

2010RP-04

**Quels sont les impacts de la *Loi favorisant le développement de la formation de la main-d'œuvre* sur les niveaux de formation au Québec?**

*Benoit Dostie*

---

**Rapport de projet**  
*Project report*

---

Montréal  
Mars 2010

© 2010 Benoit Dostie. Tous droits réservés. *All rights reserved.* Reproduction partielle permise avec citation du document source, incluant la notice ©.  
*Short sections may be quoted without explicit permission, if full credit, including © notice, is given to the source*



Centre interuniversitaire de recherche en analyse des organisations

## **CIRANO**

Le CIRANO est un organisme sans but lucratif constitué en vertu de la Loi des compagnies du Québec. Le financement de son infrastructure et de ses activités de recherche provient des cotisations de ses organisations-membres, d'une subvention d'infrastructure du Ministère du Développement économique et régional et de la Recherche, de même que des subventions et mandats obtenus par ses équipes de recherche.

*CIRANO is a private non-profit organization incorporated under the Québec Companies Act. Its infrastructure and research activities are funded through fees paid by member organizations, an infrastructure grant from the Ministère du Développement économique et régional et de la Recherche, and grants and research mandates obtained by its research teams.*

### **Les partenaires du CIRANO**

#### **Partenaire majeur**

Ministère du Développement économique,  
de l'Innovation et de l'Exportation

#### **Partenaires corporatifs**

Banque de développement du Canada  
Banque du Canada  
Banque Laurentienne du Canada  
Banque Nationale du Canada  
Banque Royale du Canada  
Banque Scotia  
BMO Groupe financier  
Caisse de dépôt et placement du Québec  
DMR  
Fédération des caisses Desjardins du Québec  
Gaz Métro  
Hydro-Québec  
Industrie Canada  
Investissements PSP  
Ministère des Finances du Québec  
Power Corporation du Canada  
Raymond Chabot Grant Thornton  
Rio Tinto  
State Street Global Advisors  
Transat A.T.  
Ville de Montréal

#### **Partenaires universitaires**

École Polytechnique de Montréal  
HEC Montréal  
McGill University  
Université Concordia  
Université de Montréal  
Université de Sherbrooke  
Université du Québec  
Université du Québec à Montréal  
Université Laval

Le CIRANO collabore avec de nombreux centres et chaires de recherche universitaires dont on peut consulter la liste sur son site web.

**ISSN 1499-8610 (Version imprimée) / ISSN 1499-8629 (Version en ligne)**

# Quels sont les impacts de la *Loi favorisant le développement de la formation de la main-d'œuvre* sur les niveaux de formation au Québec?

*Benoit Dostie\**

## Sommaire

Le 1<sup>er</sup> janvier 2004, une réforme de la loi 90 suspendait, pour les entreprises de taille moyenne, l'obligation d'investir 1 % de leur masse salariale en formation. Dans cette étude, nous traitons cette réforme comme une expérience naturelle pour estimer l'impact de la loi 90 sur les décisions des établissements en matière de formation. En particulier, nous voulons déterminer si la loi 90 a réussi à faire augmenter les niveaux de formation au Québec. Nous utilisons pour ce faire les données de l'Enquête sur le milieu de travail et les employés (EMTE) de Statistique Canada. Ces données proviennent d'une source neutre et contiennent de l'information détaillée sur les pratiques de formation des établissements québécois et sur leur masse salariale avant et après la réforme.

Au Québec, la comparaison des niveaux agrégés de formation avant et après la réforme montre une baisse de 13,2 % de l'intensité moyenne de la formation en classe comparée à une hausse de 10,4% pour la formation en cours d'emploi. Ces mouvements opposés sont compatibles avec l'hypothèse que les entreprises n'ont que peu ou pas augmenté leurs efforts de formation suite à la mise en œuvre de la loi 90, mais plutôt substitué de la formation informelle (ou en cours d'emploi) pour de la formation plus structurée (ou en classe).

L'estimation des modèles statistiques montre qu'il est toutefois difficile de juger définitivement à savoir si ces mouvements annuels avant et après la réforme sont vraiment causés par cette dernière ou s'ils sont le fruit du hasard. Nos estimés les plus précis utilisent les variations dans les décisions en matière de formation sur une période de 4 ans autour de la réforme et comparent la probabilité qu'un travailleur québécois participe à de la formation comparé à son homologue ontarien. À l'aide de ce dernier modèle, nous concluons que la réforme a diminué de façon significative la probabilité qu'un travailleur québécois d'un établissement de taille moyenne reçoive de la formation en classe par rapport à son homologue ontarien. Cette baisse est plus que compensée par une hausse de la probabilité de recevoir de la formation en cours d'emploi.

Il ressort donc que, lorsque l'on prend en compte la hausse de l'incidence de la formation informelle qui a suivi la réforme, l'élimination de l'obligation d'investir 1 % de la masse salariale en formation pourrait même avoir provoqué une hausse de la probabilité de recevoir de la formation chez les travailleurs des entreprises concernées.

---

\* Professeur, HEC Montréal et CIRANO, [benoit.dostie@hec.ca](mailto:benoit.dostie@hec.ca)

---

## INTRODUCTION

Le 22 juin 1995, le Québec votait la *Loi sur le développement de la formation de la main-d'œuvre*, dont la disposition principale était d'obliger les entreprises à dépenser 1% de leur masse salariale en formation.<sup>1</sup> Pour être reconnue par la loi, la formation dispensée doit être de nature qualifiante ou transférable. La loi définit une formation qualifiante ou transférable comme une formation inscrite dans un *processus structuré* qui permet au travailleur de maîtriser les compétences nécessaires à l'exercice de ses fonctions ou reconnues dans d'autres milieux de travail. Cette loi visait évidemment à augmenter les niveaux de formation québécois. Le 1er janvier 1996, la loi s'appliqua tout d'abord aux entreprises dont la masse salariale était supérieure à 1 000 000 \$, puis ce fut au tour de celles ayant une masse salariale supérieure à 500 000 \$ et 250 000 \$ en 1997 et 1998 respectivement.

Une question primordiale est donc de savoir si, effectivement, les niveaux de formation québécois ont augmenté suite à l'application de cette loi? Certains observateurs doutent que la loi ait eu un impact important, étant donné la possibilité pour les entreprises de substituer de la formation informelle pour de la formation inscrite dans un processus structuré dans le seul but de satisfaire les exigences de la loi (Turcotte et al (2003)). Il est donc possible que les entreprises n'aient pas vraiment augmenté leurs niveaux de formation, mais seulement effectué une substitution entre les formations informelle et structurée.

À notre connaissance, aucune étude n'a quantifié cette possible substitution. Cela est dû au fait qu'il n'existe pas de source de données appropriée couvrant les décisions de formation des entreprises québécoises avant et après la mise en oeuvre de la loi québécoise à la fin des années 1990. L'objectif de notre étude est d'utiliser une modification de la loi, au 1er janvier 2004, qui suspendait l'obligation d'investir 1% de leur masse salariale en formation pour les entreprises ayant une masse salariale entre 250 000 \$ et 1 000 000 \$. Cette suspension ramène effectivement les entreprises touchées à la situation qui prévalait avant l'application de la loi (avant 1995) et permettrait en théorie de juger rétrospectivement des impacts de la loi.

Cette modification à la loi 90 faisait suite à un engagement qu'avait pris le gouvernement québécois dans le Discours du budget 2003-2004 présenté le 12 juin 2003. La raison invoquée pour ce changement était que l'obligation de se conformer à la Loi du 1% pour ces entreprises engendrait plus de contraintes administratives qu'elle n'encourageait la formation de la main-d'œuvre. Alors qu'en 2003, 37 346 entreprises étaient soumises à la Loi du 1%, ce chiffre a diminué à 10 832 entreprises suite à la modification apportée par le gouvernement québécois (Haroun (2005)).

---

<sup>1</sup> Cette disposition explique pourquoi cette loi est communément appelée 'loi du 1%'.

L'horizon temporel de ce changement fait en sorte qu'il est maintenant possible d'en examiner les conséquences à l'aide des données de l'Enquête sur le milieu de travail et des employés (EMTE) de Statistique Canada. En effet, cette source de données contient de l'information détaillée sur les pratiques de formation en entreprise avant et après le 1er janvier 2004.

Dans cette étude, nous traitons donc cette réforme comme une expérience naturelle pour estimer l'impact de la loi 90 sur les décisions des établissements en matière de formation. Nous présentons tout d'abord des statistiques descriptives détaillées sur l'évolution des niveaux de formation au Québec sur la période 1999-2005 et comparons avec des données similaires pour l'Ontario. Nous estimons ensuite des modèles économétriques en double- et triple-différence pour estimer l'effet causal de la réforme sur les décisions de formation des établissements.

Nos estimés les plus précis utilisent les variations dans les décisions en matière de formation sur une période de 4 ans autour de la réforme et comparent la probabilité qu'un travailleur québécois participe à de la formation par rapport à son homologue ontarien. Nous concluons que la réforme a diminué de façon significative la probabilité qu'un travailleur québécois d'un établissement de taille moyenne reçoive de la formation en classe comparé à son homologue ontarien. Cette baisse est chiffrée à 5.9 points de probabilité en moyenne et est plus que compensée par une hausse de 15.8 points de la probabilité de recevoir de la formation en cours d'emploi. Il ressort donc que l'élimination de l'obligation d'investir 1% de la masse salariale en formation a causé, paradoxalement, une hausse de la probabilité de recevoir de la formation chez les travailleurs des entreprises concernées.

Le plan du document de recherche est le suivant. Nous discutons premièrement de la structure des données de l'EMTE et discutons de la pertinence d'utiliser cette enquête pour juger des effets de la loi 90. Nous présentons brièvement les modèles économétriques utilisés dans le cadre de cette recherche. Suit une analyse descriptive des données agrégées et une analyse des résultats des estimations incluant les tests de robustesse. Nous concluons par un sommaire des résultats ainsi que des pistes de recherche pour des analyses ultérieures.

---

## DONNÉES

Notre analyse des niveaux de formation au Québec est basée sur les données de l'EMTE. L'EMTE a été instaurée par Statistique Canada en 1999 et recueille des données détaillées et appariées sur les employeurs et leurs employés de façon longitudinale. Près de 5 440 établissements canadiens, préalablement échantillonnés selon le secteur d'activité, l'emplacement géographique et le nombre d'employés, font l'objet de questions concernant notamment la composition de la main-d'œuvre, le nombre de postes vacants dans l'entreprise, les pratiques en ressources humaines, les stratégies d'entreprise, etc. Statistique Canada ajuste l'échantillon initial d'entreprises à tous les deux ans pour s'assurer qu'il demeure représentatif dans toutes les strates pertinentes.<sup>2</sup>

L'EMTE est également constituée d'un questionnaire administré à certains employés des établissements sélectionnés. Les employés sont échantillonnés à partir de listes fournies par l'employeur. Un maximum de vingt-quatre employés est sélectionné dans chacun des établissements interrogés pour un total de 23 540 employés en 1999. Ces employés sont suivis pendant deux années, à la suite desquelles on procède à un nouvel échantillonnage. La partie employé de l'Enquête permet de construire des variables caractéristiques de la force de travail de l'entreprise dans les régressions au niveau de l'établissement et permet l'analyse de l'impact de la formation au niveau du travailleur.

Les données de l'EMTE permettent, en outre, de mesurer les niveaux de formation de plusieurs façons pour vérifier la robustesse des résultats. Les mesures utilisées sont :

1. Incidence de la formation en classe au niveau de l'établissement
2. Incidence de la formation en cours d'emploi au niveau de l'établissement
3. Intensité de la formation en classe mesurée par la proportion d'employés ayant reçu de la formation rapportée par l'établissement
4. Intensité de la formation en cours d'emploi au niveau de l'établissement
5. Incidence de la formation en classe au niveau du travailleur
6. Incidence de la formation en cours d'emploi au niveau du travailleur

L'incidence de la formation au niveau de l'établissement est mesurée par une variable dichotomique égale à un si l'établissement rapporte offrir de la formation, et zéro sinon. L'incidence au niveau du travailleur est aussi mesurée par une variable dichotomique égale à un si le travailleur rapporte avoir reçu de la formation dans le courant de la dernière année, et zéro sinon. Les mesures d'intensité tiennent compte du nombre de travailleurs ayant reçu de la

---

<sup>2</sup> Abowd et Kramarz (1999) classifie l'EMTE comme étant une enquête où les coupes transversales sont représentatives de la population à la fois pour les travailleurs et les établissements.

formation en relation avec la taille de l'établissement. Elles sont obtenus en divisant le nombre total de travailleurs ayant reçu de la formation au courant de la dernière année par le nombre total de travail à l'emploi de l'entreprise à la fin de l'année d'échantillonnage.

Comme les données de l'EMTE sont collectées annuellement, la comparaison la plus directe des mesures énumérées plus haut serait donc celle des années 2003 et 2004. Cependant, rappelons que les données de 2004 sont supposées faire référence au nombre d'employés formés entre le 1er avril 2003 et le 31 mars 2004. Dans un premier temps, nous préférons donc utiliser l'année 2005 comme première année post-réforme. Dans un deuxième temps, nous effectuons des comparaisons où nous traitons les années 2002 et 2003 comme étant pré-réforme et les années 2004 et 2005 comme étant post-réforme. Dans ce dernier cas, nous supposons effectivement que les réponses données par les établissements et les employés dans la vague 2004 de l'EMTE concernent les pratiques de 2004 et non 2003.

Le Tableau 1 montre la répartition des établissements québécois et ontariens échantillonnés par Statistique Canada pour quatre catégories de masse salariale pour toute la période 1999-2005 : (1) moins de 250 000 \$, (2) entre 250 000 \$ et 500 000 \$, (3) entre 500 000 \$ et 1 million de dollars et (4) 1 million de dollars et plus. Pour faciliter la description des données et des résultats, nous dénotons ces établissements comme étant (1) petits; (2) moyens-petits; (3) : moyens-grands; et (4) : grands. Nous considérons comme étant de taille moyenne tout établissement ayant une masse salariale égale ou supérieure à 250 000 \$ mais inférieure à 1 million de dollars.

Pour obtenir la proportion de la population représentée, nous utilisons les poids d'échantillonnage tel que recommandé par Statistique Canada. Ainsi, la comparaison des colonnes (%) et (#) du Tableau 1 permet de constater que les établissements de masse salariale supérieure à 1 million de dollars sont sur-échantillonnés car ils ne représentent que 8.4% de la population mais presque la moitié des établissements échantillonnés.

Les données de l'EMTE indiquent que près de 71% des petits établissements québécois ne sont pas sujets à la loi 90. La proportion respectueuse en Ontario est de 66.1%, ce qui montre que les établissements ontariens ont en moyenne une masse salariale plus élevée que les établissements québécois. Les établissements québécois de taille moyenne représentent environ 21% de la population. Cela représente la proportion de la population d'établissement qui nous intéresse particulièrement étant donné que ces établissements étaient tous sujets à la loi 90 en 2003 mais ne l'étaient plus à partir du 1<sup>er</sup> janvier 2004.

## PROBLÈMES LIÉS À L'UTILISATION DE L'EMTE

Parmi les problèmes qui risquent d'être soulevés concernant l'utilisation de l'EMTE pour étudier l'impact de la Loi 90, les principaux sont les suivants.

1. L'EMTE ne distingue pas les employeurs assujettis à la Loi 90 de ceux qui ne le sont pas.
2. La définition de la formation dans l'EMTE n'est pas la même que celle utilisée par la Loi 90.

Nous discutons en plus de détails des définitions de la formation en classe et en cours d'emploi utilisée par l'EMTE dans la prochaine section. Pour l'instant, mentionnons que, sans espérer une adéquation parfaite entre 'formation en classe' et 'formation dans un processus structuré', nous sommes d'avis que si la corrélation est suffisamment élevée entre les deux définitions, et en autant que l'effet de substitution soit suffisamment important, les données de l'EMTE permettraient tout de même de juger de l'ampleur du phénomène de substitution.

Le fait de distinguer les employeurs assujettis ou non est plus problématique. Comme nous observons la masse salariale au niveau de l'établissement seulement, il est certain que notre classification en groupe sujet à la modification du 1<sup>er</sup> janvier 2004 et groupe non-sujet sera soumise à des erreurs. Cela indiquerait par exemple que notre groupe traité contiendra des établissements n'ayant jamais été sujets à loi. Il ne serait alors pas surprenant de ne pas observer de substitution entre la formation formelle et informelle si cette contamination du groupe traité est suffisamment importante. Dans tout les cas, ces problèmes de classification feront en sorte que nos groupes traités et de contrôle seront plus semblables qu'en réalité, ce qui causerait une sous-estimation de l'effet de substituabilité.



---

## MÉTHODOLOGIE

Nous considérons le changement du 1er janvier 2004 comme une expérience naturelle où seules les entreprises ayant une masse salariale entre 250 000 \$ et 1 000 000 \$ sont traitées. Une méthode de double-différence (ou différence-en-différence) est utilisée pour estimer l'impact de la Loi avec les entreprises ayant une masse salariale supérieure à 1 000 000 \$ ou inférieure à 250 000 \$ comme groupe de contrôle. Intuitivement, il s'agit d'estimer si le changement dans les niveaux de formation diffère avant et après le changement dans la Loi entre les établissements du groupe traité, par rapport à celles du groupe de contrôle. Les estimateurs de triple-différence seront aussi utilisés avec l'Ontario comme province de référence.

Si l'hypothèse de substitution est correcte, il faut alors s'attendre à ce que les niveaux de formation dans *un processus structuré* diminuent, alors que les niveaux de formation informelle augmentent. Malheureusement, aucune enquête ne mesure les niveaux de formation de cette façon. L'EMTE distingue seulement la formation en classe de la formation en cours d'emploi. La formation en classe, telle que définie dans l'EMTE, peut être offerte à l'intérieur même de l'établissement, mais se tiendra plus souvent dans un lieu autre que l'emplacement de travail habituel. Il est également possible que ce type de formation ait lieu sur les heures de travail, mais dans ce cas, un autre employé sera affecté aux tâches habituelles du travailleur récipiendaire de la formation et ainsi, la production n'en sera pas affectée. Finalement, la formation en classe peut être offerte par une personne extérieure à la firme ou par un département de celle-ci n'ayant généralement pas de contacts avec le travailleur, par exemple le département des ressources humaines.

En comparaison, la formation en cours d'emploi est prodiguée sur les heures de travail et est généralement transmise via un collègue ou un superviseur. Étant donné ces définitions, nous croyons qu'il est raisonnable de penser que la formation en classe est plus susceptible d'être donnée dans *un processus structuré* que la formation en cours d'emploi. Si c'est le cas, on s'attend alors à ce que, à partir de 2004, les niveaux de formation en classe diminuent chez les entreprises du groupe traité par rapport aux entreprises des groupes de contrôle et que les niveaux de formation en cours d'emploi augmentent.

Soit  $F_{jt}$ , une variable dichotomique prenant la valeur 1 pour un établissement  $j$  au temps  $t$  qui offre de la formation et 0 sinon. Il peut s'agir soit de la formation en classe ou de la formation en cours d'emploi selon les spécifications. Soit  $\tau$ , l'impact de la réforme sur la probabilité que

l'établissement offre de la formation. Nous pouvons obtenir un estimateur pour  $\tau$  en estimant l'équation suivante :

$$F_{jt} = \alpha + \delta D_t^{2005} + \beta M_j + \tau D_t^{2005} \cdot M_j + \varepsilon_{jt}$$

où  $D_t^{2005}$  est une variable dichotomique qui prend la valeur 1 si  $t=2005$  et 0 sinon;  $M_j$  est une variable dichotomique qui prend la valeur 1 si l'établissement  $j$  possède une masse salariale supérieure ou égale à 250 000 \$ mais inférieure à 1 000 000 \$ en 2003 (établissements moyens);  $\delta$  capte les différences temporelles qui peuvent affecter les niveaux de formation entre 2003 et 2005;  $\beta$  représente la différence entre les probabilités moyennes d'offrir de la formation entre les établissements moyens et les autres établissements; et  $\varepsilon_{jt}$  représente le terme d'erreur résiduel.<sup>3</sup>

Nous utilisons exactement la même spécification pour les autres variables dépendantes au niveau de l'établissement, soit  $D_{jt}$  le montant des dépenses pour la formation en classe,  $P_{jt}$  la proportion d'employés de l'établissement ayant reçu de la formation (encore une fois nous estimons deux équations séparées pour la proportion d'employés ayant reçu de la formation en classe et la proportion ayant reçu de la formation en cours d'emploi). La spécification est légèrement différente pour les mesures de formation au niveau du travailleur. Définissons  $F_{ijt}$  comme une variable dichotomique égale à 1 si le travailleur a reçu de la formation et 0 sinon. L'équation à estimer devient :

$$F_{ijt} = \alpha + \delta D_t^{2005} + \beta M_{ij} + \tau D_t^{2005} \cdot M_{ij} + \varepsilon_{ijt}$$

où  $D_t^{2005}$  a été définie précédemment et  $M_{ij}$  est maintenant une variable dichotomique égale à 1 si l'individu travaillait dans un établissement de taille moyenne en 2001. Nous sommes toujours intéressés par l'impact du changement dans l'application sur la probabilité de recevoir de la formation représentée par  $\tau$ .

La validité des estimateurs de l'impact de la réforme à partir des deux équations précédentes repose sur l'hypothèse que seule la réforme a un impact différent sur les niveaux de formation d'établissements de catégorie de masse salariale différente. En particulier, cela suppose qu'il n'y ait pas de choc temporel (inclus dans  $\varepsilon_{ijt}$ ) qui affecterait de façon différente les établissements de taille moyenne par rapport aux petits ou grands établissements. Par exemple, une hausse des taux d'intérêt pourrait affecter différemment les moyennes entreprises qui verraient leur capacité à financer la formation diminuer comparé aux grandes entreprises. Ainsi, la possibilité de chocs temporels affectant différemment les établissements

---

<sup>3</sup> Notons qu'il n'y a pas ici de gain d'efficacité à obtenir par une estimation jointe des modèles pour la formation en classe et en cours d'emploi étant donné que les variables explicatives sont les mêmes dans les deux modèles.

de différentes tailles pourrait biaiser notre estimateur de l'impact de la modification à la Loi 90 estimé précédemment.

Pour tenir compte de cette dernière possibilité, nous estimons aussi le modèle en triple-différence suivant :

$$F_{jt} = \alpha + \delta D_t^{2005} + \beta M_j + \gamma QC_j + \pi D_t^{2005} \cdot M_j + \rho D_t^{2005} \cdot QC_j + \varphi M_j \cdot QC_j + \tau D_t^{2005} \cdot M_j \cdot QC_j + \varepsilon_{jt}$$

où la nouvelle variable  $QC_j$  est dichotomique, égale à 1 pour un établissement québécois, 0 sinon.

Cette dernière équation est aussi estimée au niveau du travailleur de la même façon que précédemment :

$$F_{ijt} = \alpha + \delta D_t^{2005} + \beta M_j + \gamma QC_j + \pi D_t^{2005} \cdot M_{ij} + \rho D_t^{2005} \cdot QC_j + \varphi M_{ij} \cdot QC_j + \tau D_t^{2005} \cdot M_{ij} \cdot QC_j + \varepsilon_{ijt}$$

Dans les estimations qui suivent, nous testerons aussi la robustesse des résultats au choix du groupe de contrôle, à la présence d'erreur de mesure dans la masse salariale de l'établissement et au choix de la période de référence.

Notons que dans toutes les régressions, nous calculons les écart-types à l'aide de méthode bootstrap pour tenir compte de la structure d'échantillonnage utilisée par Statistique Canada. L'utilisation de méthodes bootstrap permet aussi de tenir compte de la présence résiduelle d'effets spécifiques à l'établissement dans le terme d'erreur.

---

## ANALYSE DESCRIPTIVE

### INCIDENCE DE LA FORMATION EN CLASSE

Une première étape dans notre analyse de l'impact de la Loi 90 est de vérifier si, effectivement, les établissements qui ont cessé d'être sujets à la Loi à partir du 1 janvier 2004 ont diminué leurs efforts de formation. Le Tableau 2 montre la proportion d'établissements offrant de la formation en classe et en cours d'emploi au Québec et en Ontario pour chaque catégorie de masse salariale et pour chaque année couverte par l'EMTE. Nous considérons qu'un établissement offre de la formation si le nombre d'employés rapporté comme ayant suivi de la formation est différent de zéro. Par exemple, on y voit que 20.7% des petits établissements québécois rapportent offrir de la formation en classe. Il est intéressant de noter que cette proportion est relativement stable pour la période 1999-2005, variant entre 16.7% et 22.8%. Il ne semble effectivement pas y avoir de tendance à la hausse ou à la baisse de la propension à offrir de la formation, ce qui n'est pas surprenant étant donné que ces établissements ne sont pas sujets à la Loi 90.

La proportion des établissements offrant de la formation devient plus élevée lorsqu'on passe à l'examen des établissements ayant des masses salariales plus élevées. Il est bien connu que les établissements plus grands sont plus susceptibles d'offrir de la formation (Dostie et Montmarquette (2007)). Une raison fréquemment avancée pour expliquer cette relation serait liée à l'existence de contraintes de crédit qui seraient plus importantes pour les petites et moyennes entreprises.

Pour les établissements québécois moyens-petits, la prévalence de la formation en classe était de 47.6% en 1999. Cette proportion atteignait un sommet en 2002 et 2004 (55.9%) pour diminuer à nouveau à 50.2% en 2005. Cette diminution est beaucoup plus importante pour les établissements québécois moyens-grands. En effet, on remarque que 75% des établissements de cette catégorie offraient de la formation en classe en 1999. En 2003, soit la dernière année avant la modification à la Loi 90, 63% des établissements de cette catégorie offraient de la formation en classe. Cette proportion diminue à 58.4% en 2004 (-4.6 points de pourcentage) et à 47% en 2005 (-16 points de pourcentage) par rapport à 2003.

Le Tableau 2 permet donc une première appréciation de l'impact du changement dans l'application de la Loi 90. Si nous supposons que le seul facteur pouvant influencer les niveaux de formation en classe est l'application ou non de la Loi 90, nous pouvons alors estimer son impact en comparant les niveaux de formation avant et après le 1 janvier 2004. En comparant l'incidence de la formation en classe entre 2003 et 2005, nous constatons une diminution de 2.7 points de pourcentage (-5.4%) pour les établissements moyens-petits, et une diminution de

16 points de pourcentage (-25.4%) pour les établissements moyens-grands. Ces diminutions sont à comparer à l'augmentation de 1.2 points de pourcentage (+6.9%) pour les petits établissements et la faible diminution de 1.6 points de pourcentage (-2%) de l'incidence de la formation en classe chez les grands établissements. Il semble donc que la Loi 90 ait causé une diminution des efforts de formation en classe chez les établissements n'étant plus sujets à la Loi à partir du 1er janvier 2004 (les moyens établissements). On y observe effectivement des baisses dans les proportions d'établissements offrant de la formation alors que nous n'observons pas de baisses correspondantes chez les établissements n'ayant jamais été sujets à la Loi (les petits établissements) ou chez les établissements étant toujours sujets à la Loi (les grands établissements).

### INCIDENCE DE LA FORMATION EN COURS D'EMPLOI

Si ces baisses dans l'incidence de la formation en classe n'étaient pas contrebalancées par des hausses correspondantes dans l'incidence de la formation en cours d'emploi, cela infirmerait notre hypothèse de substituabilité entre la formation en classe et la formation en cours d'emploi. En comparant l'incidence de la formation en cours d'emploi pour les années 2003 et 2005, nous constatons effectivement des hausses correspondantes pour les établissements qui ne sont plus sujets à Loi 90. Notons que les niveaux de formation en cours d'emploi augmentent aussi pour les petits et très grands établissements, mais dans une proportion moindre. Les hausses sont plus élevées chez les établissements de taille moyenne, ce qui constitue un appui majeur pour l'hypothèse de substituabilité.

Plus précisément, les hausses dans l'incidence de la formation en cours d'emploi sont de 0.2 point de pourcentage (1%) pour les petits établissements, 3 points de pourcentage (5%) pour les moyens-petits établissements, 13.6 points de pourcentage (25%) pour les moyens-grands établissements et 2.3 points de pourcentage (2.7%) pour les grands établissements. Les changements sont encore plus frappants pour les établissements de taille moyenne lorsqu'on considère que les hausses dans l'incidence de la formation en cours d'emploi compensent presque exactement les baisses dans l'incidence de la formation en classe: -2.7 versus +3.0 pour les moyens-petits établissements et -16 versus +13.6 pour les moyens-grands établissements.

Nous avons regroupé dans les Tableaux 3 et 4 les statistiques pour les établissements de taille moyenne qui représentent donc 20.8% de la population des établissements (et 19% de l'échantillon) au Québec et 23.2% de la population (et environ 20% de l'échantillon) en Ontario. Le Tableau 4 montre que la baisse agrégée dans l'incidence de la formation en classe entre 2003 et 2005 chez les établissements de taille moyenne est de 7.5 points de pourcentage à comparer à une hausse de 6.8 points de pourcentage de l'incidence de la formation en cours d'emploi. L'évidence présentée jusqu'à présent semble indiquer une substituabilité presque parfaite entre la formation en classe et la formation en cours d'emploi.

Cependant, il est possible que d'autres facteurs variant dans le temps affectent différemment les établissements de différentes tailles. Est-il possible de quand même tirer des conclusions quant à l'impact de la modification à la Loi 90 dans ces conditions? Si les facteurs qui varient dans le temps affectent de façon similaire les efforts de formation des établissements des autres provinces, il est alors possible de vérifier si les changements relatifs dans les efforts de formation des établissements québécois de taille moyenne sont vraiment dus à l'application de la Loi 90 en les comparant aux mouvements relatifs des efforts de formation des établissements de taille moyenne des autres provinces, car ces derniers ne sont pas couverts par la Loi 90. Comme province de comparaison, nous choisissons l'Ontario qui, parmi les autres provinces canadiennes, est celle qui est la plus semblable au Québec de part sa structure et de part les chocs macroéconomiques qu'elle reçoit.

Les Tableaux 2 et 4 présentent donc dans une deuxième partie l'évolution de l'incidence de la formation en classe et en cours d'emploi pour les mêmes catégories de masse salariale que précédemment pour les établissements ontariens. Si on y observait une baisse de l'incidence de la formation en classe et une hausse de la formation en cours d'emploi similaires à celles observées au Québec, cela mettrait en doute notre interprétation précédente de l'impact de la Loi 90.

Une première constatation est que les niveaux de formation en classe sont en général supérieurs au Québec qu'en Ontario, alors qu'on observe la situation opposée pour ce qui est des niveaux de formation en cours d'emploi (un constat fait aussi par Dostie et Léger (2008)). En comparant l'incidence de la formation entre 2003 et 2005, on constate une baisse de l'incidence de la formation en classe (-4 points de pourcentage ou -7.5%) et une baisse minime de l'incidence de la formation en cours d'emploi. Notons que la baisse dans l'incidence de la formation en classe est beaucoup moindre que celle observée au Québec (-4 en Ontario versus -7.5 points de pourcentage au Québec) et des mouvements opposés dans l'incidence de la formation en cours d'emploi (-0.5 en Ontario versus +6.8 points de pourcentage au Québec). Ainsi donc, cela implique que des chocs temporels ne peuvent expliquer la baisse relative de l'incidence de la formation en classe et la hausse relative de l'incidence de la formation en cours d'emploi. Le facteur le plus probable expliquant ces mouvements est le changement dans l'application de la Loi 90.

## INTENSITÉ DE LA FORMATION

Le Tableau 5 présente des statistiques similaires concernant l'intensité de la formation en classe et en cours d'emploi. Rappelons que nous définissons l'intensité de la formation comme étant la proportion moyenne d'employés formés. Un établissement qui ne forme aucun employé se voit attribuer la valeur zéro. En comparant toujours les années 2003 et 2005, nous constatons que l'intensité de la formation en classe a diminué de 11.6 points de pourcentage.

En contrepartie, l'intensité de la formation en cours d'emploi a augmenté de 7 points de pourcentage. Ces mouvements sont compatibles avec notre interprétation précédente de l'impact du changement à la Loi 90. Encore une fois, ces mouvements relatifs sont différents en Ontario, ce qui nous permet d'écarter l'hypothèse d'existence de chocs temporels pour expliquer les mouvements relatifs dans l'intensité de la formation au Québec.

L'examen de l'évolution de l'incidence et de l'intensité de la formation au fil des années dans les Tableaux 2, 4 et 5 laisse entrevoir beaucoup de variabilité. Il est possible que les décisions de formation varient beaucoup dans le temps, mais il est aussi possible qu'une certaine variabilité soit due aux procédés d'échantillonnage de l'EMTE. Il est à noter que cette variabilité est d'autant plus grande pour les données désagrégées au niveau des provinces. Évidemment, étant donné que les échantillons d'établissements sont représentatifs en coupes transversales dans les années impaires, il convient de ne considérer que celles-ci pour évaluer cette volatilité. Néanmoins, celle-ci est non négligeable. Ainsi, il est impossible d'écarter, a priori, l'hypothèse que les mouvements relatifs dans les décisions de formation soient dus à la chance plutôt qu'au changement dans l'application de la Loi 90. Nous recalculons donc dans la prochaine section les variations 2005 versus 2003 dans un cadre de régression où nous pourrions formellement tester si ces variations sont statistiquement significatives.

## INCIDENCE ET INTENSITÉ DE LA FORMATION AU NIVEAU DE L'ÉTABLISSEMENT

### ESTIMATEURS EN DOUBLE-DIFFÉRENCE

Le Tableau 6 présente les coefficients estimés de l'équation (1) pour quatre mesures de l'effort de formation au niveau de l'établissement :

1. Incidence de la formation en classe
2. Incidence de la formation en cours d'emploi
3. Intensité de la formation en classe
4. Intensité de la formation en cours d'emploi

Rappelons que le coefficient d'intérêt,  $\tau$ , représente l'impact de la réforme sur la variable dépendante pour les établissements traités, i.e. les établissements de taille moyenne. Les résultats de l'estimation indiquent donc que l'incidence de la formation en classe a diminué de 10 points de probabilité et l'incidence de la formation en cours d'emploi a augmenté de 4.6 points de probabilité. Bien que la magnitude et la direction de ces variations soient conformes à ce à quoi on se serait attendu si notre hypothèse de substituabilité était vérifiée, ces impacts sont estimés avec peu de précision et nous ne pouvons rejeter l'hypothèse nulle que ces mouvements soient dûs au hasard. Ce résultat n'est peut-être pas surprenant étant donnée la taille de l'échantillon (2,613 observations).

Les résultats concernant l'intensité de la formation sont similaires. On observe une baisse de l'intensité de la formation en classe et une hausse de l'intensité de la formation en cours d'emploi. Cependant, cette dernière hausse ne semble pas compensée pour la baisse dans la formation en classe.

### ESTIMATEURS EN TRIPLE-DIFFÉRENCE

Le Tableau 7 présente les résultats de l'estimation de l'équation (2) pour les mêmes mesures de performance. L'inclusion des établissements ontariens vient plus que doubler la taille de notre échantillon et permet donc d'espérer des résultats plus précis. Le coefficient d'intérêt est celui de la variable DDD qui peut aussi être interprété comme représentant l'impact causal du changement dans l'application de la Loi 90. Rappelons que l'estimateur en triple-différences est en quelque sorte plus robuste que l'estimateur en double-différence car il est sans biais même en présence de chocs qui affectent différemment les établissements de taille moyenne des établissements de petites ou grandes tailles, en autant que ces chocs affectent de façon similaire les établissements québécois et ontariens.



Les résultats au niveau de l'incidence de la formation montrent que la probabilité qu'un établissement québécois de taille moyenne offre de la formation a augmenté par rapport à sa contrepartie ontarienne, à la fois pour la formation en classe et celle en cours d'emploi. Bien que l'augmentation au niveau de la formation en classe soit faible, le changement dans l'incidence de la formation en cours d'emploi montre un rattrapage important des établissements québécois par rapport à leurs concurrents ontariens.

Les résultats au niveau de l'intensité de la formation laissent entrevoir une certaine validité à notre hypothèse de substituabilité. On constate effectivement une baisse de 4.3 points de pourcentage de la formation en classe contrecarrée par une hausse de 28.7 points de pourcentage de la proportion d'employés recevant de la formation en cours d'emploi. Notons que la hausse au niveau de la formation en cours d'emploi est beaucoup plus importante que la baisse au niveau de la formation en classe ce qui implique une hausse des niveaux agrégés de formation. De plus, la hausse relative de l'intensité de la formation en cours d'emploi est maintenant statistiquement différente de zéro. Ainsi, alors que les résultats de double-différences laissaient entrevoir une faible hausse de l'intensité de la formation en cours d'emploi, les estimateurs en triple-différence laissent supposer que des chocs temporels ont affecté négativement les efforts de formation en cours d'emploi des établissements de taille moyenne. Une fois que nous avons tenu compte de ces chocs, nous constatons un impact beaucoup plus important.

#### TESTS DE ROBUSTESSE AU CHOIX DU GROUPE DE CONTRÔLE

Dans le Tableau 8, nous examinons tout d'abord la sensibilité des résultats précédents au choix du groupe de contrôle.<sup>4</sup> En effet, alors que les résultats précédents prennent tous les petits et grands établissements comme faisant parti du groupe de contrôle, le Tableau 10 examine comment les résultats changent si nous utilisons seulement les établissements de petites ou grandes tailles séparément. Nous concluons que les résultats précédents sont robustes au choix du groupe de contrôle. Concernant l'incidence de la formation en classe, les baisses varient entre 6 et 10 points de probabilité alors qu'au niveau de la formation en cours d'emploi, les hausses d'incidence correspondantes varient entre 4.4 et 6.6 points de probabilité. Les baisses sont similaires pour ce qui est de l'intensité de la formation en classe alors que les hausses sont plus faibles pour la formation en cours d'emploi. Cependant, dans ce dernier cas, les estimateurs obtenus par la méthode de triple-différence montrent que même si l'intensité de la formation en cours d'emploi augmente peu pour les entreprises de taille moyenne au Québec, elle augmente considérablement relativement aux établissements ontariens. De plus, cet effet est aussi statistiquement différent de zéro lorsqu'on restreint le groupe de contrôle aux établissements de petites tailles.

---

<sup>4</sup> Nous avons aussi estimé des modèles où nous restreignons le groupe traité aux établissements moyens-petits ou moyens-grands. Ces résultats sont disponibles sur demande mais les conclusions sont similaires.

## INCIDENCE ET INTENSITÉ DE LA FORMATION AU NIVEAU DU TRAVAILLEUR

Nous reproduisons ici l'analyse précédente en prenant avantage du fait que l'EMTE soit une enquête employeur-employés liée. C'est-à-dire que pour chaque établissement, Statistique Canada sélectionne des travailleurs de telle sorte que nous avons à notre disposition des échantillons représentatifs pour les provinces du Québec et de l'Ontario. D'une part, l'analyse présentée ici sert à confirmer les résultats obtenus au niveau de l'établissement. D'autre part, il est possible que l'analyse au niveau du travailleur permette d'obtenir des résultats plus précis étant données les tailles d'échantillon plus grandes. Rappelons que chaque travailleur devait indiquer s'il avait, dans l'année précédente, participé à de la formation en classe ou en cours d'emploi.

Le Tableau 9 présente donc les résultats de l'estimation (3) pour les travailleurs québécois. Encore, une fois, malgré des échantillons plus grands, les résultats ne sont pas statistiquement significatifs. On constate que la probabilité qu'un travailleur d'un établissement de taille moyenne participe à la formation en classe augmente de 1.8 points alors que la probabilité de participer à la formation en cours d'emploi augmente de 7.5 points. Le Tableau 10 présente les résultats obtenus par la méthode des triples-différence (équation (4)). Elle permet de constater que même si la probabilité de participer à la formation en classe pour un travailleur d'un établissement de taille moyenne (par rapport aux petits ou grands établissements) augmente au Québec, elle n'augmente pas autant (relativement) que celle d'un travailleur d'un établissement de taille moyenne en Ontario. C'est ce qu'indique le coefficient négatif pour l'effet traitement du Tableau 10. Cette baisse dans la probabilité de recevoir de la formation en classe est plus que contrecarrée par une hausse relative dans la probabilité de recevoir de la formation en cours d'emploi (-0.050 versus +0.201) ce qui permet de conclure à une hausse des niveaux agrégés de formation (toujours par rapport à l'Ontario).

## ESTIMATION SUR LA PÉRIODE 2002-2005

Dans l'espoir d'améliorer quelque peu la précision de nos estimés, nous regroupons dans le Tableau 12 les années 2002 et 2003 en tant qu'années pré-réforme et les années 2004 et 2005 en tant qu'années post-réforme. Les résultats au niveau du travailleur montrent une baisse de 5.9 points de probabilité dans la propension à recevoir de la formation en classe et une hausse de 15.8 points de probabilité de participer à la formation en cours d'emploi. Encore une fois, ces résultats sont compatibles avec l'hypothèse que les établissements ont substitué de la formation en cours d'emploi pour de la formation en classe de façon à respecter les règles administratives liées à la Loi 90.

Nous faisons dans le Tableau 13 le même exercice de sensibilité par rapport au choix du groupe de référence que nous avons effectué précédemment avec les données au niveau de

l'établissement sur la période 2002-2005 pour les estimateurs en triple-différence. On constate une baisse variant entre -4 et -14.5 points pour l'intensité de la formation en classe et une hausse variant entre 11 et 20.1 points pour l'intensité de la formation en cours d'emploi. Bien que la hausse de l'intensité de la formation en cours d'emploi soit statistiquement différente de zéro, c'est seulement lorsque le groupe de contrôle est constitué des grands établissements (ceux toujours sujets à la Loi 90) que la baisse dans l'intensité de la formation en classe est statistiquement différente de zéro.

## TESTS DE SENSIBILITÉ AUX ERREURS DE MESURE SUR LA MASSE SALARIALE

Un problème avec les données de l'EMTE est que nous ne pouvons être certains que le niveau de masse salariale rapporté par l'établissement est le même que celui utilisé par le gouvernement québécois pour vérifier l'applicabilité de la Loi 90. Cela amène comme problème potentiel la classification dans notre analyse d'un établissement comment étant toujours sujet à la Loi, même si en réalité, il ne l'était plus, ou vice-versa.

Nous refaisons donc dans les Tableaux 14 et 15 notre analyse en triple-différences de l'intensité de la formation au niveau de l'établissement et de la probabilité de participer à la formation au niveau du travailleur en éliminant les établissements pouvant être plus facilement sujeta à une mauvaise classification. Par exemple, pour les estimateurs DDD2, nous éliminons tous les établissements ayant rapporté une masse salariale exactement égale à 250,000 ou 1,000,000. Pour les test de sensibilité DDD3, nous éliminons tous les établissements rapportant des masses salariales égales 250,000 ou 1,000,000 plus ou moins 5%. Finalement, les résultats DDD3 font de même à plus ou moins 10%. Dans toutes les spécifications, nous concluons que les résultats précédents sont robustes aux possibles erreurs de spécification.

---

## CONCLUSION

Le 1er janvier 2004, une réforme de la Loi 90 suspendait l'obligation d'investir 1% de leur masse salariale en formation pour les entreprises de taille moyenne (i.e. ayant une masse salariale entre 250 000 \$ et 1 000 000 \$). Dans cette étude, nous traitons cette réforme comme une expérience naturelle pour estimer l'impact de la Loi 90 sur les décisions des établissements en matière de formation à l'aide des données de l'EMTE de Statistique Canada.

La comparaison des niveaux de formation québécois agrégés avant et après la réforme montre une baisse de 13.2% de l'intensité moyenne de formation en classe comparée à une hausse correspondante de 10.4% pour la formation en cours d'emploi. Nos estimés les plus précis utilisent les variations dans les décisions en matière de formation sur une période de 4 ans autour de la réforme et comparent la probabilité qu'un travailleur québécois participe à de la formation comparé à son homologue ontarien. Nous concluons que la réforme a diminué de façon significative la probabilité qu'un travailleur québécois d'un établissement de taille moyenne reçoive de la formation en classe comparé à son homologue ontarien. Cette baisse est plus que compensée par une hausse de la probabilité de recevoir de la formation en cours d'emploi.

Il ressort donc que l'élimination de l'obligation d'investir 1% de la masse salariale en formation a causé une hausse de la probabilité de recevoir de la formation chez les travailleurs des entreprises concernées. Ces mouvements opposés sont compatibles avec l'hypothèse que les entreprises n'ont que peu ou pas augmentés leurs efforts de formation suite à la mise en œuvre de la Loi 90, mais plutôt substitué de la formation informelle (ou en cours d'emploi) pour de la formation plus structurée (ou en classe).

Au niveau méthodologique, il aurait aussi pu être intéressant de tenir compte de la nature longitudinale de l'EMTE pour estimer les modèles en incorporant des effets fixes spécifiques à l'établissement. Cependant, étant donnée l'attrition annuelle au niveau du panel d'établissements, l'échantillon utilisé n'aurait pas été représentatif de la population des établissements québécois et ontariens. Ainsi, incorporer des effets spécifiques à l'établissement nécessite la prise en compte simultanée d'attrition, ce qui est d'autant plus compliqué dans ce cas précis car la taille de l'établissement est reliée à la fois à la probabilité d'attrition et à l'assignation au groupe traitement. Nous croyons donc qu'il est préférable d'estimer l'impact de la réforme de la Loi 90 à l'aide d'échantillons représentatifs.<sup>5</sup>

---

<sup>5</sup> Notons en passant que notre méthode de calcul des écart-types tient quand même compte du fait que certains établissements soient présents à la fois en 2003 et 2005.

Notons aussi qu'une analyse plus complète des décisions de formation devrait tenir compte de l'intensité de la formation au niveau du travailleur. Idéalement, il serait important de mesurer le niveau de capital humain imparté par la formation. Sinon, une autre mesure de l'intensité de la formation, comme sa durée, pourrait être utilisée. Par exemple, si les durées de formation en classe sont plus longues que celles des formations en cours d'emploi, il est possible que les efforts de formation soient inchangés malgré notre conclusion sur la hausse de l'incidence de la formation.

Finalement, une question importante qui n'a pas été abordée dans le cadre de ce rapport est celle de l'impact de la Loi 90 sur la productivité des établissements québécois. En effet, la question des niveaux de formation est accessoire à celle de la productivité des entreprises. Exprimé autrement, une hausse des niveaux de formation est souhaitable en autant qu'elle augmente le niveau de performance des entreprises. Ainsi, ayant montré des résultats qui démontrent que les établissements québécois ont substitué de la formation informelle pour de la formation formelle suite à l'imposition de la loi 90, la question se pose à savoir si cette substitution a eu des effets négatifs sur leur performance. Par exemple, Dostie et Léger (2008) montrent que les rendements de la formation en classe sont inférieurs au Québec qu'en Ontario alors que l'inverse est vrai pour les rendements de la formation en cours d'emploi. Plus de travail serait nécessaire pour voir si cette dichotomie dans les rendements des différents types de formation peut être attribuée en partie à la Loi 90.

---

## RÉFÉRENCES

Abowd, J. M. et F. Kramarz (1999). The analysis of labor markets using matched employer-employee data. Dans O. Ashenfelter et D. Card (Éditeurs), *Handbook of Labor Economics*, vol 3B, chapitre 40, pp. 2629-2710. Elsevier Science North Holland.

Direction du Fonds national de formation de la main d'œuvre (2005). *Loi favorisant le développement de la formation de la main d'œuvre, Rapport quinquennal sur la mise en œuvre 1995-2000*.

Direction du Fonds national de formation de la main d'oeuvre (2000). *Loi favorisant le développement de la formation de la main d'oeuvre, Rapport quinquennal sur la mise en œuvre 2000-2005*.

Dostie, B. et P.-T. Léger (2008). *Les rendements privés de la formation selon l'âge des travailleurs au Québec et comparaison avec l'Ontario*. Cahier de recherche 2008s-24, CIRANO.

Dostie, B. et C. Montmarquette (2007). *La formation parrainée par les employeurs au Canada : Synthèse de la documentation à l'aide de données extraites de l'Enquête sur le milieu de travail et les employés*. Série de recherches sur l'apprentissage de Ressources humaines et Développement social Canada.

Haroun, T. (2005) 'Formation continue. Développement de la formation de la main-d'œuvre. La patronat demande l'abolition de la loi du 1%'. Cahier spécial, Le Devoir, samedi 19 novembre 2005, p. c9.

Turcotte, J., Léonard, A. et C. Montmarquette (2003). *La série sur le travail en évolution : Nouveaux déterminants de la formation dans les emplacements canadiens*. Cahier de recherche, Catalogue 71-584-MIF #5, Statistique Canada.

Tableau 1

## Structure de l'échantillon

Masse salariale	Classe	Québec		Ontario	
		%	#	%	#
>= 1,000,000	4	8.4	4646	10.8	5581
>= 500,000 & < 1,000,000	3	7.9	940	9.1	1014
>= 250,000 & < 500,000	2	12.9	696	14.2	924
< 250,000	1	70.7	2366	66.1	2389
Total		100.0	8648	100.0	9908

EMTE 1999-2005

# correspond au nombre d'établissements échantillonnés

% correspond au pourcentage de la population représenté

Tableau 2

## Évolution de l'offre de formation au Québec et en Ontario selon la classe salariale

Québec	<i>Proportion d'établissements offrant de la</i>								
	<i>formation en classe</i>				<i>formation en cours d'emploi</i>				
	Classe salariale				Classe salariale				
	1	2	3	4		1	2	3	4
1999	20.7	47.6	75.1	86.6	1999	21.3	66.4	81.5	86.3
2000	18.9	50.4	63.4	74.8	2000	28.9	73.7	76.9	77.7
2001	16.7	50.5	71.4	80.8	2001	21.2	64.4	63.1	78.3
2002	19.5	55.9	67.2	83.1	2002	20.2	71.1	67.2	83.5
2003	17.5	52.9	63.0	80.3	2003	19.5	60.2	54.7	83.4
2004	22.8	55.9	58.4	81.7	2004	24.7	60.1	59.6	82.0
2005	18.7	50.2	47.0	78.7	2005	19.7	63.2	68.3	85.7

  

Ontario	<i>Proportion d'établissements offrant de la</i>								
	<i>formation en classe</i>				<i>formation en cours d'emploi</i>				
	Classe salariale				Classe salariale				
	1	2	3	4		1	2	3	4
1999	23.2	41.1	71.1	71.1	1999	43.6	57.4	63.6	76.7
2000	21.2	37.7	73.0	73.0	2000	38.6	49.2	64.1	73.3
2001	17.8	39.9	72.0	72.0	2001	37.0	45.3	64.5	79.2
2002	19.3	44.4	66.7	66.7	2002	37.2	56.8	65.5	72.6
2003	17.7	53.0	66.5	66.5	2003	38.2	63.6	66.1	74.1
2004	24.3	52.3	68.0	68.0	2004	37.7	76.0	63.7	78.5
2005	25.7	49.0	69.7	69.7	2005	41.7	61.2	67.9	83.3

EMTE 1999-2005



Tableau 3

## Structure de l'échantillon

Masse salariale	Classe	Québec		Ontario	
		%	#	%	#
>= 1,000,000	3	8.4	4646	10.8	5581
>= 250,000 & < 1,000,000	2	20.8	1636	23.2	1938
< 250,000	1	70.7	2366	66.1	2389
Total		100.0	8648	100.0	9908

EMTE 1999-2005

# correspond au nombre d'établissements échantillonnés

% correspond au pourcentage de la population représenté

Tableau 4

## Évolution de l'offre de formation au Québec et en Ontario selon la classe salariale

<b>Québec</b>	<i>Proportion d'établissements offrant de la</i>						
	<i>formation en classe</i>			<i>formation en cours d'emploi</i>			
	Classe salariale			Classe salariale			
	1	2	3		1	2	3
1999	20.7	56.7	86.6	1999	21.3	71.4	86.3
2000	18.9	55.3	74.8	2000	28.9	74.9	77.7
2001	16.7	59.3	80.8	2001	21.2	63.9	78.3
2002	19.5	60	83.1	2002	20.2	69.7	83.5
2003	17.5	56.5	80.3	2003	19.5	58.3	83.4
2004	22.8	57	81.7	2004	24.7	60	82.0
2005	18.7	49	78.7	2005	19.7	65.1	85.7

  

<b>Ontario</b>	<i>Proportion d'établissements offrant de la</i>						
	<i>formation en classe</i>			<i>formation en cours d'emploi</i>			
	Classe salariale			Classe salariale			
	1	2	3		1	2	3
1999	23.2	41.1	71.1	1999	43.6	59.7	76.7
2000	21.2	37.7	73.0	2000	38.6	55.1	73.3
2001	17.8	39.9	72.0	2001	37.0	52.4	79.2
2002	19.3	44.4	66.7	2002	37.2	59.8	72.6
2003	17.7	53.0	66.5	2003	38.2	64.6	74.1
2004	24.3	52.3	68.0	2004	37.7	71.1	78.5
2005	25.7	49.0	69.7	2005	41.7	64.1	83.3

EMTE 1999-2005

Tableau 5

## Évolution de l'offre de formation au Québec et en Ontario selon la classe salariale

<i>Intensité moyenne (proportion d'employés formés)</i>								
<b>Québec</b>	<i>formation en classe</i>			<i>formation en cours d'emploi</i>				
	Classe salariale			Classe salariale				
	1	2	3	1	2	3		
1999	13.6	32.4	46.5	1999	12.1	35.5	43.7	
2000	12.5	30.4	48.9	2000	20.9	35	43.2	
2001	9.4	32.7	56.0	2001	12.3	27.1	41.9	
2002	10.5	33.5	56.4	2002	13	32.4	49.3	
2003	12.0	34.7	46.0	2003	11.3	36.7	38.1	
2004	13.5	30.4	46.1	2004	16.8	36.6	36.7	
2005	12.2	23.1	42.5	2005	13.1	43.7	42.1	

  

<i>Intensité moyenne (proportion d'employés formés)</i>								
<b>Ontario</b>	<i>formation en classe</i>			<i>formation en cours d'emploi</i>				
	Classe salariale			Classe salariale				
	1	2	3	1	2	3		
1999	16.1	23.9	37.1	1999	33.1	32.4	40.5	
2000	19.4	20.5	41.0	2000	27.4	32.8	44.2	
2001	16.8	25.0	37.4	2001	33.5	34.0	47.3	
2002	15.5	29.7	32.1	2002	30.7	44.2	42.6	
2003	12.1	32.8	39.7	2003	30.9	42.5	36.9	
2004	17.7	34.3	37.2	2004	26.6	47.1	44.8	
2005	17.6	30.2	33.2	2005	36.2	39.2	48.2	

EMTE 1999-2005

Tableau 6

Estimateur double-différence par moindres carrés ordinaires  
au niveau de l'établissement

	Incidence		Intensité	
	classe	emploi	classe	emploi
Année = 2005 ( $\delta$ )	0.025 (0.042)	0.022 (0.034)	0.006 (0.042)	0.029 (0.035)
Groupe traité ( $\beta$ )	0.319* (0.081)	0.316*** (0.031)	0.189* (0.055)	0.181*** (0.014)
Effet traitement ( $\tau$ )	-0.100 (0.108)	0.046 (0.059)	-0.123 (0.063)	0.013 (0.069)
Constante ( $\alpha$ )	0.246** (0.031)	0.267*** (0.016)	0.158** (0.021)	0.143** (0.029)
#Observations	2613	2613	2613	2613
R-carré	0.06	0.09	0.02	0.03

EMTE 2003 et 2005

\* statistiquement significatif à 10%; \*\* significatif à 5%; \*\*\* significatif à 1%

Écart-types bootstrap entre parenthèses

Groupe traité: masse sal.  $\geq$  250,000 ET masse sal.  $<$  1,000,000

Groupe témoin: masse sal.  $<$  250,000 OU masse sa.  $>$  1,000,000

Tableau 7

Estimateur triple-différence par moindres carrés ordinaires  
au niveau de l'établissement

	Incidence		Intensité	
	classe	emploi	classe	emploi
Année = 2005 ( $\delta$ )	0.090** (0.010)	0.123** (0.025)	0.060** (0.007)	0.132** (0.026)
Groupe traité ( $\beta$ )	0.282** (0.049)	0.275** (0.041)	0.175* (0.045)	0.173** (0.029)
Groupe traité * 2005 ( $\pi$ )	-0.130 (0.087)	-0.128 (0.116)	-0.086 (0.066)	-0.165 (0.056)
Groupe traité * Québec ( $\varphi$ )	0.035 (0.102)	-0.064 (0.054)	0.019 (0.083)	-0.101*** (0.004)
Québec * 2005 ( $\rho$ )	-0.067 (0.028)	-0.205** (0.039)	-0.048 (0.042)	-0.212** (0.023)
Effet traitement ( $\tau$ )	0.032 (0.167)	0.278 (0.147)	-0.043 (0.111)	0.287* (0.083)
Constante ( $\alpha$ )	0.248*** (0.020)	0.371*** (0.018)	0.153*** (0.014)	0.252** (0.026)
#Observations	5769	5769	5769	5769
R-carré	0.05	0.06	0.02	0.03

EMTE 2003 et 2005

\* statistiquement significatif à 10%; \*\* significatif à 5%; \*\*\* significatif à 1%

Écart-types bootstrap entre parenthèses

Groupe traité: masse sal.  $\geq$  250,000 ET masse sal.  $<$  1,000,000

Groupe témoin: masse sal.  $<$  250,000 OU masse sal.  $>$  1,000,000

Tableau 8

Estimateurs double-différence au niveau de l'établissement  
Robustesse au choix du groupe de contrôle

	Incidence		Intensité	
	classe	emploi	classe	emploi
Estimateurs double-diff.				
$\tau_1$	-0.100 (0.108)	0.046 (0.059)	-0.123 (0.063)	0.013 (0.069)
$\tau_2$	-0.059 (0.150)	0.044 (0.021)	-0.081 (0.097)	0.002 (0.112)
$\tau_3$	-0.087 (0.096)	0.066 (0.063)	-0.119 (0.053)	0.024 (0.059)
Estimateurs triple-diff.				
$\tau_1$	0.032 (0.167)	0.278 (0.147)	-0.043 (0.111)	0.287* (0.083)
$\tau_2$	-0.126 (0.206)	0.049 (0.110)	-0.144 (0.116)	0.136 (0.086)
$\tau_3$	0.035 (0.149)	0.294 (0.146)	-0.037 (0.105)	0.305* (0.080)

EMTE 2003 et 2005

\* statistiquement significatif à 10%; \*\* significatif à 5%; \*\*\* significatif à 1%

Écart-types bootstrap entre parenthèses

Groupe traité: masse sal.  $\geq$  250,000 ET masse sal.  $<$  1,000,000

$\tau_1$ : Groupe témoin: masse sal.  $<$  250,000 OU masse sal.  $>$  1,000,000

$\tau_2$ : Groupe témoin: masse salariale  $>$  1,000,000

$\tau_3$ : Groupe témoin: masse salariale  $<$  250,000

Tableau 9

Estimateur double-différence par moindres carrés ordinaires  
au niveau du travailleur

	Probabilité de participer à de la formation	
	en classe	en cours d'emploi
Année = 2005 ( $\delta$ )	-0.073 (0.039)	-0.013 (0.020)
Groupe traité ( $\beta$ )	-0.089 (0.078)	-0.066 (0.032)
Effet traitement ( $\tau$ )	0.018 (0.087)	0.075 (0.072)
Constante ( $\alpha$ )	0.387*** (0.007)	0.193** (0.024)
#Observations	8217	8217
R-carré	0.01	0.00

EMTE 2003 et 2005

\* statistiquement significatif à 10%; \*\* significatif à 5%; \*\*\* significatif à 1%

Écart-types bootstrap entre parenthèses

Groupe traité: masse salariale  $\geq$  250,000 ET masse salariale  $<$  1,000,000

Groupe témoin: masse salariale  $<$  250,000 OU masse salariale  $>$  1,000,000

Tableau 10

Estimateur triple-différence par moindres carrés ordinaires  
au niveau du travailleur

	Probabilité de participer à de la formation	
	en classe	en cours d'emploi
Année = 2005 ( $\delta$ )	-0.026 (0.013)	0.079** (0.012)
Groupe traité ( $\beta$ )	-0.075 (0.032)	0.013 (0.036)
Groupe traité * 2005 ( $\pi$ )	0.067 (0.055)	-0.026 (0.067)
Groupe traité * Québec ( $\varphi$ )	-0.013 (0.055)	-0.179** (0.033)
Québec * 2005 ( $\rho$ )	-0.046 (0.043)	-0.191*** (0.014)
Effet traitement ( $\tau$ )	-0.050 (0.127)	0.201 (0.071)
Constante ( $\alpha$ )	0.386*** (0.005)	0.293*** (0.014)
#Observations	18812	18812
R-carré	0.01	0.03

EMTE 2003 et 2005

\* statistiquement significatif à 10%; \*\* significatif à 5%; \*\*\* significatif à 1%

Écart-types bootstrap entre parenthèses

Groupe traité: masse salariale  $\geq$  250,000 ET masse salariale  $<$  1,000,000

Groupe témoin: masse salariale  $<$  250,000 OU masse salariale  $>$  1,000,000



Tableau 11

Estimateur triple-différence par moindres carrés ordinaires  
au niveau du travailleur

	Probabilité de participer à de la formation	
	en classe	en cours d'emploi
Année = 2004 ou 2005 ( $\delta$ )	-0.015 (0.016)	0.064* (0.016)
Groupe traité ( $\beta$ )	-0.090** (0.015)	0.030 (0.025)
Groupe traité * (2004 ou 2005) ( $\pi$ )	0.078** (0.017)	-0.040 (0.044)
Groupe traité * Québec ( $\varphi$ )	-0.016 (0.030)	-0.164*** (0.015)
Québec * (2004 ou 2005) ( $\rho$ )	-0.028 (0.026)	-0.152*** (0.009)
Effet traitement ( $\tau$ )	-0.059* (0.016)	0.158** (0.031)
Constante ( $\alpha$ )	0.361*** (0.007)	0.282*** (0.013)
#Observations	31994	31994
R-carré	0.01	0.02

EMTE 2002, 2003, 2004 et 2005

\* statistiquement significatif à 10%; \*\* significatif à 5%; \*\*\* significatif à 1%

Écart-types bootstrap entre parenthèses

Groupe traité: masse salariale  $\geq$  250,000 ET masse salariale  $<$  1,000,000

Groupe témoin: masse salariale  $<$  250,000 OU masse salariale  $>$  1,000,000

Tableau 12

Estimateurs double- et triple-différence au niveau de l'établissement  
Robustesse au choix de la période de référence

	Intensité	
	classe	emploi
Estimateurs MCO		
$\tau_1$	-0.043 (0.021)	0.201** (0.036)
$\tau_2$	-0.145** (0.028)	0.112*** (0.008)
$\tau_3$	-0.039 (0.026)	0.206** (0.042)

EMTE 2002, 2003 (pre-) et 2004, 2005 (post-)

\* statistiquement significatif à 10%; \*\* significatif à 5%; \*\*\* significatif à 1%

Écart-types bootstrap entre parenthèses

Groupe traité: masse sal.  $\geq$  250,000 ET masse sal.  $<$  1,000,000

$\tau_1$  :Groupe témoin: masse sal.  $<$  250,000 OU masse sal.  $>$  1,000,000

$\tau_2$ :Groupe témoin: masse salariale  $>$  1,000,000

$\tau_3$ : Groupe témoin: masse salariale  $<$  250,000

Tableau 13

Estimateur triple-différence au niveau de l'établissement  
Robustesse aux erreurs de mesure dans la masse salariale

	Intensité	
	classe	emploi
Estimateurs triple-différence		
$\tau_1$	-0.043 (0.111)	0.287* (0.083)
$\tau_2$	-0.045 (0.113)	0.279* (0.082)
$\tau_3$	-0.028 (0.124)	0.256* (0.083)
$\tau_4$	-0.048 (0.128)	0.231* (0.065)

EMTE 2003 et 2005

\* stat. significatif à 10%; \*\* significatif à 5%; \*\*\* significatif à 1%

Écart-types bootstrap entre parenthèses

$\tau_1$ : original

$\tau_2$ : original +- 0%

$\tau_3$ : original +- 5%

$\tau_4$ : original +-10%

Tableau 14

Estimateur triple-différence au niveau du travailleur  
Robustesse aux erreurs de mesure dans la masse salariale

	Probabilité de participer à de la formation	
	en classe	en cours d'emploi
Estimateurs triple-diff.		
$\tau_1$	-0.059* (0.016)	0.158** (0.031)
$\tau_2$	-0.068 (0.026)	0.155** (0.032)
$\tau_3$	-0.063 (0.035)	0.144* (0.047)
$\tau_4$	-0.056* (0.016)	0.121 (0.063)

EMTE 2002, 2003 (pre) et 2004, 2005 (post)

\* stat. significatif à 10%; \*\* significatif à 5%; \*\*\* significatif à 1%

Écart-types bootstrap entre parenthèses

$\tau_1$ : original

$\tau_2$ : original +/- 0%

$\tau_3$ : original +/- 5%

$\tau_4$ : original +/-10%