, autres pays 40 \$ CA			
<b>Total général</b>			

Nom

Entreprise

Service

Adresse

Ville

Province

Code postal

Téléphone

Télécopieur

Courriel

N° au catalogue

Titre

75-001-XPF

L'emploi et le revenu en perspective

\*Frais de port : aucuns frais pour les envois au Canada. À l'extérieur du Canada, veuillez ajouter les frais de port comme indiqué. Les clients canadiens ajoutent soit la TPS de 7% et la TVP en vigueur, soit la TVH (TPS numéro R121491807). Les clients de l'étranger paient en dollars canadiens tirés sur une banque canadienne ou en dollars US tirés sur une banque américaine selon le taux de change quotidien en vigueur. Les ministères du gouvernement fédéral doivent indiquer sur toutes les commandes leur code d'organisme RI \_\_\_\_\_ et leur code de référence RI \_\_\_\_\_

Vos renseignements personnels sont protégés par la Loi sur la protection des renseignements personnels. Statistique Canada utilisera les renseignements qui vous concernent seulement pour effectuer la présente transaction, livrer votre(s) produit(s), annoncer les mises à jour de ces produits et gérer votre compte. Nous pourrions de temps à autre vous informer au sujet d'autres produits et services de Statistique Canada ou vous demander de participer à nos études de marché.

Si vous ne voulez pas qu'on communique avec vous de nouveau pour des promotions  ou des études de marché , cochez la case correspondante.

BON DE COMMANDE



Statistique Canada  
Statistics Canada

Canada



# Utilisation de l'ordinateur : qui en profite?

*Cindy Zoghi et Sabrina Wulff Pabilonia*

**D**epuis les années 1980, l'inégalité salariale entre les travailleurs scolarisés et ceux qui le sont moins a augmenté considérablement. On a avancé l'hypothèse que l'informatisation du travail permettrait aux travailleurs de délaissier les tâches routinières pour se consacrer à la résolution de problèmes, et que ce « relèvement des compétences » accroîtrait la productivité et entraînerait des hausses salariales (Attewell, 1987). Une étude a permis de constater que les travailleurs qui utilisent un ordinateur au travail gagnent 17,6 % de plus que ceux qui n'en utilisent pas (Krueger, 1993). Cette étude a soulevé un débat : on s'est demandé si ce phénomène découle vraiment de l'utilisation de l'ordinateur ou du fait d'être choisi pour en utiliser un. Si les travailleurs possédant des compétences élevées ou non observées sont bien ceux à qui on a donné un ordinateur pour leur travail, alors les résultats des études transversales pourraient attribuer faussement les hausses salariales à l'utilisation d'un ordinateur — conclusion confirmée par une étude montrant que les travailleurs qui utilisent d'autres outils liés au travail d'un col blanc, par exemple, un stylo et une calculatrice manuelle, touchent un traitement équivalent (DiNardo et Pischke, 1997).

Des chercheurs ont utilisé des données recueillies au moyen d'un panel afin de tenir compte des différences individuelles non observées. La plupart n'ont trouvé que peu d'avantages liés à l'utilisation d'un ordinateur, ce qui semble indiquer que les entreprises mettent les technologies de l'information à la disposition de leurs travailleurs les plus qualifiés, qui gagnent déjà plus que les autres.

---

*Cindy Zoghi et Sabrina Wulff Pabilonia sont au service du U.S. Bureau of Labor Statistics. On peut joindre Cindy Zoghi au (202) 691-5680, Sabrina Wulff Pabilonia au (202) 691-5614, ou l'une ou l'autre à [perspective@statcan.ca](mailto:perspective@statcan.ca).*

Alors que les tenants de la thèse du relèvement des compétences font valoir que l'informatisation peut conduire à une plus grande productivité et à de meilleurs salaires, les critiques répliquent que l'informatisation peut avoir pour effet d'*abaisser* le niveau des compétences. Autrement dit, une plus grande automatisation réduit le contrôle des travailleurs sur le processus de la production et simplifie les tâches, ce qui conduit à une réduction des salaires. En fait, l'implantation d'une nouvelle technologie peut se traduire par un relèvement des compétences pour certains travailleurs (parce qu'elle complète leurs activités de production) et un abaissement des compétences pour d'autres (parce qu'elle les remplace dans le processus de production), et ce, jusque dans une même entreprise. Une étude de cas portant sur l'implantation d'une imagerie numérique des chèques dans une banque a permis de constater que les commis aux erreurs de traitement des exceptions passaient plus de temps à résoudre des problèmes et moins de temps à s'acquitter de tâches répétitives, tandis qu'un personnel réduit, possédant des compétences analogues, s'acquittait du traitement des dépôts (Autor, Levy et Murnane, 2002). Dans ce cas, les ordinateurs effectuaient certaines tâches de routine et constituaient un complément à la résolution des problèmes. Ces différences peuvent être observables entre groupes professionnels quand les ordinateurs influent sur les exigences professionnelles. Par exemple, les programmes de traitement de texte peuvent constituer un abaissement des compétences du personnel de bureau parce que les documents peuvent être préparés plus rapidement et exigent moins de compétences, mais ils peuvent constituer un relèvement des compétences pour les gestionnaires parce que ces programmes leur permettent de s'acquitter d'une plus grande variété de tâches. Une autre raison des différences imputables à la technologie parmi les travailleurs est que les gestionnaires et les professionnels qui possèdent des habiletés cognitives plus élevées ont un rôle particulièrement important à jouer dans la mise en œuvre de nouvelles technologies (Bresnahan, Brynjolfsson et Hitt, 2002). C'est à eux qu'il revient de

transformer l'entreprise de manière qu'elle tire avantage de la technologie et de la nouvelle information pour mieux comprendre les besoins de ses clients. De même, comme les travailleurs qui ont un niveau de scolarité élevé disposent d'un avantage comparatif grâce à leur adaptation aux nouvelles technologies, l'implantation de celles-ci pourrait se faire au détriment des travailleurs qui sont moins scolarisés (Bartel et Lichtenberg, 1987).

Aux fins de la présente étude, on a recours à un panel de travailleurs interviewés dans le contexte de l'Enquête sur le milieu de travail et les employés de 1999 et de 2000 pour réexaminer l'avantage salarial qui découle de l'utilisation d'un ordinateur au travail (voir *Source des données*). On détermine l'avantage pour celui qui s'initie au travail à l'ordinateur par rapport au résultat négatif qui découle pour celui qui cesse d'utiliser un ordinateur. On examine les avantages pour des sous-groupes particuliers de travailleurs selon leur niveau de scolarité, leur profession et l'application informatique utilisée. On mesure également les avantages qui découlent de l'utilisation d'un ordinateur à long terme de même que les effets de l'expérience antérieure et de la formation en informatique pour déterminer si la différence entre les avantages moins importants pour les travailleurs qui commencent à utiliser un ordinateur et les avantages beaucoup plus considérables pour ceux qui continuent à s'en servir peut être attribuée aux coûts de formation.

### Écart salarial résultant de l'utilisation d'un ordinateur

Une équation salariale simple a été estimée à l'aide des moindres carrés ordinaires selon diverses

caractéristiques personnelles et le fait d'utiliser ou non un ordinateur en tant que variable d'intérêt explicative (voir *Méthodologie*). L'avantage salarial qui résulte de l'utilisation d'un ordinateur est de 16,9 %, ce qui ne tient pas compte des effets de sélection ou des effets différents parmi les sous-groupes de travailleurs (tableau 1).

**Tableau 1 L'effet de l'utilisation de l'ordinateur sur le salaire**

	Modèle des MCO combiné (simple)	Modèle à effets fixes individuels	Modèle à différence d'ordre 1
<b>Variable dépendante</b>	ln(\$ horaires)	ln(\$ horaires)	Δln(\$ horaires)
Utilisateurs d'un ordinateur	,1565***	,0160**	...
Les deux années (qui continuent)	...	...	,0375***
1999 seulement (qui cessent)	...	...	,0029
2000 seulement (qui commencent)	...	...	,0377***
R <sup>2</sup>	0,4285	0,0879	
R <sup>2</sup> ajusté			0,0243

Source : Enquête sur le milieu de travail et les employés, 1999 et 2000

Statistiquement significatif à \* = p<,10; \*\* = p<,05; \*\*\* = p<,01.

Nota : Le modèle des MCO comprend une constante, le nombre d'années de fréquentation scolaire, l'expérience possible (et au carré), les parents ou grands-parents d'un pays non européen, la langue utilisée au travail par rapport à celle à la maison, le travail à temps partiel, l'état matrimonial, le sexe, le sexe lié à l'état matrimonial, l'appartenance à un syndicat, les indicateurs régionaux, cinq indicateurs professionnels, la durée d'occupation de l'emploi dans l'établissement, un indicateur d'année, le logarithme naturel de la taille de l'établissement, et le pourcentage d'utilisateurs d'un ordinateur dans l'établissement. Les autres modèles incluent les mêmes variables, sauf celles qui sont constantes dans le temps et celle liée à une promotion récente en 2000.

Les caractéristiques non observées des travailleurs, telle la compétence, peuvent également différencier les utilisateurs d'un ordinateur des autres travailleurs. Si ces caractéristiques non observables sont corrélées avec le salaire, l'avantage salarial signalé ci-dessus pourrait être attribué erronément à l'utilisation d'un ordinateur. En effet, de nombreux autres chercheurs ont constaté que l'avantage salarial lié à l'utilisation d'un ordinateur est beaucoup moins important, voire inexistant, après la prise en compte de l'hétérogénéité individuelle non observée<sup>1</sup>. De nombreuses variables démographiques ne varient pas dans le temps et, par conséquent, n'entrent pas dans la composition du modèle à effets fixes. Toutefois, le niveau de scolarité variait pour un bon nombre de travailleurs, en raison, peut-être, d'une erreur de mesure pour l'une ou l'autre des années. De plus, l'état matrimonial, la langue utilisée au travail par rapport à celle à la maison, le travail à temps partiel et l'adhésion à un syndicat peuvent changer. Dans nombre d'établissements, tant le nombre d'employés que le pourcentage d'utilisateurs d'un ordinateur ont changé entre 1999 et 2000. On a également tenu compte des promotions récentes, un facteur qui peut être corrélé aux changements rattachés à l'utilisation d'un ordinateur et au salaire<sup>2</sup>.

Corroborant les résultats antérieurs, l'estimation du modèle à effets fixes n'était que de 1,6 % (tableau 1, colonne 2)<sup>3</sup>. La détermination à cet égard découle des 9 % de travailleurs qui ont changé de situation par rapport à l'informatique — 6 % ont commencé à utiliser un ordinateur et 3 % ont cessé d'en utiliser un en 2000<sup>4</sup>. Dans ce modèle, on suppose que la valeur absolue de l'avantage lié à l'utilisation d'un ordinateur est la même pour les travailleurs qui commencent à utiliser un ordinateur et ceux qui cessent d'en utiliser un — mais ce n'est peut-être pas le cas. En outre, le modèle ne fournit pas de données concernant l'avantage lié à l'utilisation d'un ordinateur pour les travailleurs qui ont utilisé un ordinateur en 1999 ainsi qu'en 2000, voire pour de nombreuses années avant 1999 (Dolton et Makepeace, 2004).

Par conséquent, les quatre transitions possibles qu'un travailleur peut effectuer relativement à l'utilisation d'un ordinateur au fil du temps ont été déterminées séparément, et les avantages liés à l'utilisation d'un ordinateur ont pu varier entre ces groupes de personnes et dans le temps. Ces quatre transitions sont : aucune utilisation d'un ordinateur, utilisation d'un ordinateur pendant les deux périodes, cessation de l'utilisation d'un ordinateur en 2000, et initiation à l'ordinateur entre 1999 et 2000.

Dans un modèle à différence d'ordre 1, l'effet de l'utilisation d'un ordinateur sur les salaires pour le travailleur moyen dans la première année d'utilisation a une valeur statistiquement significative de 3,8 % (tableau 1, colonne 3). Le coefficient lié à la cessation de l'utilisation d'un ordinateur n'est pas différent de zéro d'un point de vue statistiquement significatif, peut-être en raison d'une tendance rigide à la baisse des salaires.

Le faible avantage salarial observé n'implique pas nécessairement que les avantages liés à l'utilisation d'un ordinateur sont de si peu d'importance, mais simplement que les avantages pour le travailleur moyen durant la première année d'utilisation d'un ordinateur sont peu importants. L'avantage salarial peut être de faible importance au cours de la première année si les employeurs ont transféré une partie ou la totalité des coûts de formation en informatique aux employés. Toutefois, l'avantage à long terme de l'expérience en informatique pour les travailleurs qui continuent d'utiliser un ordinateur peut être très différent.

### **Prise en compte des différences entre travailleurs et de l'utilisation de la technologie**

Jusqu'ici, on a supposé que le travailleur moyen ne bénéficie pas de l'avantage salarial élevé associé au départ à l'utilisation d'un ordinateur — au moins à

#### **Source des données**

L'**Enquête sur le milieu de travail et les employés** a été menée pour la première fois en 1999. Les établissements visés par l'enquête sont suivis annuellement, tandis que les employés le sont pendant seulement deux ans, après quoi on procède à un nouvel échantillon. Pour l'analyse, on a eu recours à un panel d'employés et on a utilisé les renseignements correspondants ayant trait à leur employeur de 1999 et de 2000, ce qui représentait les données disponibles les plus récentes. Le recours à un panel permet de tenir compte des caractéristiques individuelles non observées qui peuvent avoir une incidence sur la propension à utiliser un ordinateur et sur les salaires.

En 1999, plus de 23 500 employés de près de 6 000 établissements ont été interviewés. Les établissements ont d'abord été choisis parmi les employeurs qui avaient des employés rémunérés en mars de l'année d'enquête. Ont été exclus les employeurs des territoires et ceux dans le domaine des cultures agricoles ou de l'élevage d'animaux, les entreprises de pêche, de chasse et de piégeage, les ménages privés, les organismes religieux et les administrations publiques. À chaque établissement, un maximum de 24 employés ont été sélectionnés de façon aléatoire. Dans le cas des établissements comptant moins de quatre employés, tous les employés ont été choisis. En 2000, un peu plus de 20 000 employés ont été réinterviewés.

Pour une partie de l'analyse économétrique principale, on a utilisé un échantillon restreint — les 19 000 employés qui ont répondu à l'enquête au cours des deux années, qui sont restés au service du même employeur pendant ces deux années, et pour lesquels il ne manquait pas de données observables relativement aux variables dépendantes et indépendantes. (Aucune différence significative n'a été apparente entre les caractéristiques des employés provenant de l'échantillon complet et celles de l'échantillon restreint.)

La variable dépendante de l'analyse est le logarithme naturel du salaire horaire. Chez les employés, les répondants ont déclaré des salaires ou traitements avant impôt et autres retenues selon la fréquence qu'ils préféraient (horaire, quotidienne, hebdomadaire, annuelle). On les a également interviewés sur d'autres variables salariales comme les pourboires, les commissions, les primes, les heures supplémentaires, la participation aux bénéfices, les primes au rendement ou le travail à la pièce. La rémunération horaire a été calculée en divisant la rémunération totale par le total des heures déclarées. (Les questionnaires sont plus susceptibles d'effectuer des heures non déclarées que les autres travailleurs. Ainsi, les salaires horaires pour ce groupe professionnel seraient surestimés.)

## Méthodologie

Un modèle économique des salaires qui tient compte des activités de production des entreprises, du niveau de scolarité des employés, du niveau de productivité variable des employés, de la complexité variable des tâches entre les professions, de la baisse des coûts des ordinateurs et des coûts variables de la formation en informatique a pour résultat qu'il existe quatre sources possibles de dispersion salariale liée à l'utilisation d'un ordinateur et à l'initiation à l'informatique (Zoghi et Pabilonia, 2004).

1. Les utilisateurs d'un ordinateur pourraient être plus productifs par rapport aux non-utilisateurs, peu importe l'utilisation qu'ils font de l'ordinateur.
2. Les utilisateurs d'un ordinateur pourraient être le genre d'employés que les entreprises protègent en leur accordant des salaires (ou des avantages) supérieurs à ceux du marché.
3. Une plus grande productivité informatique pourrait entraîner une augmentation des salaires pour les utilisateurs d'un ordinateur.
4. La baisse des coûts de l'informatisation pourrait accroître l'avantage salarial lié à l'utilisation d'un ordinateur.

Seule la troisième source représente le « véritable » avantage salarial lié à l'utilisation d'un ordinateur. Les autres sources indiquent que l'utilisation d'un ordinateur coïncide probablement avec d'autres caractéristiques d'employés que les employeurs valorisent (effets de sélection). Dans la présente étude, on utilise un certain nombre d'approches différentes visant à isoler le véritable avantage salarial lié à l'utilisation d'un ordinateur des effets de sélection.

### Moindres carrés ordinaires transversaux (régression simple)

Ce modèle permet d'estimer la différence salariale brute entre les utilisateurs d'un ordinateur et les non-utilisateurs, laquelle comprend les quatre facteurs définis ci-dessus, compte tenu du nombre d'années de fréquentation scolaire, de l'expérience possible, de l'expérience possible au carré, des parents ou des grands-parents d'un pays non européen, de la langue parlée au travail par rapport à celle à la maison, du travail à temps partiel, de l'état matrimonial, du sexe, du sexe lié à l'état matrimonial, de l'appartenance à un syndicat, d'indicateurs régionaux, de cinq indicateurs professionnels, de la durée d'occupation de l'emploi dans l'établissement, d'un indicateur d'année, de la taille de l'établissement, de même que du pourcentage d'utilisateurs d'un ordinateur dans l'établissement.

### Prise en compte des qualités non observées

Si les utilisateurs d'un ordinateur possèdent d'autres qualités non observées (par exemple, les capacités ou l'ambition) qui sont corrélées au salaire, alors les estimations transversales de l'avantage salarial lié à l'utilisation d'un ordinateur, comme ci-dessus, sont biaisées par excès. Toutefois, on peut recourir à une manipulation algébrique relativement aux données du panel afin d'éliminer ce biais. Si l'évolution des salaires est estimée en fonction du changement des caractéristiques dans le temps, alors toutes les caractéristiques qui ne changent pas (qu'elles soient observées ou non) « décrochent » du modèle. Il s'agit des modèles que l'on dit « à effets fixes ». Seules les caractéristiques qui peuvent changer au fil du temps sont incluses : niveau de scolarité, expérience possible, état matrimonial, langue utilisée au travail par rapport à celle à la maison, travail à temps partiel, appartenance à un syndicat, avancement professionnel, nombre d'employés et pourcentage d'utilisateurs d'un ordinateur dans l'établissement.

Étant donné que les avantages liés à l'utilisation d'un ordinateur peuvent également varier selon les changements dans les modèles se rapportant à l'utilisation d'un ordinateur, les quatre transitions possibles relativement à l'utilisation d'un ordinateur qu'un travailleur peut connaître dans le temps peuvent être déterminées séparément, et les avantages liés à l'utilisation d'un ordinateur peuvent varier entre les groupes et dans le temps. Ces quatre transitions correspondent aux travailleurs qui n'ont jamais utilisé un ordinateur, ceux qui ont utilisé un ordinateur au cours des deux périodes, ceux qui ont cessé d'utiliser un ordinateur en 2000, et ceux qui ont commencé à utiliser un ordinateur entre 1999 et 2000.

Une autre approche consiste à utiliser les salaires antérieurs de manière à saisir l'effet fixe. Cela permet d'estimer l'avantage lié à l'utilisation d'un ordinateur à long terme, plutôt que de mettre l'accent sur les transitions.

Étant donné que le modèle théorique indique également que l'avantage lié à l'utilisation d'un ordinateur pourrait varier selon le genre de travailleur et d'application, tous les modèles à effets fixes ont été estimés séparément selon le groupe professionnel, le niveau de scolarité et l'application utilisée le plus souvent. On a ajouté les variables de formation en informatique de manière à examiner les interactions entre la formation et l'avantage salarial lié à l'utilisation d'un ordinateur.

court terme —, bien que cet avantage reste positif et soit significatif du point de vue économique. Néanmoins, certains travailleurs peuvent en retirer un avantage salarial supérieur à la moyenne. On a cherché à expliquer ces différences en effectuant une nouvelle estimation du modèle à différence d'ordre 1 pour les travailleurs selon le groupe professionnel, le niveau de scolarité et le genre d'application utilisé le plus souvent.

On a examiné six grands groupes professionnels : gestionnaires, professionnels, personnel technique et travailleurs qualifiés de la production, travailleurs de la commercialisation ou de la vente, personnel de bureau et personnel administratif, travailleurs non spécialisés de la production sans métier ni certificat de compétence. Les groupes d'échantillon ont été limités aux travailleurs qui ont exercé la même profession



durant les deux années (tableau 2). Même après la prise en compte de l'hétérogénéité individuelle, les gestionnaires touchaient un salaire statistiquement significatif de 7,0 % plus élevé durant la première année d'utilisation d'un ordinateur, comparativement à 3,9 % pour le personnel technique et des métiers. Les autres groupes professionnels, toutefois, n'ont profité d'aucun avantage salarial statistiquement significatif lié à l'initiation à l'ordinateur, et seul l'avantage lié à l'utilisation d'un ordinateur par des professionnels s'établissait à un niveau économiquement significatif de 4,4 %. Ces résultats correspondent aux attentes, les cols blancs étant susceptibles de posséder plus de compétences en matière de résolution de problèmes que les autres travailleurs. Si les ordinateurs constituent un complément pour les travailleurs très spécialisés et un substitut pour les travailleurs peu spécialisés, il va de soi que le fait de commencer à utiliser un ordinateur peut avoir une incidence différente sur les salaires de ces groupes. Les estimations de l'incidence sur le salaire pour le travailleur moyen masquent les différences importantes entre les catégories de travailleurs.

**Tableau 2 L'effet de commencer à utiliser un ordinateur sur le salaire selon la profession et la scolarité**

<b>Profession</b>	
Gestionnaires	,0704*
Professionnels	,0437
Personnel technique ou des métiers	,0389***
Commercialisation ou vente	-,0026
Personnel de bureau ou administratif	,0118
Travailleurs de la production sans métier	,0214
<b>Niveau de scolarité</b>	
Grade supérieur	,1760**
Baccalauréat	,1031***
Études collégiales ou formation professionnelle	,0289**
Diplôme d'études secondaires	,0310
Sans diplôme d'études secondaires	,0146

Source : *Enquête sur le milieu de travail et les employés, 1999 et 2000*

Statistiquement significatif à \* =  $p < ,10$ ; \*\* =  $p < ,05$ ; \*\*\* =  $p < ,01$ .

Nota : L'échantillon ne comprend que les employés qui ont fait partie de l'enquête au cours des deux années et qui sont demeurés au service du même employeur en exerçant la même profession.

Une deuxième façon de tester les effets différentiels de l'informatisation pour des catégories particulières de travailleurs consiste à estimer les modèles séparément selon le niveau de scolarité, en divisant l'échantillon entre ceux qui n'ont pas de diplôme d'études

secondaires, ceux qui possèdent un diplôme d'études secondaires, ceux qui ont fait des études collégiales ou qui ont reçu une formation professionnelle, les titulaires d'un baccalauréat, ou encore d'un grade supérieur. Les avantages salariaux sont beaucoup plus élevés pour les travailleurs qui détiennent un grade supérieur (17,6 %) ou un baccalauréat (10,3 %); ils demeurent positifs pour ceux ayant fait des études collégiales ou ayant reçu une formation professionnelle (2,9 %), et ne sont pas statistiquement différents de zéro pour les titulaires d'un diplôme d'études secondaires ou de niveau inférieur.

Une autre source d'hétérogénéité susceptible d'avoir une incidence sur les avantages liés à l'utilisation d'un ordinateur a trait à la différence des tâches exécutées. Si la technologie sert de complément à un travailleur affecté à la résolution de problèmes mais de substitut pour un travailleur affecté à des tâches répétitives, il importe de se pencher sur les aspects plus précis de l'utilisation de la technologie. À cette fin, les données de l'indicateur d'adoption ont été désagrégées en fonction des applications logicielles primaires dont se servait le nouvel utilisateur (14 catégories). De plus, on a examiné deux autres genres de technologie, soit les outils assistés par ordinateur (par exemple, les robots industriels) et les technologies non informatiques (par exemple, les caisses enregistreuses et les numériseurs) [tableau 3].

L'avantage salarial le plus important s'observe chez les travailleurs qui adoptent l'éditique, l'analyse de données et la programmation (20 %, 10,9 % et 8,9 % respectivement), comparativement à ceux qui continuent à ne pas utiliser d'ordinateur. De telles applications tendent à exiger une pensée critique ou des compétences en matière de résolution de problèmes. Toutefois, la variance des coefficients de ce modèle est attribuable aux travailleurs individuels qui commencent à utiliser un ordinateur et un logiciel en particulier. Le nombre de travailleurs de chaque groupe est plutôt restreint, ce qui a pour effet de produire des erreurs types importantes dans la plupart des cas. Les travailleurs qui commencent à utiliser un système de traitement de texte, des bases de données, des outils de communication et des applications bureautiques spécialisées retirent un avantage salarial significatif, mais d'ordre inférieur (7,3 %, 5,1 %, 6,9 % et 3,4 % respectivement). Ainsi, alors que certaines estimations du modèle à différence d'ordre 1 font preuve de perturbations, certains écarts quant à l'avantage salarial semblent demeurer fonction de l'application logicielle primaire que l'on commence

**Tableau 3 L'effet d'adopter une application spécifique sur le salaire**

	Modèle à différence d'ordre 1
Technologies assistées par ordinateur	-,0072
Autres technologies	-,0034
<b>Principale application utilisée</b> (subordonnée au fait de commencer à utiliser un ordinateur)	
Traitement de texte	,0729***
Chiffriers	,0189
Bases de données	,0511**
Éditique	,1996*
Applications de gestion	,0246
Communications	,0694**
Programmation	,0890
Bureautique spécialisée	,0343*
Analyse de données	,1091
Graphiques	-,0152
Conception assistée par ordinateur	,0289
Ingénierie assistée par ordinateur	,0171
Systèmes experts	,0866
Autre	-,0173

Source : Enquête sur le milieu de travail et les employés, 1999 et 2000

Statistiquement significatif à \* =  $p < ,10$ ; \*\* =  $p < ,05$ ; \*\*\* =  $p < ,01$ .  
Nota : L'échantillon ne comprend que les employés qui ont fait partie de l'enquête au cours des deux années et qui sont demeurés au service du même employeur.

à utiliser. Il n'apparaît pas que les travailleurs qui utilisent d'autres technologies que l'informatique en retirent un avantage salarial. Les trois différents groupes de travailleurs — selon la profession, le niveau de scolarité et le genre d'application logicielle utilisé — semblent confirmer largement que la technologie peut avoir des répercussions différentes sur les travailleurs.

### Résultats à long terme

Une raison qui explique que les modèles habituels à effets fixes et les modèles flexibles à différence d'ordre 1 sont susceptibles de produire des estimations de peu de portée quant à l'avantage lié à l'utilisation d'un ordinateur est que ces modèles mesurent l'évolution salariale durant la première année d'utilisation d'un ordinateur ou l'année où un travailleur cesse d'en utiliser un. Afin d'estimer l'avantage lié à l'utilisation continue d'un ordinateur, on a utilisé le salaire de l'année précédente de manière à saisir les effets fixes individuels. L'avantage moyen lié à l'utilisation d'un ordinateur pour les travailleurs qui se servaient d'un ordinateur

durant les deux périodes a été de 8,3 % en 2000 (tableau 4). Cet avantage important et significatif semble indiquer que les travailleurs qui possèdent des compétences en informatique gagnent un salaire plus élevé que ceux qui commencent à utiliser un ordinateur au travail. L'avantage lié à l'initiation à l'informatique (4,2 %), mesuré à l'aide de l'approche par données décalées sur le salaire, n'était que légèrement supérieur à celui déterminé à l'aide du modèle à différence d'ordre 1 (3,8 %), ce qui laisse penser que les données décalées sur le salaire constituent de bonnes approximations des effets fixes individuels — au moins pour ceux qui s'initient à l'informatique.

**Tableau 4 L'effet à long terme de l'utilisation de l'ordinateur sur le salaire, selon la technique de la valeur ajoutée**

	MCO	
	Qui continuent	Qui commencent
<b>Ensemble des travailleurs</b>	<b>,0796***</b>	<b>,0410***</b>
<b>Profession</b>		
Gestionnaires	,0664***	,0836**
Professionnels	,0243	,0523
Personnel technique ou des métiers	,0862***	,0445***
Commercialisation ou vente	,1043***	,0823
Personnel de bureau ou administratif	,0771***	,0333
Travailleurs de la production sans métier	,0563**	,0580*
<b>Niveau de scolarité</b>		
Grade supérieur	,0601	,1465**
Baccalauréat	,0829***	,1018***
Études collégiales ou formation professionnelle	,0831***	,0360***
Diplôme d'études secondaires	,1008***	,0559***
Sans diplôme d'études secondaires	,0588***	,0175

Source : Enquête sur le milieu de travail et les employés, 1999 et 2000

Statistiquement significatif à \* =  $p < ,10$ ; \*\* =  $p < ,05$ ; \*\*\* =  $p < ,01$ .

Nota : Le modèle des MCO (en se servant de l'échantillon de 2000) comprend les données décalées sur le salaire, une constante, le nombre d'années de fréquentation scolaire, l'expérience possible (et au carré), les parents ou grands-parents d'un pays non européen, la langue utilisée au travail par rapport à celle à la maison, le travail à temps partiel, l'état matrimonial, le sexe, le sexe lié à l'état matrimonial, l'appartenance à un syndicat, les indicateurs régionaux, cinq indicateurs professionnels, la durée d'occupation de l'emploi dans l'établissement, le logarithme naturel de la taille de l'établissement, le pourcentage d'utilisateurs d'un ordinateur dans l'établissement, et l'avancement récent. Les autres spécifications excluent les indicateurs professionnels.

Un nouvel examen de l'équation relative aux groupes professionnels et aux niveaux de scolarité montre que la plupart des travailleurs qui continuent à utiliser un ordinateur en retirent un avantage. Même si les travailleurs des domaines de la commercialisation et de la vente de même que les employés de bureau et le personnel administratif n'ont profité d'aucun avantage à s'initier à l'informatique, les travailleurs exerçant ces professions qui ont continué à se servir d'un ordinateur ont bénéficié d'un avantage économique significatif de 10 % et de 8 % respectivement. Parmi les groupes professionnels, les travailleurs qui ont continué à utiliser un ordinateur ont tous bénéficié d'un avantage économique important. Les diplômés de l'enseignement secondaire, l'un des niveaux de scolarité les plus bas, ont affiché l'un des avantages les plus élevés, soit 10,6 %. Le coefficient pour les travailleurs continuant à se servir d'un ordinateur, dans le groupe des titulaires d'un grade supérieur, reste imprécis. Ces résultats laissent entendre que les modèles antérieurs à effets fixes sous-estiment énormément le « véritable » avantage lié à l'utilisation d'un ordinateur et ne représentent effectivement que l'avantage moyen beaucoup moins important lié à l'initiation à l'informatique ou à la cessation de l'utilisation d'un ordinateur.

Il n'est donc pas trop étonnant que dans la majorité des cas, les avantages à long terme soient beaucoup plus importants que ceux à court terme, la plupart des travailleurs ne devenant pas automatiquement plus productifs dès qu'un ordinateur apparaît sur leur bureau. Il leur faut apprendre à utiliser un ordinateur et à l'intégrer à leur travail<sup>5</sup>. Au cours de la première année d'utilisation d'un ordinateur au travail, les coûts d'apprentissage peuvent être élevés pour les travailleurs, surtout ceux qui n'ont pas d'expérience en informatique. Il peut s'agir de frais pécuniaires pour des cours ou une formation en cours d'emploi, ou de coûts de renonciation liés à la perte de productivité pendant l'adaptation de leur travail à l'utilisation d'un ordinateur. Alors que certains coûts d'apprentissage peuvent être acquittés par l'employeur, les travailleurs peuvent s'attendre à ce qu'une partie de ces coûts leur soient implicitement imputés, étant donné que nombre de ces applications ajoutent à leurs compétences transférables générales plutôt qu'à celles qui sont propres à leur employeur.

Les données présentent deux façons d'expliquer pourquoi l'avantage est moins important pour ceux qui commencent à se servir d'un ordinateur que pour les utilisateurs de longue date. La première consiste à

comparer l'avantage lié à l'initiation à l'informatique pour les travailleurs qui ont reçu ou n'ont pas reçu une formation en informatique. On a demandé aux travailleurs s'ils ont participé à une formation en classe ou en cours d'emploi sur le matériel d'ordinateur ou les logiciels liée à leurs tâches et payée par leur employeur. On pourrait s'attendre à ce que les 15 % des travailleurs qui ont commencé à utiliser un ordinateur et qui ont reçu une formation (laquelle était implicitement exigée) aient touché un salaire inférieur pendant le temps qu'ils acquittaient leur part des coûts de formation, se soldant par un avantage plus faible en raison de cette formation. La deuxième façon consiste à comparer les avantages liés à l'initiation à l'informatique pour les travailleurs avec ou sans expérience en informatique. Les travailleurs qui possèdent une expérience en informatique sont susceptibles de connaître une productivité plus élevée au cours de leur première année d'utilisation d'un ordinateur que ceux qui n'ont pas d'expérience, et ainsi bénéficier d'un avantage salarial plus important.

Bien que les résultats soient imprécis quant aux composantes d'interaction en raison du petit nombre de nouveaux utilisateurs avec expérience ou ayant reçu une formation<sup>6</sup>, les coefficients donnent à penser que les coûts de formation peuvent avoir une incidence sur les avantages que l'on retire à court terme de l'utilisation d'un ordinateur (tableau 5). Un nouvel utilisateur qui ne reçoit pas de formation bénéficie d'un avantage d'environ 4 %, tandis que celui qui reçoit une formation en obtient un de 3 % (modèle I). Un travailleur sans expérience en informatique profite d'un avantage lié à l'initiation à l'ordinateur de 2,9 %, tandis qu'un travailleur avec expérience retire un avantage de 5 % durant l'année où il commence à utiliser un ordinateur (modèle II).

Le modèle théorique permet aux coûts d'apprentissage et à la part de ceux-ci assumée par les travailleurs de varier selon le genre de travailleurs, et ces variations peuvent donc aider à expliquer la différence quant à l'avantage lié à l'initiation à l'informatique. Par exemple, si des travailleurs peu spécialisés exigent plus de formation que les travailleurs hautement spécialisés afin de maîtriser une application informatique en particulier, alors l'avantage lié à l'utilisation de l'informatique pourra prendre plus de temps à se traduire par une augmentation de salaire. Si les estimations séparées pour les différents sous-groupes de professions et de niveaux de scolarité font preuve de perturbations, étant donné que la variance est dérivée d'un changement

**Tableau 5 Les effets de la formation et de l'expérience informatique sur l'avantage salarial lié à l'initiation à l'ordinateur**

Initiation en 2000	Modèle I		Modèle II	
	En-semble	Avec formation*	En-semble	Avec expé-rience*
<b>Ensemble des travailleurs</b>	<b>,0395***</b>	<b>-,0101</b>	<b>,0289**</b>	<b>,0210</b>
<b>Profession</b>				
Gestionnaires	,0630	,0544	,0451	,0590
Professionnels	,0626	-,0663	,0189	,0673
Personnel technique ou des métiers	,0340**	,0322	,0379	,0026
Commercialisation ou vente	,0459	-,2908**	-,0205	,0332
Personnel de bureau ou administratif	,0305	-,0877	,0048	,0149
Travailleurs de la production sans métier	,0178	,0541	,0048	,0433
<b>Niveau de scolarité</b>				
Grade supérieur	,1901***	-,0796	,1274	,1236
Baccalauréat	,1210***	-,1018	,0834	,0339
Études collégiales ou formation professionnelle	,0314**	-,0136	,0319**	-,0065
Diplôme d'études secondaires	,0245	,0329	,0094	,0534
Sans diplôme d'études secondaires	,0129	,0156	,0152	-,0023

Source : Enquête sur le milieu de travail et les employés, 1999 et 2000

Statistiquement significatif à \* =  $p < ,10$ ; \*\* =  $p < ,05$ ; \*\*\* =  $p < ,01$ .

Nota : L'échantillon ne comprend que les employés qui ont fait partie de l'enquête au cours des deux années et qui sont demeurés au service du même employeur en exerçant la même profession.

salarial sur une année, il reste qu'on constate que le partage de ces coûts est notamment élevé pour des groupes particuliers de travailleurs, même si le modèle n'est pas clairement lié au niveau de compétence. Le seul résultat significatif quant à l'interaction au chapitre de la formation s'observe dans les professions ayant trait à la commercialisation et à la vente, qui correspond à l'avantage passablement important chez les travailleurs de ce groupe qui continuent à utiliser un ordinateur (tableau 4). Les autres groupes, comme les professionnels, le personnel de bureau ou administratif, de même que les travailleurs très scolarisés, entraînent des coûts de formation élevés. Bien que ces coûts ne relèvent pas entièrement de l'intuition, le modèle à différence d'ordre 1 ne tient pas compte des traits non observa-

bles susceptibles d'avoir pour effet qu'un travailleur ait reçu une formation au cours de la seconde période et qu'un autre n'en ait reçu aucune. Ainsi, bien que l'effet négatif important sur la composante d'interaction pour les travailleurs qui détiennent un baccalauréat ou un grade supérieur soit plutôt étonnant (10,2 % et 8,0 % respectivement), il est probable que nombre de ces diplômés n'exigent pas une formation officielle et que ceux qui en ont besoin se distinguent d'une certaine façon non observable, mais importante. En outre, il est possible que leurs programmes de formation coûtent cher en raison de la complexité des applications qu'ils doivent maîtriser.

L'avantage salarial pour ceux qui ne reçoivent pas de formation officielle est plus important pour plusieurs groupes de travailleurs peu spécialisés (par exemple, les travailleurs œuvrant dans la commercialisation ou la vente, de même que le personnel de bureau ou administratif) que dans les modèles qui ne tiennent pas compte de la formation. Toutefois, si les travailleurs étaient observés quelques années après avoir commencé à utiliser un ordinateur, leurs salaires pourraient être plus élevés que ceux des travailleurs dans des domaines analogues qui n'avaient pas commencé à se servir d'un ordinateur entre 1999 et 2000. En fait, l'effet devrait être plus important que celui mesuré ici, étant donné qu'une bonne partie des coûts d'apprentissage ne sont pas reflétés dans la formation officielle mais bien dans l'expérience acquise en cours d'emploi quant à l'utilisation d'un ordinateur.

Dans la plupart des groupes, on a également constaté un avantage plus important pour les nouveaux utilisateurs avec expérience, ce qui a été démontré par l'avantage positif dans le facteur d'interaction, même si les estimations ne sont pas précises. Les travailleurs qui ont fait des études collégiales ou reçu une formation professionnelle ou qui ne détiennent pas de diplôme d'études secondaires et ceux des professions techniques et des métiers font exception, ce qui pourrait indiquer que les applications qu'ils utilisent ont tendance à être propres à l'entreprise et que les compétences générales acquises antérieurement en informatique ne sont pas d'emblée transférables.

## Conclusion

Une régression simple par groupe salarial indique que les travailleurs qui utilisaient un ordinateur gagnaient 16,9 % de plus en 2000 que ceux qui n'en utilisaient pas. Après la prise en compte de l'hétérogénéité des caractéristiques non observées chez les travailleurs à



l'aide d'un modèle à caractéristiques variables, la croissance salariale pour la première année d'utilisation d'un ordinateur était statistiquement significative à 3,8 %. Ce modèle permet une détermination distincte entre l'avantage lié à l'initiation à l'informatique et la perte salariale associée à la cessation de l'utilisation d'un ordinateur, laquelle n'est pas statistiquement différente de zéro.

L'estimation de ce panel, toutefois, masque les différences importantes entre les genres de travailleurs et les avantages liés à l'utilisation de différentes applications informatiques. Alors que les travailleurs techniques, les professionnels et les gestionnaires touchent un salaire plus élevé au cours de la première année d'utilisation d'un ordinateur, les autres groupes professionnels, dont les compétences peuvent être remplacées par des technologies informatiques, n'obtiennent aucun avantage statistiquement significatif. De même, les travailleurs qui ont un baccalauréat ou un grade supérieur gagnent de 10 % à 17 % plus lorsqu'ils commencent à utiliser un ordinateur, tandis que ceux qui ont fait des études collégiales ou reçu une formation professionnelle profitent d'un avantage d'environ 3 % et que ceux qui possèdent un diplôme d'études secondaires ou de niveau inférieur n'en retirent aucun avantage. Les avantages liés à l'utilisation de diverses applications logicielles varient de façon marquée, laissant percevoir un avantage quant aux tâches informatisables qui permettent une meilleure utilisation des aptitudes créatives ou cognitives. Les travailleurs qui utilisent d'autres machines ou une technologie commandée par ordinateur ne retirent pas d'avantage. Les ordinateurs semblent être un complément pour les travailleurs hautement spécialisés qui s'acquittent de tâches ayant trait à la résolution de problèmes et un substitut pour les travailleurs peu spécialisés qui accomplissent des tâches répétitives.

Certains travailleurs retirent un avantage limité mais significatif au cours de la première année d'utilisation d'un ordinateur. Le recours aux données décalées sur le salaire en guise de solution de rechange pour tenir compte des effets fixes individuels, qui fournit une estimation des avantages liés à l'utilisation d'un ordinateur pour ceux qui en ont utilisé un durant les deux années, montre que le travailleur moyen qui s'est servi d'un ordinateur en 1999 et en 2000 a bénéficié d'un avantage salarial de 8,3 %, soit plus du double de l'avantage retiré par le nouvel utilisateur moyen. De

plus, les travailleurs qui ont continué à utiliser un ordinateur dans la plupart des groupes spécialisés ont profité d'un avantage lié à l'utilisation d'un ordinateur de plus de 5 % en 2000.

Le fait que les travailleurs qui continuent à utiliser un ordinateur gagnent plus que les nouveaux utilisateurs peut représenter une plus grande productivité. L'effet salarial négatif lié à la formation en vue de se servir d'un nouvel ordinateur semble indiquer que soit les travailleurs paient pour cette formation en accusant un ralentissement de leur croissance salariale, soit que les travailleurs qui reçoivent une formation se distinguent de ceux qui n'en reçoivent pas. Après la prise en compte de la formation informatique, les salaires de nombreux groupes peu spécialisés dont les avantages étaient faibles ou nuls selon les modèles antérieurs ont augmenté. De plus, les nouveaux utilisateurs ayant déjà de l'expérience en informatique ont retiré un avantage salarial plus important au cours de la première année que ceux qui n'avaient pas d'expérience.

#### Perspective

#### ■ Notes

1 Voir, par exemple, Bell (1996); Entorf, Gollac et Kramarz (1999) et Entorf et Kramarz (1997).

2 Le coefficient de corrélation simple entre l'initiation à l'ordinateur et un avancement récent est de 0,0317, tandis que la corrélation entre la cessation de l'utilisation d'un ordinateur et l'avancement est de -0,0054.

3 On a également tenté de définir les caractéristiques d'un modèle à effets aléatoires et d'un modèle à effets fixes se rapportant à l'établissement. Selon les résultats du test d'Hausman, l'hypothèse nulle selon laquelle les effets individuels ne sont pas corrélés avec les autres variables explicatives du modèle pourrait être rejetée. La variable de contrôle de l'avantage lié à l'utilisation d'un ordinateur dans le contexte de l'hétérogénéité des établissements, et non des travailleurs, était de 7,7 %.

4 On pourrait s'inquiéter du fait qu'un nombre important de personnes ont cessé d'utiliser un ordinateur. Dolton et Makepeace (2004) proposent deux raisons possibles à cette évolution. L'une est que ces travailleurs passent à un échelon supérieur. Toutefois, au Canada, le coefficient de corrélation simple entre le fait de cesser d'utiliser un ordinateur et l'avancement est de -0,0054, et cette spécification de même que celles qui suivent tenaient compte de l'avancement. L'autre raison est que

les travailleurs qui cessent d'utiliser un ordinateur ne sont pas très compétents en informatique. Une régression à effets fixes s'appliquant seulement à des non-utilisateurs d'ordinateur en 1999 a permis d'établir un avantage de 3,9 %.

5 Bresnahan (1999) a mesuré l'importance de la réorganisation du milieu de travail quant à l'utilisation efficace de l'ordinateur.

6 Seulement 1,2 % de l'échantillon avait commencé à utiliser un ordinateur et reçu une forme quelconque de formation.

### ■ Documents consultés

ATTEWELL, Paul. « The deskilling controversy », *Work and Occupations*, 1987, vol. 14, n° 3, p. 323 à 346.

AUTOR, David H., Frank LEVY et Richard J. MURNANE. « Upstairs, downstairs: Computer-skill complementarity and computer-labor substitution on two floors of a large bank », *Industrial and Labor Relations Review*, avril 2002, vol. 55, n° 3, p. 432 à 447.

BARTEL, Ann P., et Frank R. LICHTENBERG. « The comparative advantage of educated workers in implementing new technology », *The Review of Economics and Statistics*, février 1987, vol. 69, n° 1, p. 1 à 11.

BELL, Brian D. « Skill-biased technical change and wages: Evidence from a longitudinal data set », Nuffield College, University of Oxford, 1996, « Economics Papers », n° W25.

BRESNAHAN, Timothy F. « Computerisation and wage dispersion: an analytical reinterpretation », *The Economic Journal*, juin 1999, vol. 109, n° 456, p. F390 à F415.

BRESNAHAN, Timothy F., Erik BRYNJOLFSSON et Lorin M. HITT. « Information technology, workplace organization, and the demand for skilled labor: Firm-level evidence », *Quarterly Journal of Economics*, février 2002, vol. 117, n° 1, p. 339 à 376.

DINARDO, John E., et Jorn-Steffen PISCHKE. « The returns to computer use revisited: Have pencils changed the wage structure too? », *Quarterly Journal of Economics*, février 1997, vol. 112, n° 1, p. 291 à 304.

DOLTON, Peter, et Gerry MAKEPEACE. « Computer use and earnings in Britain », *The Economic Journal*, mars 2004, vol. 114, n° 494, p. C117 à C129.

ENTORF, Horst, Michel GOLLAC et Francis KRAMARZ. « New technologies, wages, and worker selection », *Journal of Labor Economics*, juillet 1999, vol. 17, n° 3, p. 464 à 491.

ENTORF, Horst, et Francis KRAMARZ. « Does unmeasured ability explain the higher wages of new technology workers? », *European Economic Review*, août 1997, vol. 41, n° 8, p. 1489 à 1509.

KRUEGER, Alan B. « How computers have changed the wage structure: Evidence from microdata, 1984-1989 », *Quarterly Journal of Economics*, février 1993, vol. 108, n° 1, p. 33 à 60.

ZOGHI, Cindy, et Sabrina WULFF PABILONIA. *Which workers gain from computer use?*, Washington, U.S. Department of Labor, Bureau of Labor Statistics, 2004, document de travail du BLS n° 373.

# Stress au travail et retraite

*Martin Turcotte et Grant Schellenberg*

**D**e nombreux facteurs peuvent influencer sur la décision de prendre une retraite précoce, mais les considérations financières ont généralement un effet déterminant. Les personnes qui ont économisé suffisamment tout au long de leur vie active et qui sont protégées par un régime de pension sont susceptibles de quitter le marché du travail plus tôt que les autres. Par contre, les travailleurs autonomes et les personnes qui n'ont pas de régime de pension ou dont les économies sont insuffisantes doivent parfois reporter leur retraite à plus tard.

Un autre facteur que l'on omet souvent pourrait aussi influencer sur la décision de prendre sa retraite; il s'agit des caractéristiques intrinsèques de l'emploi occupé. En effet, même après une longue carrière, certaines personnes peuvent reporter leur retraite pour la simple raison qu'elles aiment leur travail. Par contre, de nombreux hommes et femmes qui sont stressés et insatisfaits de leur emploi peuvent penser que l'heure de la retraite ne sonnera jamais assez tôt.

La présente étude concerne les travailleurs dont l'emploi ne répond peut-être pas à leurs attentes et met l'accent sur leur niveau de stress. À partir de l'Enquête nationale sur la santé de la population (1994-2002), cette étude vise à vérifier si les travailleurs âgés (de 45 à 57 ans) qui ont un niveau de stress élevé au travail sont plus susceptibles de prendre leur retraite que ceux qui ne ressentent pas la même pression (voir *Source des données et définitions*). Plus précisément, elle tente de déterminer si, en raison de leur niveau de stress au travail, les personnes exerçant certaines professions ou ayant des caractéristiques sociodémographiques particulières sont susceptibles de prendre leur retraite plus tôt.

---

*Martin Turcotte et Grant Schellenberg sont au service de la Division de la statistique sociale et autochtone. On peut joindre Martin Turcotte au (613) 951-2290, Grant Schellenberg au (613) 951-9580 ou bien l'un ou l'autre à [perspective@statcan.ca](mailto:perspective@statcan.ca).*

## Qu'est-ce que le stress au travail?

Le stress au travail, un concept qui a vu le jour il y a plus de 20 ans (Karasek, 1979), peut être défini comme une mesure de l'équilibre entre les exigences psychologiques d'un emploi et le niveau de contrôle ou de pouvoir de décision qu'il comporte (Wilkins et Beaudet, 1998, p. 49). Parmi les exigences psychologiques d'un emploi figurent une charge de travail importante, des contraintes de temps et des exigences conflictuelles. Le contrôle ou le pouvoir de décision a trait à la liberté de décider comment exécuter des tâches et la possibilité d'avoir un mot à dire au sujet de son emploi. De façon plus large, il a trait à la possibilité d'apprendre des choses nouvelles ou d'exécuter des tâches diversifiées.

En général, les emplois qui sont exigeants psychologiquement comportent un niveau de stress élevé. Ce stress peut toutefois être atténué s'il est possible d'exercer un certain contrôle ou un pouvoir de décision. En fait, des exigences élevées peuvent même entraîner un bien-être accru si les travailleurs peuvent décider de la manière de faire leur travail (Sargent et Terry, 1998). Dans ces emplois que l'on qualifie de « dynamiques », les exigences sont perçues comme des défis qui peuvent être relevés efficacement étant donné qu'il est possible de prendre des décisions autonomes (Dwyer et Ganster, 1991).

Par contre, les personnes confrontées à des exigences élevées mais ayant peu de latitude risquent davantage de subir du stress au travail. Elles risquent aussi davantage de développer des problèmes de santé liés au travail. Les emplois qui se caractérisent par des exigences psychologiques modérées sont généralement peu stressants, et le sont encore moins si le niveau de contrôle est élevé. (Toutefois, si les exigences sont trop faibles, cela peut avoir des conséquences négatives, telles que l'ennui, par exemple.) En résumé, le niveau d'autonomie est aussi important que le niveau d'exigences lorsqu'il s'agit de déterminer comment un emploi se répercute sur la santé ou le bien-être d'un individu.

## Source des données et définitions

Dans le cadre de l'**Enquête nationale sur la santé de la population** (ENSP), on recueille des données sur la santé auprès des ménages privés et des personnes vivant en établissement dans les dix provinces, sauf dans les réserves indiennes et les bases des Forces armées ainsi que dans certaines régions éloignées.

Pour chacun des trois premiers cycles (1994-1995, 1996-1997 et 1998-1999), deux fichiers transversaux ont été produits : un fichier général et un fichier santé. Le fichier général comprend des données sociodémographiques et quelques données sur la santé pour chaque membre du ménage. Le fichier santé comprend des données supplémentaires approfondies concernant un membre du ménage tiré au hasard. À partir de 2000-2001, l'ENSP est devenue strictement longitudinale et les questionnaires ont été fusionnés.

Outre les données transversales, un fichier longitudinal a été produit. En 1994-1995, un membre de chacun des ménages participants a été tiré au hasard, et le panel obtenu, composé de 17 276 répondants, a été suivi au fil du temps. Les taux de réponse ont été de 92,8 % en 1996-1997, de 88,2 % en 1998-1999, de 84,8 % en 2000-2001 et de 80,6 % en 2002-2003.

### Techniques d'analyse et définition de la retraite

L'ensemble des cinq cycles de l'ENSP ont été utilisés dans la présente étude. Dans le cas des personnes âgées de 45 à 57 ans qui travaillaient à temps plein en 1994-1995 (n = 1 213), le lien entre stress au travail et probabilité de retraite (l'événement d'intérêt) a été examiné. On n'a sélectionné que les personnes présentes durant les cinq cycles et qui sont soit restées dans la main-d'œuvre, soit parties à la retraite au cours des cycles suivants. Celles qui sont sorties de la main-d'œuvre pour d'autres raisons, y compris pour des raisons de santé, ont été exclues (voir Allison, 1995, p. 227, pour des détails relatifs à cette méthode). L'approche des risques concurrents adoptée dans cette étude permet de mettre l'accent uniquement sur les événements d'intérêt.

Le modèle à risques proportionnels permet d'établir la séquence des événements et leur lien avec diverses caractéristiques. Grâce à cette méthode, l'historique de survie de chaque individu est ventilé en un ensemble d'unités de temps discrètes qui sont traitées comme des observations distinctes. Après avoir regroupé ces observations, l'étape suivante consiste à estimer un modèle de régression binaire permettant de prédire si un événement s'est produit ou non pour chaque unité de temps (Allison, 1995, p. 211-12).

Le temps écoulé depuis le premier cycle (du point de vue du nombre de cycles) a été inclus comme variable continue dans le modèle pour tenir compte du fait que plus le temps écoulé depuis l'entrée sur le marché du travail est long (1994-1995), plus grande est la probabilité de prendre sa retraite. Pour chaque année-personne, la variable a pris une valeur allant de 1 à 4.

Les valeurs de nombreux facteurs inclus dans le modèle, mais pas tous, ont changé au cours de la période d'observation étant donné qu'il est plus réaliste, par exemple, de supposer que le risque de départ à la retraite en 2002-2003 était lié à l'état de santé ou au revenu en 2000-2001, plutôt qu'en 1994-1995. Plus précisément, trois grandes catégories ont été créées : celle dont les facteurs ont été fixés aux valeurs de 1994-1995, celle comportant deux valeurs (1994-1995 et 2000-2001) et celle comportant quatre valeurs. Les facteurs fixés à leurs valeurs de 1994-1995 sont le sexe, le lieu de naissance et le niveau de scolarité. Les variables à quatre valeurs sont l'état de santé

auto-évalué, la présence dans le ménage d'enfants de moins de 13 ans (oui/non), l'état matrimonial (marié/non marié), la suffisance du revenu (voir plus bas), la catégorie d'emploi (travailleur autonome/employé), l'industrie, la profession et la province de résidence. Les questions sur le stress au travail ont été posées uniquement en 1994-1995 et en 2000-2001. Dans le modèle incluant des termes d'interaction, la profession a été utilisée pour les mêmes périodes.

### Construction de la variable « stress au travail »

Sept questions ont servi à mesurer les niveaux d'exigence et d'autonomie.

Dites-moi si vous êtes tout à fait d'accord (1), d'accord (2), ni en accord ni en désaccord (3), en désaccord (4) ou entièrement en désaccord (5).

#### Exigences psychologiques

1. Votre travail est frénétique (cotes inversées).
2. Vous n'avez pas à répondre à des demandes conflictuelles.

#### Contrôle

3. Votre travail exige l'acquisition de nouvelles connaissances (cotes inversées).
4. Votre travail exige un niveau élevé de compétences (cotes inversées).
5. Vous êtes libre de décider de votre façon de travailler (cotes inversées).
6. Votre travail consiste à refaire toujours les mêmes choses.
7. Vous avez votre mot à dire sur l'évolution de votre travail (cotes inversées).

Pour estimer le stress au travail, les questions relatives aux exigences ont fait l'objet d'une moyenne. Les cinq questions mesurant l'autonomie et la latitude pour la prise de décision ont aussi fait l'objet d'une moyenne. Les exigences moyennes ont ensuite été divisées par l'autonomie moyenne. Les personnes dont l'emploi n'était pas exigeant psychologiquement et qui avaient un niveau d'autonomie élevé ont eu les plus faibles cotes pour ce qui est du stress au travail (0,2). Par contre, celles dont l'emploi était très exigeant psychologiquement et qui avaient peu d'autonomie ou de latitude pour la prise de décision ont eu les cotes les plus élevées. En résumé, plus la cote était élevée, plus le niveau de stress au travail était élevé.

La variable « **suffisance du revenu** » utilisée dans cette étude sert à classer le revenu total des ménages en trois catégories, en fonction du revenu total du ménage et du nombre de personnes qui y vivent.

#### Le revenu le plus faible et revenu intermédiaire faible

Moins de 30 000 \$ (1 ou 2 personnes)  
Moins de 40 000 \$ (3 ou 4 personnes)  
Moins de 60 000 \$ (5 personnes ou plus)

#### Revenu intermédiaire supérieur

De 30 000 \$ à 59 999 \$ (1 ou 2 personnes)  
De 40 000 \$ à 79 999 \$ (3 ou 4 personnes)  
De 60 000 \$ à 79 999 \$ (5 personnes ou plus)

#### Revenu supérieur

60 000 \$ ou plus (1 ou 2 personnes)  
80 000 \$ ou plus (3 personnes ou plus)



Selon la définition qu'en donne le Centre canadien d'hygiène et de sécurité au travail, le stress en milieu de travail consiste en des réactions physiques et émotionnelles nuisibles qui peuvent se produire lorsqu'il y a un conflit entre les exigences du travail et le degré de latitude dont dispose l'employé pour y répondre. Plusieurs études ont traité de ce lien négatif (Wilkins et Beaudet, 1998; Kalimo et coll., 2003; Dwyer et Ganster, 1991; Karasek et coll., 1988).

### Le stress et la décision de prendre sa retraite

Le présent article utilise des données longitudinales portant sur une période de huit ans, qui commence en 1994-1995, pour examiner si les comportements en matière de retraite sont liés au stress au travail. Par exemple, parmi les personnes âgées de 45 à 57 ans qui travaillaient à temps plein en 1994-1995, 17 % avaient pris leur retraite en 2002-2003 (voir la définition de la retraite dans *Source des données et définitions*). Comme il fallait s'y attendre, plus les travailleurs étaient âgés au début de la période, plus ils étaient susceptibles d'avoir pris leur retraite huit ans plus tard. Par exemple, 38 % de ceux âgés de 55 à 57 ans en 1994-1995 avaient pris leur retraite, contre 6 % de ceux âgés de 45 à 47 ans. Toutefois, l'âge n'est que l'un des déterminants du départ à la retraite, et l'analyse multivariée permet d'examiner l'importance relative de divers facteurs, y compris le stress au travail.

Dans l'ensemble, les personnes qui subissaient un niveau élevé de stress au travail n'étaient pas nettement plus susceptibles de prendre leur retraite que celles dont le niveau de stress était faible (tableau, 1<sup>re</sup> colonne). Si la propension à prendre sa retraite semblait plus grande chez les personnes subissant des niveaux élevés de stress au travail, elle n'était pas statistiquement significative ( $p = 0,07$ ).

Est-ce que cela signifie que la qualité de l'emploi n'est pas liée à la décision de prendre sa retraite? Des recherches antérieures ont démontré que le lien entre les caractéristiques de l'emploi (autonomie, utilisation des compétences, exigences) et l'état de santé n'est pas le même dans toutes les professions (Poussette et Johansson Hanse, 2002). Par exemple, le manque d'autonomie peut avoir des conséquences négatives pour certains types d'emploi, mais pas pour d'autres. On a donc exécuté un modèle supplémentaire (tableau, 2<sup>e</sup> colonne), qui est venu appuyer cette hypothèse.

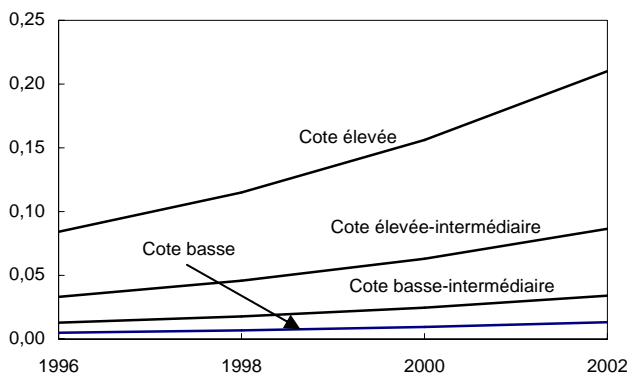
Les gestionnaires, les professionnels et les techniciens qui disaient subir un stress élevé au travail étaient beaucoup plus susceptibles de prendre leur retraite que ceux

**Tableau Ratios ajustés de la probabilité de transition vers la retraite**

	Ratio global	Y compris les termes d'interaction
<b>Sexe</b>		
Hommes	0,58**	0,58**
Femmes	1,00	1,00
<b>Lieu de naissance</b>		
À l'extérieur du Canada	0,56*	0,57 *
Canada	1,00	1,00
<b>État de santé auto-évalué</b>		
Excellent	1,00	1,00
Très bon	1,20	1,22
Bon	1,31	1,28
Passable	2,04	1,82
<b>Le niveau de scolarité le plus élevé</b>		
Inférieur au niveau secondaire	1,05	1,06
Secondaire	1,17	1,19
Diplôme collégial, technique	1,97*	2,07 *
Diplôme universitaire	1,00	1,00
<b>Présence d'enfants</b>		
Au moins un	1,28	1,27
Aucun	1,00	1,00
<b>État matrimonial</b>		
Marrié	0,91	0,90
Non marié	1,00	1,00
<b>Suffisance du revenu du ménage</b>		
Le revenu le plus faible et faible-intermédiaire	0,63	0,62
Revenu intermédiaire supérieur	0,78	0,79
Revenu supérieur	1,00	1,00
<b>Statut d'emploi</b>		
Travailleur indépendant	0,49*	0,50 *
Employé	1,00	1,00
<b>Industrie</b>		
Services aux consommateurs	1,23	1,32
Services de production	1,01	1,12
Secteur public	1,50	1,44
Production des biens	1,00	1,00
<b>Province de résidence</b>		
Terre-Neuve-et-Labrador	2,43**	2,79 *
Île-du-Prince-Édouard	0,85	0,91
Nouvelle-Écosse	2,10*	2,23 *
Nouveau-Brunswick	1,49	1,56
Québec	1,75*	1,97 *
Ontario	1,00	1,00
Manitoba	0,96	1,07
Saskatchewan	1,03	0,99
Alberta	1,03	1,03
Colombie-Britannique	1,54	1,64
<b>Profession</b>		
Gestionnaires, professionnels, techniciens	0,68	0,11**
Personnel de bureau, ventes	0,70	0,78
Cols bleus	1,00	1,00
<b>Stress au travail</b>		
Ensemble des professions	1,64	1,06
Gestionnaires, professionnels, techniciens	-	6,79 *
Personnel de bureau, ventes, cols bleus	-	0,84
<b>Âge et variable de contrôle du cycle</b>		
Cycle	1,37**	1,39**
Âge	1,27**	1,27**

Source : L'Enquête nationale sur la santé de la population, 1994 à 2002  
 \* Assez différent du groupe de référence  $p < 0,05$ , \*\*  $p < 0,01$ .  
 Catégorie de référence

**Graphique Probabilités de retraite prévues pour les gestionnaires, les professionnels et les techniciens selon le niveau de stress au travail**



Une cote basse en matière de stress au travail correspond à un chiffre de 0,2; une cote basse-intermédiaire, à 0,7; une cote élevée-intermédiaire, à 1,2 et une cote élevée, à 1,7.

dont le niveau de stress au travail était faible (Graphique). Dans le cas des travailleurs de deux autres groupes professionnels (ventes, services et emplois de bureau, et emplois de col bleu), la retraite n'était pas liée au stress au travail.

Pourquoi les gestionnaires, les professionnels et les techniciens sont-ils plus touchés par le stress au travail? Ils ont peut-être des attentes différentes par rapport à leur travail et à leur rôle dans leur milieu professionnel. Nombre de travailleurs qui ont des niveaux de scolarité élevés s'attendent à ce que leur emploi leur donne assez de latitude et leur fournisse l'occasion d'utiliser leurs compétences et leurs aptitudes professionnelles. De plus, parce que les gestionnaires, les professionnels et les techniciens ont généralement un revenu plus élevé et sont plus susceptibles de bénéficier d'un régime de pension, il se peut que ceux d'entre eux qui occupent des emplois caractérisés par des niveaux de stress élevé hésitent moins à prendre leur retraite.

Les gestionnaires et les professionnels ont aussi plus tendance à reprendre le travail après avoir pris leur retraite (Schellenberg, Turcotte et Ram, à paraître). Comme ils ont plus de perspectives d'emploi futur, ils seraient plus enclins à quitter un emploi qu'ils trouvent insatisfaisant.

Dans tous les cas, les gestionnaires, techniciens et professionnels avaient beaucoup plus tendance à prendre leur retraite s'ils jugeaient leur niveau d'autonomie faible, s'ils estimaient ne pas avoir de perspectives de perfectionnement professionnel et s'ils se trouvaient pris dans un emploi frénétique aux exigences conflictuelles.

La retraite est aussi liée à certaines variables socioéconomiques bien connues. Par exemple, les travailleurs autonomes étaient environ deux fois moins susceptibles que les employés de prendre leur retraite. Ces travailleurs ne bénéficient pas de régimes de pension, ce qui rend difficile pour eux de prendre leur retraite, à moins d'avoir accumulé des économies et un patrimoine considérables (Hayward, Friedman et Chen, 1998). Par ailleurs, les travailleurs autonomes ont généralement une plus grande maîtrise de leur horaire de travail, ce qui peut leur permettre de passer progressivement à la retraite, en réduisant peu à peu leurs heures de travail. Si une telle possibilité était offerte aux employés, nombre de ceux qui envisagent de prendre leur retraite pourraient aussi choisir de continuer à travailler (Morissette, Schellenberg et Silver, 2004).

Comme l'ont montré d'autres recherches sur la retraite (Schellenberg, 2004), les immigrants sont beaucoup moins susceptibles de prendre leur retraite que les natifs du Canada. Parmi les immigrants travaillant à temps plein en 1994-1995, 13 % avaient pris leur retraite en 2002-2003, contre 19 % des personnes nées au Canada. Même lorsque l'on tient compte d'autres facteurs, le lien entre le fait d'être immigrant ou non et la probabilité de prendre sa retraite reste significatif (tableau). Les immigrants arrivent généralement au Canada à un stade plus avancé de leur carrière, ce qui rend plus difficile pour eux d'accumuler suffisamment d'années de travail pour envisager une retraite précoce.

D'après des études antérieures, la relation entre le niveau de scolarité et la retraite est ambiguë. Si un haut niveau de scolarité favorise généralement de meilleurs résultats économiques et accroît par conséquent la possibilité de quitter le marché du travail plus tôt, il peut aussi offrir plus de possibilités d'avancement et d'avantages non économiques, et inciter ainsi les travailleurs à rester plus longtemps sur le marché du travail (Kosloski, Ekerdt et DeViney, 2001). Dans l'ensemble, les résultats de la présente étude correspondent assez aux conclusions des études antérieures et montrent que les travailleurs ayant terminé des études collégiales étaient plus susceptibles de prendre leur

retraite que ceux ayant un diplôme universitaire. Toutefois, ces derniers ne différaient pas de ceux dont le plus haut niveau de scolarité était primaire ou secondaire.

Conformément aux résultats de certaines études antérieures (Hayward et Hardy, 1985), le fait de percevoir son propre état de santé comme passable ou mauvais comporte un lien avec la retraite. Ce lien n'est toutefois pas statistiquement significatif ( $p = 0,0501$ ). Cela s'explique en partie par le fait que les personnes qui n'ont pas travaillé pour cause de maladie ou d'incapacité, et qui sont parfois considérées comme retraitées dans d'autres études, ont été censurées dans le modèle (voir *Source des données et définitions*). Une analyse supplémentaire, dans laquelle la maladie ou l'incapacité constitue l'événement d'intérêt (par rapport au fait de rester sur le marché du travail), appuie l'hypothèse selon laquelle la santé est étroitement liée au fait de quitter de façon précoce le marché du travail pour les personnes qui approchent de la retraite. Les personnes qui jugeaient leur état de santé passable ou mauvais étaient 13 fois plus susceptibles de quitter leur travail pour cause de maladie ou d'incapacité que celles en excellente santé (ces données ne sont pas illustrées ici)<sup>1</sup>.

Les hommes étaient moins susceptibles de prendre leur retraite de façon précoce que les femmes (15 % contre 22 %). Ce lien demeure significatif lorsque tous les autres facteurs sont pris en compte dans l'analyse multivariée. Certains auteurs soutiennent que l'effet du stress au travail sur la santé peut être différent chez les hommes et les femmes (Piltch et coll., 1994), mais les modèles supplémentaires ont montré que la corrélation entre stress au travail et probabilité de retraite est très similaire pour les deux sexes (données non illustrées).

Les travailleurs du Québec, de Terre-Neuve-et-Labrador et de la Nouvelle-Écosse avaient plus tendance à prendre une retraite précoce que ceux de l'Ontario. Ces trois provinces affichaient les taux de syndicalisation les plus élevés au Canada en 2003 (Akyeampong, 2004). Le fait d'appartenir à un syndicat et, par conséquent, de bénéficier d'un régime de pension accroît sensiblement la possibilité d'une retraite précoce.

## Conclusion

Peu de latitude et des exigences de travail trop grandes accroissent de manière significative la probabilité d'une retraite anticipée chez les gestionnaires, les profession-

nels et les techniciens. Selon des études antérieures, l'âge prévu à la retraite est plus bas chez les personnes insatisfaites de leur emploi (Kim et Hong, 2001; Adams, 1999). La présente étude confirme ces conclusions à la lumière d'un examen des comportements réels — par opposition aux attentes — des travailleurs en matière de retraite.

Étant donné le départ imminent à la retraite de la génération du baby-boom, les employeurs et les décideurs accordent plus d'attention aux stratégies qui pourraient inciter les travailleurs plus âgés à rester sur le marché du travail. Des mesures telles que l'augmentation des salaires ou la réduction des heures de travail ont été proposées, mais la possibilité d'une plus grande autonomie au travail a rarement été envisagée. Les employeurs pourraient retenir certains travailleurs plus âgés s'ils leur accordaient plus de liberté dans l'exercice de leurs fonctions. S'il n'est pas possible d'accorder aux employés plus d'autonomie, des exigences moins élevées pourraient les inciter à rester au poste.

## Perspective

### ■ Note

1 Dans l'échantillon des personnes âgées de 45 à 57 ans et travaillant à temps plein en 1994-1995, 7 % avaient quitté le marché du travail pour cause de maladie ou d'incapacité en 2002-2003. Ces personnes sont parfois traitées comme des retraités dans d'autres études. Dans la présente étude on utilise une définition stricte de la retraite, qui se limite aux répondants ayant déclaré ne pas travailler parce qu'ils étaient à la retraite. Une analyse supplémentaire combinant les personnes ayant quitté le marché du travail pour cause de maladie ou pour prendre leur retraite comme événement d'intérêt a été menée. Les conclusions concernant le rapport entre le stress au travail et la retraite ou la maladie sont demeurées les mêmes. Dans le cas des gestionnaires, des professionnels et des techniciens, plus le niveau de stress au travail était élevé, plus grande était la probabilité de quitter le marché du travail pour prendre sa retraite ou pour des raisons de maladie ou d'incapacité. Un état de santé passable ou mauvais comportait aussi un lien significatif avec le fait de quitter le marché du travail pour cause de maladie ou d'incapacité.

### ■ Documents consultés

ADAMS, Gary A. « Career-related variables and planned retirement age: An extension of Beehr's model », *Journal of Vocational Behavior*, octobre 1999, vol. 55, n° 2, p. 221 à 235.

AKYEAMPONG, Ernest B. « Le mouvement syndical en transition », *L'emploi et le revenu en perspective*, n° 75-001-XIF au catalogue de Statistique Canada, numéro en ligne d'août 2004.

ALLISON, Paul D. *Survival analysis using the SAS system: A practical guide*, SAS Institute, Cary (Caroline du Nord), 1995.

DWYER, Deborah J., et Daniel C. GANSTER. « The effects of job demands and control on employee attendance and satisfaction », *Journal of Organizational Behavior*, décembre 1991, vol. 12, n° 7, p. 595 à 608.

HAYWARD, Mark D., et Melissa A. HARDY. « Early retirement processes among older men: Occupational differences », *Research on aging*, décembre 1985, vol. 7, n° 4, p. 491 à 515.

HAYWARD, Mark D., Samantha FRIEDMAN et Hsinmu CHEN. « Career trajectories and older men's retirement », *Journals of Gerontology, Series B: Psychological Sciences and Social Sciences*, 1998, vol. 53, n° 2, p. S91 à S103.

KALIMO, Raija, Krista PAHKIN, Pertti MUTANEN et Salla TOPPINEN-TANNER. « Staying well or burning out at work: Work characteristics and personal resources as long-term predictors », *Work and Stress*, 2003, vol. 17, n° 2, p. 109 à 122.

KARASEK, Robert A. Jr. « Job demands, job decision latitude, and mental strain: Implications for job redesign », *Administrative Science Quarterly*, juin 1979, vol. 24, n° 2, p. 285 à 308.

KARASEK, Robert A. Jr., Tores THEORELL, Joseph E. SCHWARTS, Peter L. SCHNALL, Carl F. PIEPER et John L. MICHELA. « Job characteristics in relation to the prevalence of myocardial infarction in the U.S. Health Examination Survey and Health and Nutrition Examination Survey », *American Journal of Public Health*, août 1988, vol. 78, n° 8, p. 910 à 918.

KIM, Haejeong, et Gong-Soog HONG. « What influences the expected retirement age of workers? », *Consumer Interests Annual*, 2001, vol. 47, p. 1 à 9.

KOSLOSKI, Karl, David EKERDT et Stanley DEVINEY. « The role of job-related rewards in retirement planning », *Journals of Gerontology, Series B: Psychological Sciences and Social Sciences*, 2001, vol. 56, p. P160 à P169.

MORISSETTE, René, Grant SCHELLENBERG et Cynthia SILVER. « Inciter les travailleurs âgés à rester au poste », *L'emploi et le revenu en perspective*, n° 75-001-XIF au catalogue de Statistique Canada, numéro en ligne d'octobre 2004.

PILTCH, Cynthia A., Diana CHAPMAN WALSH, Thomas W. MANGIONE et Susan E. JENNINGS. « Gender, work and mental distress in an industrial labor force: An expansion of Karasek's job strain model », dans *Job Stress in a changing workforce: Investigating gender, diversity, and family issues*, revu par Gwendolyn Puryear Keita et Joseph J. Hurrell, p. 39 à 54, American Psychological Association, Washington, 1994.

POUSETTE, Anders, et Jan JOHANSSON HANSE. « Job characteristics as predictors of ill-health and sickness absenteeism in different occupational types—a multigroup structural equation modelling approach », *Work and Stress*, juillet 2002, vol. 16, n° 3, p. 229 à 250.

SARGENT, Leisa D. et Deborah J. TERRY. « The effects of work control and job demands on employee adjustment and work performance », *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, septembre 1998, vol. 71, n° 3, p. 219 à 236.

SCHELLENBERG, Grant. *Projets et attentes des Canadiens non retraités de 45 à 59 ans en matière de retraite*, document de recherche n° 223, Direction des études analytiques, Statistique Canada (n° 11F0019MIF2004223 au catalogue), Ottawa, 2004.

SCHELLENBERG, Grant, Martin TURCOTTE et Bali RAM. « L'emploi après la retraite », à paraître dans *L'emploi et le revenu en perspective*, n° 75-001-XIF au catalogue de Statistique Canada.

WILKINS, Kathryn, et Marie P. BEAUDET. « Le stress au travail et la santé », *Rapports sur la santé*, n° 82-003-XPB au catalogue de Statistique Canada, hiver 1998, vol. 10, n° 3, p. 49 à 66.





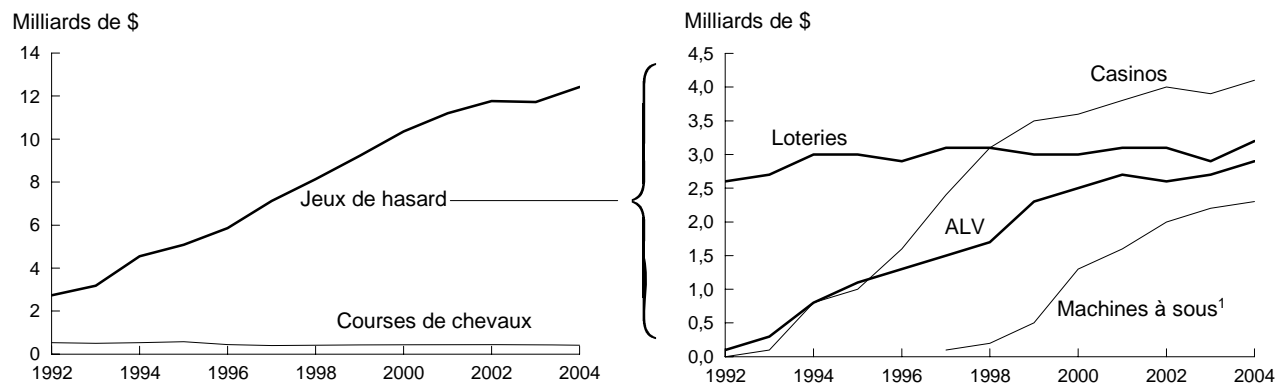
# PERSPECTIVE

## Supplément : Jeux de hasard

- Les recettes nettes tirées des loteries, des appareils de loterie vidéo (ALV) et des casinos gérés par l'État ont augmenté, passant de 2,7 milliards de dollars en 1992 à 12,4 milliards en 2004<sup>1</sup>. De ces 12,4 milliards de dollars, 5,0 milliards étaient des profits.
- Les recettes nettes provenant des paris mutuels (courses de chevaux) ont chuté, passant de 532 millions de dollars à 415 millions au cours de la même période (1992 à 2004).
- En 2004, les loteries représentaient 25 % de toutes les recettes nettes tirées des jeux de hasard non caritatifs, les casinos, 33 %, les ALV, 23 %, tandis que les machines à sous ne faisant pas partie de casinos constituaient 19 % de celles-ci.
- Les dépenses moyennes de jeu par personne de 18 ans et plus en 2003 allaient de 101 \$ dans les trois territoires à 647 \$ en Saskatchewan, avec une moyenne nationale de 477 \$<sup>2</sup>.
- Les travailleurs du secteur des jeux de hasard étaient plus susceptibles, comparativement à ceux des autres secteurs, d'être des femmes (51 % contre 47 %), d'avoir moins de 35 ans (47 % contre 37 %), d'être rémunérés à l'heure (76 % contre 64 %), et de toucher un revenu inférieur (18 \$ l'heure comparativement à 19 \$).
- Le nombre d'emplois dans le secteur des jeux de hasard est passé de 11 000 en 1992 à 54 000 en 2004.
- Bien qu'une femme ou qu'un homme sur six vivant seul ait déclaré dépenser de l'argent dans des casinos, des machines à sous ou des ALV, les hommes ont dépensé plus de deux fois la somme dépensée par les femmes — 684 \$ comparativement à 312 \$<sup>3</sup>.
- Le taux de participation aux jeux de hasard et les dépenses qui y sont liées ont progressé en fonction du revenu des ménages. Par exemple, 58 % des ménages ayant un revenu de moins de 20 000 \$ ont joué en 2003 et y ont consacré en moyenne 312 \$, tandis que les chiffres correspondants dans le cas des ménages touchant un revenu de 80 000 \$ ou plus étaient de 79 % et de 725 \$.



**Les recettes nettes tirées des jeux de hasard gérés par l'État ont constamment augmenté.**



Source : Comptes nationaux

1 Il s'agit de celles qui se trouvent à l'extérieur des casinos gérés par l'État.

**Recettes et bénéfices liés aux jeux de hasard**

	Recettes tirées des jeux de hasard <sup>1</sup>		Bénéfices tirés des jeux de hasard <sup>2</sup>		Proportion des recettes totales <sup>3</sup>		Dépenses par personne (18 ans et plus) <sup>4</sup>	
	1992	2003	1992	2003	1992	2003	1992	2003
	millions de \$ (courants)				%		\$	
<b>Canada</b>	<b>2 734</b>	<b>11 724</b>	<b>1 680</b>	<b>6 510</b>	<b>1,9</b>	<b>5,6</b>	<b>128</b>	<b>477</b>
Terre-Neuve-et-Labrador	80	202	42	107	2,3	5,2	189	490
Île-du-Prince-Édouard	20	34	7	20	2,7	3,4	209	322
Nouvelle-Écosse	125	362	72	165	2,8	5,8	180	490
Nouveau-Brunswick	117	205	49	124	2,7	3,7	209	345
Québec	693	2 708	472	1 432	1,8	4,9	128	456
Ontario	853	4 583	529	2 080	1,9	6,4	106	484
Manitoba	153	475	105	304	2,5	5,0	186	542
Saskatchewan	62	483	39	311	1,1	6,5	86	647
Alberta	225	1 545	125	1 274	1,6	6,9	118	645
Colombie-Britannique	403	1 145	239	689	2,2	4,3	153	349
Yukon, Territoires du Nord-Ouest et Nunavut	5	7	1	4	0,3	0,4	82	101

Sources : Comptes nationaux, Division des institutions publiques (statistiques de gestion financière) et estimations postcensitaires de la population

1 Total de l'argent parié dans les loteries gérées par l'État, les casinos et les ALV, moins les prix et les lots.

2 Recettes nettes des gouvernements provinciaux provenant des recettes de jeu totales, moins les frais d'exploitation et les autres frais (voir Sources des données et définitions).

3 Le calcul de la proportion des recettes totales pour 2003 se base sur les recettes tirées des jeux de hasard de 2003 et sur les recettes provinciales totales de 2002. Les chiffres des recettes provinciales pour 2003 seront disponibles à l'automne 2005.

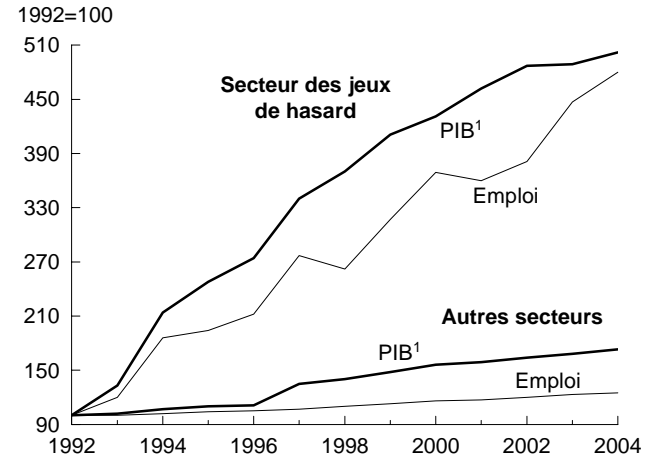
4 Personnes de 18 ans et plus, puisqu'il s'agit de l'âge légal pour participer aux jeux de hasard dans la plupart des provinces.

## Caractéristiques des travailleurs

	Jeux de hasard		Autres	
	1992	2004	1992	2004
	en milliers			
<b>Total des travailleurs</b>	<b>11</b>	<b>54</b>	<b>12 708</b>	<b>15 896</b>
	%			
<b>Sexe</b>				
Hommes	35	49	55	53
Femmes	65	51	45	47
<b>Âge</b>				
15 à 34	58	47	45	37
35 ans et plus	42	53	55	63
<b>Scolarité</b>				
Diplôme d'études secondaires ou moins	67	46	57	45
Certificat ou diplôme d'études post-secondaires	21	37	27	34
Diplôme universitaire	F	17	16	21
<b>Régime de travail</b>				
Temps plein	59	86	81	81
Temps partiel	41	14	19	19
<b>Provinces</b>				
Provinces de l'Atlantique	8	4	7	7
Québec	F	18	24	23
Ontario	28	46	39	40
Provinces des Prairies	30	19	17	18
Colombie-Britannique	25	14	13	13
<b>Catégorie de travailleurs</b>				
Employés	99	97	85	85
Travailleurs autonomes	F	3	15	15

Source : Enquête sur la population active

## Le secteur des jeux de hasard a dépassé les autres secteurs.



Sources : Enquête sur la population active et Comptes nationaux

<sup>1</sup> Le prix (prix de base) des biens et des services produits. Le PIB propre au secteur des jeux de hasard se rapporte strictement aux activités comportant des paris, par exemple, les ventes de billets de loterie ou celles générées par les ALV ainsi que les paris aux casinos. Les autres retombées économiques reliées au secteur, comme celles touchant l'hôtellerie, la restauration, les services de sécurité, l'entretien des édifices et de l'équipement, ne sont pas incluses.

## Caractéristiques des emplois

	Jeux de hasard		Autres	
	1997	2004	1997	2004
	en milliers			
<b>Employés<sup>1</sup></b>	<b>30</b>	<b>52</b>	<b>11 293</b>	<b>13 446</b>
	%			
Syndiqués <sup>2</sup>	27	31	33	32
Non syndiqués	73	69	67	68
Emploi permanent	90	93	89	87
Emploi temporaire	10	7	11	13
Recevant habituellement des pourboires	27	26	7	7
Pas de pourboires	73	74	93	93
Rémunérés à l'heure	80	76	61	64
Non rémunérés à l'heure	20	24	39	36
<b>Gains horaires moyens<sup>3</sup></b>	\$			
Hommes, temps plein	13,34	20,22	17,80	21,10
Femmes, temps plein	12,93	16,34	14,71	17,95

Source : Enquête sur la population active

<sup>1</sup> Des questions plus détaillées sur les employés ont été incorporées à la suite du remaniement de l'Enquête sur la population active en 1997.

<sup>2</sup> Comprend les personnes non syndiquées mais dont l'emploi est assujéti à une convention collective.

<sup>3</sup> Comprend les pourboires et les commissions.

## Dépenses des ménages consacrées aux jeux de hasard

	Au moins un jeu de hasard		Loterias d'État		Autres loteries, tombolas, etc.		Casinos, machines à sous et ALV		Bingos	
	\$	%	\$	%	\$	%	\$	%	\$	%
<b>Ensemble des ménages</b>										
1998	462	77	251	68	81	34	432	20	700	10
1999	499	76	246	67	76	32	631	20	655	10
2000	492	74	245	64	84	31	546	21	743	9
2001	513	72	257	62	98	30	554	20	815	9
2002	570	73	263	63	129	30	679	21	905	8
2003	506	74	243	66	96	29	670	19	799	8
<b>Ménages ne comptant qu'une personne<sup>1</sup></b>										
367	64	195	55	90	18	491	16	521	7	
Hommes	444	67	243	60	117	18	684	16	714	3
18 à 44	391	64	198	55	78	18	516	22	777	2
45 à 64	449	74	243	70	107	18	1 169	12	172	4
65 ans et plus	558	60	346	54	230	16	518	9	1 527	4
Femmes	291	61	143	50	66	18	312	15	467	10
18 à 44	178	61	92	53	59	19	245	14	318	5
45 à 64	264	70	161	61	80	22	276	17	296	8
65 ans et plus	353	56	149	42	57	16	356	15	550	13
<b>Ensemble des ménages</b>										
Terre-Neuve-et-Labrador	457	76	255	65	90	37	378	11	688	15
Île-du-Prince-Édouard	403	73	199	59	82	47	557	10	700	12
Nouvelle-Écosse	515	75	277	63	65	43	433	20	836	11
Nouveau-Brunswick	495	74	259	66	57	35	568	12	836	13
Québec	380	79	236	75	49	18	456	16	536	8
Ontario	545	71	243	63	111	28	645	21	951	7
Manitoba	537	72	226	60	88	36	579	26	611	11
Saskatchewan	448	76	223	61	91	50	433	24	640	9
Alberta	762	70	252	57	126	36	1 361	18	1 367	7
Colombie-Britannique	503	71	246	64	104	32	855	16	578	5
<b>Revenu après impôt</b>										
Moins de 20 000 \$	312	58	165	50	75	12	446	10	461	9
20 000 \$ à 39 999 \$	407	72	224	65	69	24	395	16	843	8
40 000 \$ à 59 999 \$	483	78	253	70	99	33	513	19	946	7
60 000 \$ à 79 999 \$	665	83	263	75	101	39	1 024	26	674	7
80 000 \$ et plus	725	79	307	68	123	42	917	27	1 209	5

Source : Enquête sur les dépenses des ménages

Nota : Les dépenses sont celles des ménages ayant des dépenses. Les chiffres se rapportent à l'année 2003, sauf indication contraire.

1 L'étude des ménages ne comptant qu'une personne permet l'examen des caractéristiques individuelles. Les données renvoient aux personnes de 18 ans et plus, car il s'agit de l'âge légal pour participer aux jeux de hasard dans la plupart des provinces.



## Dépenses des ménages consacrées à tous les jeux de hasard selon la catégorie de revenu, 2003

	Dépenses moyennes		Pourcentage déclarant	% d'argent consacré au jeu par rapport au revenu total	
	Tous les ménages	Ménages déclarants		Tous les ménages	Ménages déclarants
	\$	\$	%	%	%
<b>Revenu après impôt</b>	<b>373</b>	<b>506</b>	<b>74</b>	<b>0,6</b>	<b>0,8</b>
Moins de 20 000 \$	180	312	58	1,3	2,2
20 000 \$ à 39 999 \$	294	407	72	1,0	1,4
40 000 \$ à 59 999 \$	377	483	78	0,8	1,0
60 000 \$ à 79 999 \$	550	665	83	0,8	1,0
80 000 \$ et plus	571	725	79	0,5	0,7

Source : Enquête sur les dépenses des ménages

### Notes

1 Se rapporte au total de l'argent parié aux loteries non caritatives, aux casinos et aux ALV, moins les prix et les lots.

2 L'Enquête sur les dépenses des ménages (EDM) et le classement des dépenses provinciales selon les Comptes nationaux diffèrent, en partie parce que l'EDM comprend les jeux de hasard caritatifs et non caritatifs.

3 Les dépenses ne tiennent pas compte des gains de jeu. Aussi, les sommes déclarées par les ménages relativement aux jeux de hasard sont constamment inférieures aux sommes réelles. Par exemple, des comparaisons avec les données des sociétés de loterie ont démontré que la sous-déclaration des ménages quant aux achats de billets de loterie dépasse les 50 %.

### Sources des données et définitions

**Enquête sur la population active** : enquête-ménage mensuelle qui recueille de l'information sur l'activité sur le marché du travail ainsi que sur la classification détaillée des professions et des industries concernant les personnes de 15 ans et plus.

**Comptes nationaux** : le programme relatif aux Comptes des revenus et des dépenses (CRD) trimestriels est un des multiples programmes constituant le Système de comptabilité nationale. Les CRD présentent de façon détaillée les comptes de revenus et de dépenses annuels et trimestriels pour tous les secteurs de l'économie canadienne, notamment les ménages, les entreprises, les gouvernements et les non-résidents.

**Enquête sur les dépenses des ménages** : enquête annuelle instituée en 1997 et qui a remplacé l'Enquête sur les dépenses des familles et l'Enquête sur l'équipement ménager. Elle recueille des données sur les dépenses, le revenu, l'équipement ménager et d'autres caractéristiques propres aux familles et aux particuliers vivant dans des ménages privés.

**L'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC)** fournit des estimations transversales périodiques et actuelles des déterminants de la santé, de l'état de santé et du recours au système de santé. Au cours de la première année (2000) et de chacune des années impaires subséquentes (à compter de 2001), l'enquête permet de recueillir des renseignements génériques sur la santé auprès de 130 000 répondants. Au cours des années paires, l'enquête s'appuie sur un échantillon plus petit (quelque 30 000 répondants) et porte sur un sujet particulier. Le cycle 1.2, traitant de la santé mentale et du bien-être, a été réalisé en 2002. Il visait essentiellement à fournir des estimations nationales et provinciales des principaux troubles mentaux et problèmes de santé mentale, de même qu'à exposer les questions associées aux incapacités, aux besoins en matière de soins de santé et à la prestation de services de santé. L'enquête comportait des questions touchant une vaste gamme de troubles et de problèmes, y compris une section sur le « jeu pathologique ».

La population cible de l'ESCC 1.2 ne couvre pas les résidents des trois territoires, les personnes vivant dans les réserves ou sur les terres publiques, les pensionnaires d'un établissement

institutionnel, les membres à temps plein des Forces armées et les résidents de certaines régions éloignées.

**Secteur des jeux de hasard** : ce secteur inclut les établissements qui servent principalement à des installations de jeux de hasard comme les casinos, les bingos et les appareils de loterie vidéo, ou qui offrent des services de jeux de hasard tels que les loteries et les paris hors hippodromes. Les courses de chevaux ainsi que les hôtels, les bars et les restaurants qui ont des casinos ou des appareils de jeu sur les lieux sont exclus.

**Bénéfices tirés des jeux de hasard** : recettes nettes des loteries, des casinos et des ALV gérés par les gouvernements provinciaux et territoriaux, après déduction des prix et des lots, des frais d'exploitation (salaires et traitements compris), des paiements au gouvernement fédéral et des autres frais généraux.

**Recettes tirées des jeux de hasard** : ensemble des recettes provenant des loteries, des casinos et des ALV gérés par les gouvernements provinciaux et territoriaux, moins les prix et les lots. Les recettes de jeu provenant des organismes caritatifs et destinées à ces derniers de même que les recettes provenant des réserves indiennes sont exclues.

**Casino d'État** : casino commercial géré par le gouvernement. Les permis, les licences et les règlements des casinos, qu'ils soient gérés par des organismes caritatifs ou par l'État, varient selon la province. Les casinos d'État, maintenant légalisés dans plusieurs provinces, diffèrent également selon le degré de participation publique et privée à leurs opérations et à leur gestion. Certains casinos d'État sont gérés entièrement comme des sociétés d'État, alors que d'autres sous-traitent certaines opérations — par exemple, l'entretien, la gestion ou les services — au secteur privé.

**Appareil de loterie vidéo (ALV)** : jeu de hasard électronique autonome à encaissement automatique. Les lots sont payés par un système d'encaissement informatisé, contrairement aux lots instantanés en argent obtenus des machines à sous. Les ALV sont gérés par les sociétés de loterie provinciales.

■ **Documents consultés**

MARSHALL, Katherine. « Faites vos jeux! », *L'emploi et le revenu en perspective*, n° 75-001-XPf au catalogue de Statistique Canada, automne 1996, vol. 8, n° 3, p. 40 à 45.

---. « Jeux de hasard : miser gros », *L'emploi et le revenu en perspective*, n° 75-001-XPf au catalogue de Statistique Canada, hiver 1998, vol. 10, n° 4, p. 7 à 12.

---. « Mise à jour des jeux de hasard », *L'emploi et le revenu en perspective*, n° 75-001-XPf au catalogue de Statistique Canada, printemps 2000, vol. 12, n° 1, p. 31 à 37.

MARSHALL, Katherine, et Harold WYNNE. « Contre vents et marées », *L'emploi et le revenu en perspective*, n° 75-001-XPf au catalogue de Statistique Canada, printemps 2004, vol. 16, n° 1, p. 7 à 16.

*Pour plus de renseignements, on peut joindre  
Katherine Marshall,  
Division de l'analyse des enquêtes auprès  
des ménages et sur le travail,  
au (613) 951-6890 ou à  
perspective@statcan.ca.*