

N° 11F0019M au catalogue — N° 430
ISSN 1205-9161
ISBN 978-0-660-32244-5

Direction des études analytiques : documents de recherche

La transparence salariale et l'écart entre les sexes

par Michael Baker, Yosh Halberstam, Kory Kroft,
Alexandre Mas et Derek Messacar

Date de diffusion : le 16 septembre 2019



Statistique
Canada

Statistics
Canada

Canada

Comment obtenir d'autres renseignements

Pour toute demande de renseignements au sujet de ce produit ou sur l'ensemble des données et des services de Statistique Canada, visiter notre site Web à www.statcan.gc.ca.

Vous pouvez également communiquer avec nous par :

Courriel à STATCAN.infostats-infostats.STATCAN@canada.ca

Téléphone entre 8 h 30 et 16 h 30 du lundi au vendredi aux numéros suivants :

- | | |
|---|----------------|
| • Service de renseignements statistiques | 1-800-263-1136 |
| • Service national d'appareils de télécommunications pour les malentendants | 1-800-363-7629 |
| • Télécopieur | 1-514-283-9350 |

Programme des services de dépôt

- | | |
|-----------------------------|----------------|
| • Service de renseignements | 1-800-635-7943 |
| • Télécopieur | 1-800-565-7757 |

Normes de service à la clientèle

Statistique Canada s'engage à fournir à ses clients des services rapides, fiables et courtois. À cet égard, notre organisme s'est doté de normes de service à la clientèle que les employés observent. Pour obtenir une copie de ces normes de service, veuillez communiquer avec Statistique Canada au numéro sans frais 1-800-263-1136. Les normes de service sont aussi publiées sur le site www.statcan.gc.ca sous «Contactez-nous» > «[Normes de service à la clientèle](#)».

Note de reconnaissance

Le succès du système statistique du Canada repose sur un partenariat bien établi entre Statistique Canada et la population du Canada, les entreprises, les administrations et les autres organismes. Sans cette collaboration et cette bonne volonté, il serait impossible de produire des statistiques exactes et actuelles.

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada

© Sa Majesté la Reine du chef du Canada, représentée par le ministre de l'Industrie 2019

Tous droits réservés. L'utilisation de la présente publication est assujettie aux modalités de l'[entente de licence ouverte](#) de Statistique Canada.

Une [version HTML](#) est aussi disponible.

This publication is also available in English.

La transparence salariale et l'écart entre les sexes

par

Michael Baker

Département des études économiques, Université de Toronto,
et Bureau national de la recherche économique des États-Unis

Yosh Halberstam

Département des études économiques, Université de Toronto,

Kory Kroft

Département des études économiques, Université de Toronto,
et Bureau national de la recherche économique des États-Unis

Alexandre Mas

Département des études économiques, Université de Toronto,
Bureau national de la recherche économique des États-Unis
et Institute of Labor Economics

Derek Messacar

Division de l'analyse sociale et de la modélisation, Statistique Canada

11F0019M No. 430

2019018

ISSN 1205-9161

ISBN 978-0-660-32244-5

Septembre 2019

Direction des études analytiques Documents de recherche

La série Direction des études analytiques : documents de recherche permet de faire connaître les travaux de recherche effectués par le personnel de la Direction des études analytiques et les collaborateurs. Cette série a pour but de favoriser la discussion sur divers sujets, notamment le travail, l'immigration, la scolarité et les compétences, la mobilité du revenu, le bien-être, le vieillissement, la dynamique des entreprises, la productivité, les transitions économiques et la géographie économique. Le lecteur est invité à faire part aux auteurs de ses commentaires et suggestions.

Tous les documents de la série Direction des études analytiques : documents de recherche font l'objet d'une révision interne et d'une révision par les pairs. Cette démarche vise à faire en sorte que les documents soient conformes au mandat de Statistique Canada à titre d'organisme statistique gouvernemental et qu'ils respectent les normes généralement reconnues régissant les bonnes méthodes professionnelles.

Tout en respectant la politique, les lignes directrices et les principes généraux du *Manuel de la politique administrative du Conseil du Trésor* relatifs à l'emploi du féminin dans les écrits gouvernementaux, dans les textes qui traitent de collectivités, l'emploi du masculin générique est utilisé pour des raisons stylistiques et d'économie d'espace.

Table des matières

Résumé	5
Sommaire.....	6
1 Introduction.....	8
2 Pourquoi la transparence salariale pourrait-elle avoir une incidence sur l'écart salarial entre les sexes?	11
3 Lois sur la divulgation des salaires dans le secteur public au Canada	12
4 Données.....	13
5 Contexte	16
6 Spécification du modèle économétrique.....	18
7 Résultats empiriques	19
8 Conclusion	24
Annexe	25
Bibliographie	27

Résumé

Le présent document vise à étudier les répercussions des lois sur la divulgation des salaires dans le secteur public sur les salaires du corps professoral universitaire au Canada. Ces lois, qui permettent au public de connaître les salaires de membres du corps professoral lorsqu'ils dépassent des seuils définis, ont été adoptées dans différentes provinces à divers moments. Au moyen de données administratives détaillées portant sur l'univers des facultés universitaires au Canada et d'une recherche axée sur l'étude d'événement, la présente étude a permis de dégager trois principales conclusions. Tout d'abord, les lois sur la divulgation réduisaient, en moyenne, les salaires. Ensuite, les lois réduisaient les disparités salariales entre les hommes et les femmes. Troisièmement, l'écart salarial entre les sexes était réduit principalement dans les universités où les membres du corps professoral sont syndiqués.

Mots-clés : disparités salariales entre les sexes; étude d'événement; lois sur la divulgation des salaires; Système d'information sur le personnel d'enseignement dans les universités et les collèges (SIPEUC); transparence salariale.

Sommaire

L'une des caractéristiques les plus persistantes et les plus marquantes du marché de l'emploi partout dans le monde est que les femmes gagnent moins que les hommes. Parmi les chercheurs universitaires et les décideurs politiques, une hypothèse a gagné récemment en popularité. Selon cette dernière, les disparités salariales entre les sexes persistent en partie parce qu'elles sont camouflées. Dans le secteur privé, certains ont exigé un degré de transparence accru en ce qui concerne l'écart salarial entre les hommes et les femmes.

Ainsi, on considère de plus en plus que les lois sur la transparence constituent une politique visant à réduire les disparités salariales entre les sexes. Cependant, malgré une hausse du nombre de lois en matière de transparence au Canada et dans d'autres pays, il existe un nombre limité d'études universitaires qui permettent de déterminer si la transparence salariale réduit systématiquement les disparités salariales entre les sexes. Il s'agit d'une lacune importante, puisque les lois sur la transparence imposent vraisemblablement des coûts aux employeurs, en plus d'accroître le fardeau administratif. Le fait que ces lois respectent les normes d'une analyse coût-avantage varie en fonction du fait qu'elles assurent ou non une égalité supérieure entre les sexes, selon le coût d'efficacité.

Le présent document fournit de nouvelles données probantes sur l'effet de causalité des lois en matière de transparence salariale sur les salaires. Plus précisément, les répercussions de l'adoption (échelonnée) de lois sur la divulgation des salaires dans les facultés universitaires au sein des provinces canadiennes sont étudiées. En 1996, la Colombie-Britannique, le Manitoba et l'Ontario ont été les premières provinces à adopter de telles lois. De nombreuses autres provinces en ont adopté plus récemment.

Pour évaluer l'effet de ces lois, des données administratives sur les salaires des employés universitaires à temps plein des établissements d'enseignement postsecondaire canadiens à partir de 1970 sont utilisées dans le cadre d'une analyse du Système d'information sur le personnel d'enseignement dans les universités et les collèges. Le plan de recherche utilise la variation entre les provinces canadiennes pour ce qui est de la mise en œuvre des lois sur la divulgation et la variation à l'intérieur des provinces en ce qui a trait aux départements exposés.

Les trois résultats suivants ont été déterminés :

1. Les lois sur la transparence réduisent les salaires dans les facultés d'environ 1 point à 3 points de pourcentage en moyenne.
2. Ces lois réduisent aussi les disparités salariales entre les sexes d'environ 2,2 points à 2,4 points de pourcentage. Cela représente une réduction d'environ 30 % de l'écart, qui était à la base de 7 % à 8 %. Il s'agissait de disparités salariales entre les sexes qui étaient observées au moment de la première série de réformes en matière de transparence au Canada. Cet effet montre principalement un ralentissement de la croissance des salaires des membres du corps professoral de sexe masculin. Certaines données probantes laissent aussi entendre que les salaires des membres du corps professoral de sexe féminin ont augmenté, même si les estimations ont une ampleur plus petite.
3. Les effets de la divulgation des salaires sur les salaires moyens et l'écart salarial entre les sexes sont plus prononcés dans les milieux de travail syndiqués. Par exemple, les salaires des femmes ont augmenté d'environ 1 point de pourcentage à la suite de l'adoption d'une loi sur la divulgation dans les universités syndiquées, tandis que ce changement était presque équivalent à zéro dans les universités non syndiquées. Les syndicats peuvent jouer un rôle important en réaction à la divulgation, puisque les universités doivent participer et répondre aux procédures de grief officielles en milieu de travail syndiqué. L'existence d'une procédure de grief officielle peut être particulièrement avantageuse pour

les femmes dans un milieu où la plupart des titulaires de chaires et des membres plus anciens du corps professoral sont des hommes.

Les résultats de la présente étude fournissent des renseignements sur les répercussions de l'équilibre partiel des lois sur la transparence salariale. Cependant, il est possible que de telles lois aient des effets indirects qui font en sorte que des changements élargis soient apportés aux normes sociales. Ainsi, les effets d'équilibre général de ces lois pourraient être différents.

1 Introduction

L'une des caractéristiques les plus persistantes et les plus marquantes du marché de l'emploi partout dans le monde est que les femmes gagnent moins que les hommes. Par exemple, aux États-Unis, une femme gagne généralement 77 \$ pour chaque tranche de 100 \$ que gagne un homme (Goldin, 2014). Parmi les chercheurs universitaires et les décideurs politiques, une hypothèse a gagné récemment en popularité. Selon cette dernière, les disparités salariales entre les sexes persistent en partie parce qu'elles sont camouflées. Cette hypothèse est étayée par une série de réformes stratégiques qui exigent la divulgation des salaires selon le sexe¹. Aux États-Unis, le président Obama a adopté des lois exigeant que les entreprises ayant conclu des contrats avec le gouvernement divulguent les salaires moyens des employés selon le sexe. Le président Trump a annulé par la suite ces lois². Dans le secteur privé, certains ont exigé un degré de transparence accru en ce qui concerne les différences salariales entre les hommes et les femmes; par exemple, les entreprises technologiques sont soumises aux pressions du public concernant la divulgation des salaires selon le sexe³.

Hors des États-Unis, on considère de plus en plus que les lois sur la transparence constituent une politique visant à réduire les disparités salariales entre les hommes et les femmes. En 2006, le Danemark a adopté une loi exigeant que les grandes entreprises déclarent des statistiques sur les salaires selon le sexe (Bennedsen et coll., 2019). Depuis 2017, les entreprises situées au Royaume-Uni qui comptent plus de 250 employés sont tenues de déclarer la rémunération et les primes selon le sexe (The Equality Act 2010 [Gender Pay Gap Information] [S.I. 2017/172])⁴. Des réformes semblables sont en cours en Australie, en France et en Allemagne. Au Canada, la *Loi portant sur la transparence salariale* (2018, L.O. 2018, chap. 5 – projet de loi 3), adoptée récemment en Ontario, exige que toutes les annonces publiques de postes comprennent une fourchette de rémunération, en plus d'interdire aux employeurs de poser des questions sur la rémunération antérieure et d'exiger qu'ils déclarent les disparités salariales entre les hommes et les femmes à la province⁵.

Malgré une hausse du nombre de lois en matière de transparence, il existe un nombre limité d'études universitaires qui permettent de déterminer si la transparence salariale réduit systématiquement les disparités salariales entre les sexes. Il s'agit d'une lacune importante, puisque les lois sur la transparence imposent vraisemblablement des coûts aux employeurs, en plus d'accroître le fardeau administratif. Le fait que ces lois respectent les normes d'une analyse coût-avantage varie en fonction du fait qu'elles assurent ou non une égalité supérieure entre les hommes et les femmes, selon le coût d'efficacité.

Le présent document fournit de nouvelles données probantes sur l'effet de causalité des lois en matière de transparence salariale sur les salaires. Les répercussions de l'adoption (échelonnée) de lois sur la divulgation des salaires dans les facultés universitaires au sein des provinces canadiennes sont étudiées. En 1996, la Colombie-Britannique, le Manitoba et l'Ontario ont été les premières provinces à adopter des lois sur la divulgation qui exigeaient que les universités

-
1. Tout au long du document, les termes « transparence » et « divulgation » sont utilisés de manière interchangeable.
 2. D. Paquette, « The Trump administration just halted this Obama-era rule to shrink the gender wage gap », *The Washington Post*, 30 août 2017, disponible au lien suivant : https://www.washingtonpost.com/news/wonk/wp/2017/08/30/the-trump-administration-just-halted-this-obama-era-rule-to-shrink-the-gender-wage-gap/?utm_term=.95fb069454fc.
 3. Voir « Tech Companies Tout Gender Pay Equity but Balk at Transparency », *Bloomberg Law*, 13 avril 2017, disponible au lien suivant : <https://news.bloomberglaw.com/daily-labor-report/tech-companies-tout-gender-pay-equity-but-balk-at-transparency>; et B. Covert, « Even Google Can No Longer Hide Its Gender Pay Gap: A new federal rule will force big companies to report pay scales according to gender and race », *The New York Times*, 7 mars 2019, disponible au lien suivant : <https://www.nytimes.com/2019/03/07/opinion/google-pay-gap.html>.
 4. Voir le lien suivant : http://www.legislation.gov.uk/ukxi/2017/172/pdfs/ukxi_20170172_en.pdf.
 5. Voir le lien suivant : <https://www.ontario.ca/fr/lois/loi/s18005>. Cette Loi devait entrer en vigueur le 1^{er} janvier 2019. Cependant, sa mise en œuvre a été reportée, en attendant que d'autres consultations soient tenues auprès des employés.

déclarent les salaires des employés gagnant plus de 50 000 \$ (Colombie-Britannique et Manitoba) et plus de 100 000 \$ (Ontario). Dans les autres provinces, des lois sur la divulgation ont été adoptées récemment. Seulement quatre provinces n'ont pas les moyens légaux explicites pour publier les salaires du corps professoral dans les universités.

Pour évaluer l'effet de ces lois, les données administratives de Statistique Canada sur les salaires des employés universitaires à temps plein des collèges et universités canadiens à partir de 1970 sont utilisées. Ces données portent sur la quasi-totalité des membres du corps professoral à temps plein dans les universités canadiennes. Presque toutes les universités au Canada sont dans le secteur public. Cet ensemble de données renferme une vaste gamme de variables démographiques et de variables relatives à l'emploi à prendre en compte pour déterminer et expliquer l'évolution des disparités salariales entre les sexes au fil du temps. Au moyen de ces variables, les salaires divulgués par ces lois peuvent être déterminés d'une manière très détaillée. Il s'agit de l'un des rares ensembles de données qui fournissent des renseignements sur la rémunération et les caractéristiques démographiques pour un groupe exhaustif d'employeurs au sein d'un secteur.

Le plan de recherche utilise la variation entre les provinces canadiennes pour ce qui est de la mise en œuvre des lois sur la divulgation ainsi que la variation à l'intérieur des provinces en ce qui a trait aux départements exposés. Puisque les lois ne s'appliquent qu'aux membres du corps professoral dont le salaire est supérieur aux seuils définis, les départements offrant un salaire inférieur n'étaient pas visés par la divulgation. Cependant, les départements offrant un salaire supérieur étaient touchés. Il est ainsi possible d'obtenir une source supplémentaire de variation dans la province. Ainsi, les groupes expérimentaux et les témoins peuvent être définis à l'échelle universitaire. Des tendances variant dans le temps à l'échelle provinciale peuvent être corrigées d'une manière souple.

Pour plusieurs raisons, le secteur universitaire est un bon milieu pour étudier les répercussions des lois en matière de transparence sur les disparités salariales entre les sexes. Tout d'abord, les disparités entre les sexes étaient répandues à tous les échelons universitaires et dans tous les établissements universitaires au Canada au cours de la période étudiée⁶. Ensuite, il existe un consensus au sujet des résultats du corps professoral des universités (les cours enseignés, les publications de recherche, les services administratifs). Le tout est relativement facile à observer. Il existe donc une certaine logique en ce qui concerne les arguments éventuels à l'appui d'une correction salariale découlant des lois sur la divulgation. Troisièmement, les divisions bien établies et adoptées à grande échelle du corps professoral par département et par rang permettent de définir avec précision les groupes de référence. Quatrièmement, puisque les salaires sont déterminés par le secteur des universités, les écarts salariaux tiennent compte des différences sur le plan des salaires, plutôt que des différences sur le plan des heures travaillées. Enfin, la facilité d'accès aux renseignements révélés par certaines lois sur la divulgation étudiées dépend de l'accès à Internet. Les universités étaient à l'avant-scène quant à la fourniture d'un accès Internet à leurs employés au cours de la période étudiée.

Trois résultats clés ont été déterminés. Tout d'abord, les lois sur la transparence réduisent, en moyenne, les salaires du corps professoral. Plus particulièrement, les lois sur la transparence ont entraîné une réduction statistiquement significative de 1 point à 3 points de pourcentage des salaires. En deuxième lieu, ces lois réduisent aussi les disparités salariales entre les sexes : on observe une réduction statistiquement significative de 2,2 points à 2,4 points de pourcentage. Cela représente une réduction d'environ 30 % de l'écart, qui était à la base de 7 % à 8 %. Il s'agissait de disparités salariales entre les sexes qui étaient observées au moment de la première

6. Par exemple, des études antérieures ont montré que seulement 36 % des professeurs agrégés et 22 % des professeurs titulaires sont des femmes, même si les femmes représentent près de la moitié des professeurs adjoints (Conseil des académies canadiennes, 2012). En outre, lorsqu'on compare le salaire des hommes et des femmes dans les universités, on constate que le salaire des hommes était supérieur à tous les échelons, compte tenu de l'expérience (Boyd et coll., 2012).

série de réformes en matière de transparence au Canada. Selon les estimations, la réduction des disparités salariales entre les sexes tient compte d'un ralentissement de la croissance des salaires des membres du corps professoral de sexe masculin dans le groupe expérimental par rapport au groupe témoin. Certaines données probantes laissent aussi entendre que les salaires des membres du corps professoral de sexe féminin ont augmenté, même si les estimations ont une ampleur plus petite. Enfin, les effets de la divulgation des salaires sur les salaires moyens et les disparités salariales entre les sexes sont plus prononcés dans les milieux de travail syndiqués.

Le présent document contribue à plusieurs volets de la littérature portant sur la transparence salariale. De nombreuses études ont examiné les effets de la transparence sur les salaires. Après avoir évalué les répercussions de la divulgation salariale en Ontario, Gomez et Wald (2010) ont conclu que les salaires des recteurs dans la province augmentaient en fonction du salaire moyen dans le secteur public et qu'il y avait une croissance supérieure des salaires moyens des professionnels en Ontario par rapport aux autres provinces⁷. Mas (2017) a évalué les effets d'un changement législatif en Californie, qui exigeait la divulgation électronique des salaires dans les municipalités, et a découvert qu'il y avait une compression salariale.

Dans le contexte actuel, Bennedsen et coll. (2019) ont examiné les répercussions d'une loi au Danemark exigeant des entreprises comptant plus de 35 employés qu'elles fournissent les données salariales selon le sexe aux employés, par l'intermédiaire de leur représentant. Les données sont déclarées pour les groupes qui sont suffisamment grands pour protéger l'anonymat des personnes⁸. Au moyen d'une méthode d'analyse des écarts entre les différences comparant les entreprises comptant de 35 à 50 employés aux entreprises comptant de 20 à 34 employés, Bennedsen et coll. (2019) ont constaté que la loi sur la divulgation a permis de réduire les disparités salariales entre les sexes chez les entreprises étudiées principalement en raison d'un ralentissement de la croissance des salaires des hommes⁹.

Il existe quelques différences entre la présente étude et celle de Bennedsen et coll. (2019). Tout d'abord, la nature des lois sur la transparence diffère fortement dans les deux contextes. Au Danemark, les disparités salariales sont divulguées par les entreprises à un représentant des employés ou les entreprises rédigent un rapport interne sur l'équité salariale. Dans le présent contexte, tous les salaires supérieurs à un certain seuil sont divulgués. Tous les travailleurs ont directement accès à l'information. Deuxièmement, contrairement à Bennedsen et coll. (2019), qui mettaient l'accent sur les travailleurs du secteur privé, le présent document porte sur les travailleurs du secteur public. C'est pourquoi les deux études se complètent à cet égard. Malgré tout, les résultats des deux études sont très semblables, c'est-à-dire qu'il y a réduction des disparités salariales entre les sexes attribuable, en partie, à des salaires inférieurs pour les hommes. La présente étude en fait état.

D'autres études ont examiné les effets de la transparence salariale sur d'autres résultats. Cullen et Perez-Truglia (2018) ont réalisé une expérience sur le terrain au sein d'une grande entreprise qui révélait les salaires des pairs et des gestionnaires. Ils ont constaté que, si le salaire des pairs est perçu comme étant supérieur, il y a réduction des efforts, de la production et du maintien en poste. Si le salaire des gestionnaires est perçu comme étant supérieur, ces résultats s'en trouvent accrus. Card et coll. (2012) ont utilisé une expérience d'information randomisée pour montrer que la transparence salariale réduisait le bien-être des membres du corps professoral d'une université

7. Cette dernière conclusion est fondée sur une analyse des écarts dans les différences au moyen des données des recensements de 1991, de 1996 et de 2001.

8. L'anonymat est protégé en restreignant la divulgation aux entreprises désignées par des codes de profession à 6 chiffres qui comptent au moins 10 employés de chaque sexe.

9. Kim (2015) a évalué l'effet des lois d'États américains qui interdisent de tenir secret le salaire, c'est-à-dire les mesures prises par les employeurs pour interdire aux employés de communiquer des renseignements salariaux. Au moyen d'une méthode d'analyse des écarts dans les différences, Kim a conclu que, dans les États dotés de lois interdisant le secret en ce qui concerne le salaire, les salaires des femmes ayant un diplôme collégial étaient plus élevés, ce qui faisait en sorte que les disparités salariales entre les sexes étaient moins grandes.

dans les départements au sein desquels ils gagnaient un salaire inférieur à la médiane en Californie. Breza, Kaur et Shamdasani (2018) ont démontré que la productivité des ouvriers indiens diminuait lorsqu'ils pouvaient connaître le salaire de leurs pairs. Perez-Truglia (2019) a évalué les effets de la transparence sur le bien-être, en examinant une réforme adoptée en Norvège qui a entraîné la divulgation en ligne des dossiers d'impôt pour l'ensemble de la population. L'étude a conclu qu'il y avait eu réduction du bien-être.

Le reste du document est structuré de la manière suivante : la section 2 porte sur les mécanismes grâce auxquels les lois sur la transparence peuvent avoir une incidence sur les disparités salariales entre les sexes; la section 3 propose un aperçu des lois sur la divulgation dans le secteur public au Canada; la section 4 présente les données; la section 5 fournit des données probantes sur les disparités salariales entre les sexes pour tous les travailleurs au Canada et les professions libérales dans le secteur des services d'enseignement; la section 6 expose la spécification de l'étude de l'événement; la section 7 renferme les résultats empiriques et la section 8, les conclusions.

2 Pourquoi la transparence salariale pourrait-elle avoir une incidence sur l'écart salarial entre les sexes?

Parmi les effets de la divulgation de l'information sur les disparités salariales entre les sexes au sein d'une organisation, il y a le fait que les personnes peuvent exiger, en privé, un salaire plus élevé à leur employeur. Le dossier de Lilly Ledbetter illustre cette situation. M^{me} Ledbetter, superviseuse chez Goodyear Tire, un fabricant américain, ne savait pas que ses collègues de sexe masculin, occupant des postes semblables, recevaient un salaire supérieur au sien. Ayant reçu une lettre anonyme révélant ce fait, elle a déposé une poursuite pour discrimination dans l'emploi visant son employeur. L'affaire s'est retrouvée devant la Cour suprême des États-Unis et a entraîné l'adoption de la loi *Lilly Ledbetter Fair Pay Act of 2009* (pub. L. n° 111-2, 123 Stat. 5 [2009]), ce qui a permis d'alléger le fardeau lors d'une poursuite pour discrimination¹⁰.

L'affaire Ledbetter a fait ressortir les mesures individuelles prises par des employés. Il est aussi possible que la divulgation salariale étendue réduise les disparités salariales entre les sexes en raison de la réponse de l'organisation à une attention du public plus soutenue à l'égard des disparités salariales. Plus particulièrement, les organisations peuvent prendre des mesures organisationnelles pour apporter des modifications salariales, en partie pour maintenir de bonnes relations publiques. Par exemple, Mas (2017) a constaté que la divulgation des salaires des gestionnaires municipaux en Californie a entraîné une réduction des salaires moyens. On a interprété cette situation comme une réponse institutionnelle au tollé général face aux niveaux élevés de rémunération.

En revanche, il est possible que l'écart salarial entre les sexes ne soit pas touché par les lois sur la transparence. Par exemple, s'il y a discrimination fondée sur les préférences ou si les disparités salariales entre les sexes sont le fruit d'un monopsonne, la transparence pourrait n'avoir aucune incidence. Dans le même ordre d'idées, même si le fait de connaître le salaire des collègues peut révéler des éléments au sujet de la nature des rentes propres à l'entreprise, si les hommes et les femmes se servent de cette information d'une manière symétrique lorsqu'ils négocient, on pourrait s'attendre à ce que cela ait des répercussions sur les disparités salariales entre les sexes. Cependant, si les hommes, et pas les femmes, se servent de cette information lors de négociations, cela pourrait exacerber les disparités¹¹. Dans la présente étude sur les membres

10. Voir le lien suivant : <https://www.congress.gov/bill/111th-congress/senate-bill/181>.

11. Leibbrandt et List (2014) ont présenté des données probantes montrant que, dans certaines situations, les hommes sont plus susceptibles de négocier leurs salaires que les femmes.

du corps professoral universitaire, les mesures individuelles et organisationnelles peuvent entraîner des rajustements.

3 Lois sur la divulgation des salaires dans le secteur public au Canada

Comme il est mentionné dans l'introduction, les premières lois sur la divulgation salariale dans le secteur public ont été adoptées en 1996, en Colombie-Britannique, au Manitoba et en Ontario. Dans tous les cas, le gouvernement exigeait la divulgation des salaires dans les universités qui dépassaient un certain seuil, soit 50 000 \$ en Colombie-Britannique et au Manitoba, et 100 000 \$ en Ontario.

Le tableau 1 illustre l'année de mise en œuvre et les seuils de divulgation des lois en matière de transparence ainsi que les législations provinciales qui donnent accès aux salaires dans le secteur public, en plus d'indiquer si ces gouvernements publient les salaires en ligne¹². Ces lois renferment un certain nombre de caractéristiques additionnelles remarquables.

Tout d'abord, la plupart des provinces ayant adopté des lois sur la divulgation salariale publient des données sur les salaires en ligne¹³. Les médias ont fait grand cas de la première publication des renseignements salariaux en ligne par les gouvernements de l'Ontario, la Nouvelle-Écosse, l'Alberta et Terre-Neuve-et-Labrador. Cependant, dans les autres provinces, les lois sur la divulgation n'exigent pas qu'une province rende ces données accessibles en ligne. En Colombie-Britannique, l'accès en ligne aux salaires des corps professoraux n'a été offert qu'après la réception, en 2008, d'une demande d'accès à l'information présentée par des journalistes du *Vancouver Sun*, un journal provincial. De 2008 à 2015, le journal proposait une banque de données électronique consultable sur les salaires dans le secteur public (y compris les salaires des corps professoraux)¹⁴.

12. Les lois sur la divulgation des salaires en Saskatchewan visent les employés des sociétés d'État. Elles n'ont pas été élargies pour englober d'autres salaires d'employés du secteur public (y compris les salaires des membres des facultés). Cependant, les pressions exercées pour que certains salaires soient divulgués dans la province ont fait en sorte que l'Université de la Saskatchewan a adopté sa propre initiative en matière de transparence. Voir A. Macpherson. « U of S online salary disclosure 'a step in the right direction': expert » *Saskatoon StarPhoenix*, 14 août 2018, disponible au lien suivant : <https://thestarphoenix.com/news/local-news/u-of-s-online-salary-disclosure-a-step-in-the-right-direction-expert>.

13. Par exemple, voir la divulgation des traitements en Ontario (« Divulgation des traitements », Ontario, dernière modification datant du 31 mai 2019, consulté le 4 juillet 2019, disponible au lien suivant : <https://www.ontario.ca/fr/page/divulgation-des-traitements>).

14. « Public Sector Salaries », *Vancouver Sun*, Postmedia Network, consulté le 4 juillet 2019, disponible au lien suivant : <http://www.vancouver.sun.com/business/public-sector-salaries/basic.html>.

Tableau 1
Lois provinciales sur la divulgation salariale

	Année de mise en œuvre	Seuil de divulgation (dollars)	Publication du gouvernement en ligne
Colombie-Britannique	1996	50 000	non
Manitoba	1996	50 000	non
Ontario	1996	100 000	oui
Nouvelle-Écosse	2012	100 000	oui
Alberta	2015	125 000	oui
Terre-Neuve-et-Labrador	2016	100 000	oui

Notes : Il n'existe pas de lois sur la divulgation salariale visant le salaire du corps professoral universitaire à l'Île-du-Prince-Édouard, au Nouveau-Brunswick, au Québec ou en Saskatchewan. En Colombie-Britannique, le seuil de déclaration initial du salaire fixé à 50 000 \$ a été modifié en 2002. Il est désormais établi à 75 000 \$. Le seuil en Alberta est rajusté en fonction de l'Indice des prix à la consommation de la province. Il n'existe pas de lois sur la transparence salariale à l'Île-du-Prince-Édouard, au Nouveau-Brunswick, au Québec ou en Saskatchewan qui exigent que les universités divulguent les salaires des employés autres que les cadres à la province ou répondent aux demandes d'accès à l'information concernant les salaires non anonymisés du corps professoral.

Source : Statistique Canada, compilation des auteurs.

Ensuite, le seuil de déclaration initial pour la divulgation est demeuré le même au fil du temps dans la plupart des provinces. Dans certaines autres, il a été rajusté en fonction de l'inflation. Par exemple, plusieurs années après l'adoption de la législation sur la divulgation des salaires des employés gouvernementaux en Alberta, une autre loi qui s'appliquait de manière plus générale au secteur public (y compris les facultés des universités) a été adoptée en 2012. Le seuil avait été fixé à 125 000 \$, rajusté annuellement en fonction de l'Indice des prix à la consommation de l'Alberta.

Enfin, dans certaines provinces, les lois ayant une incidence sur la divulgation salariale ont été adoptées avant les lois mentionnées dans le tableau. Cependant, elles n'exigeaient pas que les salaires des corps professoraux universitaires étudiés soient divulgués publiquement. Par exemple, avant l'adoption de la législation en Ontario, les salaires des employés gouvernementaux gagnant plus de 40 000 \$ étaient publiés dans les comptes publics (Ontario, ministère des Finances, 1990). Toutefois, cette divulgation ne visait pas les facultés des universités. L'accès était limité, puisqu'il fallait obtenir une copie papier des comptes publics¹⁵.

4 Données

La présente étude repose sur une analyse de l'ensemble de données du Système d'information sur le personnel d'enseignement dans les universités et les collèges (SIPEUC) de Statistique Canada de 1970 à 2017. Il s'agit d'une enquête nationale annuelle qui recueille des données sur le personnel enseignant à temps plein dans les universités canadiennes attribuant des grades universitaires et leurs collègues affiliés au 1^{er} octobre de chaque année. L'enquête englobe tous les enseignants des facultés, le personnel universitaire des hôpitaux d'enseignement, le personnel universitaire enseignant invité et le personnel de recherche dont le rang professoral et le traitement sont similaires à ceux du personnel enseignant, qui ont tous des nominations pour

15. Depuis 1996, la *Financial Information Act* (RSBC 1996, ch. 140) est en vigueur en Colombie-Britannique. Elle exige des organismes publics qu'ils préparent un énoncé documentant les salaires des employés gagnant au moins 75 000 \$ (seuil de 2002). Aucune donnée probante ne montre que ces énoncés ont été rendus publics. Depuis 1996, les salaires des employés gagnant au moins 25 000 \$ en Nouvelle-Écosse sont publiés dans les comptes publics (Nouvelle-Écosse, 1997). Cependant, les facultés des universités sont exclues. Depuis 2008, le Nouveau-Brunswick a une exigence semblable. Le seuil est fixé à 60 000 \$ et les facultés universitaires sont exclues (voir les Listes d'employés supplémentaires non vérifiées des « Comptes publics », Nouveau-Brunswick, Finances et Conseil du Trésor, consulté le 4 juillet 2019, disponible au lien suivant : <https://www2.gnb.ca/content/dam/gnb/Departments/tb-ct/pdf/OC/PA18Emp.pdf>).

une période déterminée d'au moins 12 mois. Elle exclut le personnel administratif et le personnel de soutien, les bibliothécaires ainsi que les adjoints de recherche et les adjoints à l'enseignement.

Les données du SIPEUC sont recueillies directement auprès des établissements. La participation est obligatoire. Dans les données, la personne est l'unité d'observation. Cependant, l'unité d'enquête est l'établissement. Les renseignements sur les caractéristiques socioéconomiques du personnel, y compris le salaire, sont obtenus directement dans les dossiers de paye. Statistique Canada collabore étroitement avec les établissements pour assurer une déclaration uniforme chaque année, et veiller à ce que les données des différents établissements puissent être comparées. Cet ensemble de données affiche une limite, puisqu'il a été abandonné de 2011 à 2015. Au cours de cette période, les données ont été recueillies, de manière indépendante, par des établissements participants, en collaboration avec le Conseil national des vice-recteurs aux affaires académiques, ce qui a entraîné la création du consortium National Faculty Data Pool (NFDP), afin de simuler aussi étroitement que possible le SIPEUC en vue d'assurer l'uniformité longitudinale. À la suite d'une collaboration récente entre Statistique Canada et le consortium d'universités, le NFDP a été intégré au SIPEUC, afin de fournir des données sur les années manquantes.

Il est important de noter que le NFDP comporte deux limites. Tout d'abord, la participation à l'enquête était volontaire. De 2010 à 2012, la taille de l'échantillon a baissé, passant d'environ 35 450 à 27 000 travailleurs. En outre, le nombre d'établissements observés est passé de 113 à 56. Le nombre décroissant d'établissements est proportionnellement plus élevé, alors que le retrait d'une université d'une enquête entraîne aussi le retrait de tous ses collèges satellites (plus petits). Ensuite, pour des raisons de confidentialité ou pour simplifier la déclaration, plusieurs établissements n'ont pas assuré une déclaration uniforme des identificateurs personnels de leurs employés lors du passage du SIPEUC au NFDP en 2011 ou du passage du NFDP au SIPEUC en 2016. Pour surmonter ce défi, les personnes ont été appariées en fonction des données observables, afin de produire des identificateurs uniformes longitudinalement pour les établissements où une interruption avait été observée. Les personnes des établissements et des départements ont été appariées en fonction de l'année de naissance, du sexe, de l'année de nomination au sein de l'établissement et de l'année de l'obtention du plus haut grade. Des vérifications par placebo pour les établissements et les années où il n'y a eu aucune interruption montrent que le taux de réussite est supérieur à 99 %.

Les restrictions suivantes ont été imposées à l'échantillon tout au long de l'analyse. Les personnes ont été ajoutées uniquement si elles avaient été nommées professeurs adjoints, professeurs agrégés ou professeurs titulaires; si elles n'étaient pas à l'emploi d'une faculté de médecine ou de dentisterie; et si elles étaient affectées à un département particulier. Ces restrictions ont été mises en place parce que l'on comprend mieux l'établissement des salaires des facultés visées. Par exemple, l'établissement du salaire en médecine et en dentisterie peut être touché par des activités autres que la recherche et l'enseignement, dont la pratique de la médecine. L'analyse a été restreinte aux membres du corps professoral d'un département non manquant, puisque la spécification empirique ci-dessous exige l'attribution d'un groupe de pairs en fonction du département, ce qui n'est pas possible dans le cas des personnes qui n'appartiennent pas à un département¹⁶. Enfin, l'échantillon était limité aux établissements observés au cours du volet de 2012 du NFDP et qui avaient apporté la dernière touche à leurs données en collaboration avec Statistique Canada ou avaient transmis des renseignements à l'organisme. Cette restriction imposée aux établissements a été adoptée pour assurer l'équilibre du panel en fonction des années lors desquelles l'enquête n'a pas été réalisée.

16. Avant 2008, la variable Département n'était pas bien déclarée. Ainsi, une variable pour la matière enseignée a servi de données indirectes pour déterminer le département. Cette variable repose sur le même système de classification que la variable Département.

Dans le tableau 2, on présente les statistiques descriptives pour l'ensemble de l'échantillon de l'étude, et ce, de manière séparée pour les hommes et les femmes. L'échantillon comprend 101 103 employés universitaires de partout au Canada. Dans l'ensemble, les travailleurs sont âgés d'environ 48 ans. Le quart d'entre eux sont de sexe féminin. Cela masque le fait qu'au cours des années 1970, moins de 15 % des membres du corps professoral étaient des femmes. Cependant, ce chiffre a augmenté pour atteindre environ 40 % au cours des dernières années. Dans les années 2010, environ 45 % des professeurs embauchés étaient des femmes. En outre, environ 80 % des membres du corps professoral avaient un doctorat, et 70 % travaillaient au sein d'établissements syndiqués. Il est intéressant de souligner que les femmes sont près de 10 % plus susceptibles que les hommes d'être syndiquées. Cette situation peut être favorisée par deux facteurs : 1) les femmes sont plus susceptibles de travailler dans des établissements représentés par des syndicats ou des associations de professeurs; 2) la proportion de femmes dans l'industrie a augmenté au fil du temps, au fur et à mesure que la syndicalisation a augmenté graduellement entre les années 1970 et les années 1990.

Tableau 2
Statistiques descriptives des employés universitaires à l'échelle du Canada

	Échantillon complet		Hommes		Femmes	
	moyenne	écart-type	moyenne	écart-type	moyenne	écart-type
Données démographiques						
Âge (années)	47,5	9,7	47,7	9,8	47,1	9,4
Femmes (pourcentage)	24,5	43,0	0,0	0,0	100,0	0,0
Plus haut grade obtenu (pourcentage)						
Doctorat	81,6	38,7	83,0	37,5	77,3	41,9
Professionnel	0,5	7,4	0,5	7,2	0,6	7,9
Maîtrise	14,2	34,9	13,0	33,7	18,0	38,4
Inférieur à la maîtrise	3,6	18,6	3,4	18,2	4,1	19,8
Rang (pourcentage)						
Professeur adjoint	24,0	42,7	20,4	40,3	35,2	47,8
Professeur agrégé	39,7	48,9	38,4	48,6	43,7	49,6
Professeur titulaire	36,3	48,1	41,2	49,2	21,1	40,8
Autres caractéristiques d'emploi (pourcentage)						
Syndiqué	69,6	46,0	67,4	46,9	76,6	42,3
A des responsabilités	11,6	32,0	12,1	32,6	10,1	30,2
Rémunération						
Salaire (dollars constants de 2017)						
Échantillon complet	116 750	29 750	118 750	29 750	110 700	28 850
Professeur adjoint	89 350	19 000	89 200	19 050	89 600	18 900
Professeur agrégé	111 900	21 100	111 350	20 650	113 350	22 250
Professeur titulaire	140 250	25 150	140 250	24 950	140 300	26 350
Croissance du salaire (pourcentage)						
Échantillon complet	2,7	5,6	2,5	5,6	3,3	5,5
Professeur adjoint	3,4	4,8	3,3	4,8	3,7	4,8
Professeur agrégé	2,8	5,3	2,6	5,3	3,3	5,3
Professeur titulaire	2,2	6,1	2,0	6,0	3,0	6,6

Notes : Par responsabilités, on entend la nomination à un poste administratif supérieur, notamment celui de doyen, de vice-doyen ou de doyen associé; de directeur dont les responsabilités et le salaire sont équivalents à ceux d'un doyen; de chef de département ou de coordonnateur; et de recteur. Pour tenir compte des valeurs aberrantes, les observations dans le cadre desquelles le salaire était inférieur au 0,5 centile ou supérieur au 99,5 centile (en dollars constants de 2017) ont été éliminées. Les valeurs sont arrondies à 50 \$ près. Nombre de personnes : 101 103 (échantillon complet), 72 823 (hommes), 28 280 (femmes). Nombre d'observations : 1 002 081 (échantillon complet), 756 312 (hommes), 245 789 (femmes).

Source : Statistique Canada, Système d'information sur le personnel d'enseignement dans les universités et les collèges, 1970 à 2017.

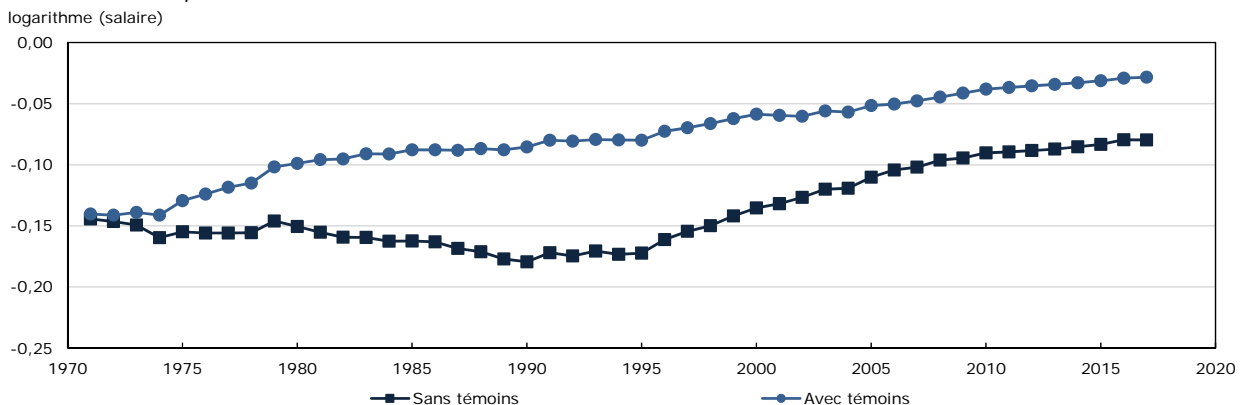
5 Contexte

Les travailleuses au Canada gagnent moins que leurs collègues de sexe masculin, comme c'est le cas dans la plupart des économies développées. Au graphique A.1 de l'annexe, le rapport des salaires horaires femmes-hommes chez les travailleurs à temps plein au cours de la période étudiée est documenté (Baker et Drolet, 2010; Morissette, Picot et Lu, 2013). Le rapport pour tous les travailleurs et les professions libérales au sein du secteur des services d'enseignement est illustré. Le rapport pour tous les travailleurs augmente, passant d'une valeur faible d'un peu plus de 0,82 à près de 0,89 au cours de la période. Le rapport des travailleurs en enseignement est plus volatil en raison de la taille plus petite de l'échantillon. Au début de la période, il est légèrement supérieur à 0,88, et passe à plus de 0,90, sauf lors d'une baisse abrupte en 2018. Pendant presque toute la période, les professionnelles de l'enseignement affichaient des disparités salariales plus petites par rapport à leurs homologues de l'ensemble du marché de l'emploi.

Même s'il est désormais courant de mesurer les disparités salariales entre les sexes au moyen des salaires horaires au Canada, les gains sont la norme dans de nombreux autres pays. La présente analyse porte essentiellement sur la rémunération annuelle des membres du corps professoral. Le recours aux gains pour documenter les disparités entre les sexes peut faire en sorte que l'on confonde les différences en ce qui concerne les heures travaillées (p. ex. temps partiel contre temps plein) et les différences en ce qui a trait aux salaires horaires. Cela est moins préoccupant dans le présent contexte, puisque l'échantillon est restreint aux nominations à temps plein et que les salaires du corps professoral au Canada représentent habituellement un montant fixe versé sur une période de 12 mois.

Les disparités salariales entre les sexes dans cet échantillon de membres du corps professoral sont illustrées dans le graphique 1. Ces disparités sont présentées au fil du temps en fonction ou non de témoins (établissement, département, année de naissance et plus haut grade obtenu). L'écart conditionnel était d'environ 15 % au début de la période, puis il a diminué pour se situer à environ 4 % à 5 % au cours des dernières années. Cela va de pair avec les conclusions de Warman, Woolley et Worswick (2010), qui ont utilisé des données semblables pour documenter une réduction des différences salariales entre les hommes et les femmes observée entre 1970 et 2001.

Graphique 1
Disparités salariales entre les sexes chez les membres du corps professoral universitaire, avec témoins et sans témoins, selon l'année



Notes : Les résultats sont fondés sur une régression du logarithme du salaire sur les effets fixes par année et leurs interactions avec un indicateur déterminant que la personne est de sexe féminin. Pour tenir compte des valeurs aberrantes, les observations dans le cadre desquelles le salaire était inférieur au 0,5 centile ou supérieur au 99,5 centile (dollars constants de 2017) ont été éliminées.

Les coefficients des variables des interactions sont déclarés, où 1970 est l'année de référence, après avoir été réduits par les disparités salariales estimatives inconditionnelles entre les sexes au moyen du coefficient de l'indicateur pour le sexe féminin. Parmi les variables témoins, il y a l'établissement, le département, l'année de naissance et le plus haut grade obtenu.

Source : Statistique Canada, Système d'information sur le personnel d'enseignement dans les universités et les collèges, 1970 à 2017.

Parmi les préoccupations potentielles concernant le recours à la paye dans le secteur universitaire, il y a le fait que les salaires peuvent être fixés en fonction d'une formule réglementaire; par exemple, ceux-ci peuvent être déterminés entièrement en fonction de l'établissement, du département et du rang. Pour évaluer si l'on dispose d'une marge en ce qui concerne le salaire et la portée des lois sur la transparence pour avoir une incidence sur les disparités salariales entre les sexes, les salaires sont prédits en assurant leur régression en fonction des interactions des effets fixes associés à l'établissement, au département, au rang, à la durée des fonctions et à l'année; des effets fixes associés à l'âge; et des effets fixes associés au plus haut grade obtenu. Si les salaires sont fixés en fonction d'une formule, il ne devrait y avoir qu'une infime variance résiduelle entre les salaires réels et les salaires prévus. Le graphique A.2 de l'annexe montre que ce n'est pas le cas, puisqu'une variance résiduelle substantielle a été observée chez les hommes et les femmes. Le R au carré pour les deux modèles est d'environ 70 %. En outre, le fait que les disparités salariales entre les sexes conditionnelles étaient d'environ 7 % à 8 % au moment de l'adoption des premières lois sur la divulgation donne à penser que la portée de la divulgation peut avoir une incidence sur les disparités.

6 Spécification du modèle économétrique

Le contexte canadien est unique lorsque vient le temps d'évaluer l'effet de causalité de la transparence, puisqu'il existe trois sources distinctes de variation en matière de transparence : la province, l'année et le salaire de référence. Par exemple, comme il est mentionné ci-dessus, la divulgation salariale en Ontario a été adoptée en 1996. Cependant, seulement les personnes gagnant plus de 100 000 \$, le seuil salarial, étaient comprises¹⁷. La définition de référence du traitement tient compte de toutes ces sources de variation. Plus précisément, on détermine qu'une personne a fait l'objet d'un traitement au cours d'une année donnée si, au cours de cette année, elle a travaillé dans une province ayant des lois sur la divulgation salariale et a travaillé dans un département au sein duquel le salaire d'un membre du corps professoral a été révélé par la politique de divulgation au cours de l'année de la réforme¹⁸. Par « groupe de pairs », on entend l'ensemble du corps professoral au sein du même établissement et du même département, selon la définition principale de ce terme. Les résultats sont aussi déclarés du point de vue d'une autre définition fondée sur l'établissement, le département et le rang. Les deux définitions de traitement sont distinctes sur le plan conceptuel : la première porte sur les comparaisons verticales, tandis que la deuxième est limitée aux comparaisons horizontales (voir Cullen et Perez-Truglia, 2018).

Pour officialiser l'approche, il faut tenir compte d'un panel de $i = 1, \dots, N$ personnes dont le salaire Y_{it} a été observé pendant $t = 1, \dots, T$ ans ou, dans certains cas, un sous-ensemble correspondant. Une variable de traitement binaire est aussi observée, $D_{it} \in \{0, 1\}$: $D_{it} = 0$ si i n'a pas été traité d'ici l'année t et $D_{it} = 1$ si i a été traité d'ici l'année t . Dans le contexte actuel, le traitement est un état absorbant et la voie de traitement $D_{(i,t)(t=0)}^T$ est une série de 0 et de 1. Dans ce cas-ci, la voie de traitement est caractérisée, de manière unique, par la période du traitement initial, illustrée par $E_i = \min\{t : D_{i,t} = 1\}$. Habituellement, il s'agit du « moment de l'événement », et $K_{it} = t - E_i$ est considéré comme le « temps relatif ». Soit F_i est une variable indicatrice qui prend la valeur de 1 si l'individu i est une femme. La spécification dynamique type suivante est prise en considération :

$$\begin{aligned} \log(Y_{it}) = & \alpha_i + \beta_t^M + \beta_t^F + \sum_{k=-A}^{B-1} \gamma_k 1\{K_{it} = k\} + \gamma_{B+} 1\{K_{it} \geq B\} \\ & + \sum_{k=-A}^{B-1} \delta_k 1\{K_{it} = k\} \times F_i + \delta_{B+} 1\{K_{it} \geq B\} \times F_i + \varepsilon_{it} \end{aligned}$$

Où $A \geq 0$ indicateurs principaux du traitement sont regroupés avec $B \geq 0$, variables qui saisissent les effets à court terme, et un seul paramètre qui saisit les effets à plus long terme. En fonction de la spécification actuelle, $A = 10$ et $B = 6$. Ainsi, le modèle tient compte d'un effet fixe individuel (α_i) et d'effets selon le sexe et l'année (β_t^M, β_t^F) ($M =$ homme, $F =$ femme). Certaines spécifications permettent aussi de vérifier, de manière souple, les effets fixes de l'année, par province, par sexe. C'est pourquoi le modèle tient compte des chocs propres à une province variant dans le temps qui peuvent avoir des répercussions différentes sur les salaires des

17. En Ontario, le salaire médian en 1996 était de 74 950 \$, ce qui indique que de nombreux membres du corps professoral n'étaient pas nécessairement visés par la *Loi portant sur la transparence* même s'ils vivaient en Ontario.

18. Selon cette définition du traitement, une personne peut ne pas être traitée si son salaire est supérieur au seuil, mais qu'aucun pair n'a un salaire supérieur au seuil. Les résultats demeurent sensiblement les mêmes si cette personne est considérée comme étant traitée.

hommes et des femmes et qui sont corrélés avec le moment de l'événement. Selon l'hypothèse, il n'y a aucun choc corrélé avec l'adoption des lois sur la transparence qui a une incidence différente sur les salaires des hommes et des femmes dans les groupes de pairs. Les coefficients d'intérêt sont les paramètres $\{\delta_k\}_{k=-A}^{B-1}$ et δ_{B+} . Ils font état de l'effet de causalité de la transparence sur les disparités salariales entre les sexes à court terme et à long terme, respectivement. La présence de tendances précédentes peut aussi être mise à l'essai en traçant le $\hat{\delta}_k$ de $k < 0$ et en examinant si $\hat{\delta}_k = 0$.

Enfin, pour quantifier l'ampleur de l'effet et accroître la précision des estimations, la spécification « statique » ou canonique est adaptée selon le contexte $A = B = 0$:

$$\log(Y_{it}) = \alpha_i + \beta_i^M + \beta_i^F + \gamma_{0+}D_{it} + \delta_{0+}D_{it} \times F_i + \varepsilon_{it}$$

Où γ_{0+} est l'effet de causalité de la transparence sur le salaire moyen des membres du corps professoral de sexe masculin, et $\gamma_{0+} + \delta_{0+}$ est celui des membres du corps professoral de sexe féminin. Par rapport au modèle dynamique, cette spécification n'impose aucune tendance précédente et suppose des effets de traitement constants pour tous les k . Les erreurs-types sont regroupées au niveau de l'établissement et du département, puisqu'il s'agit du niveau auquel le traitement est défini.

7 Résultats empiriques

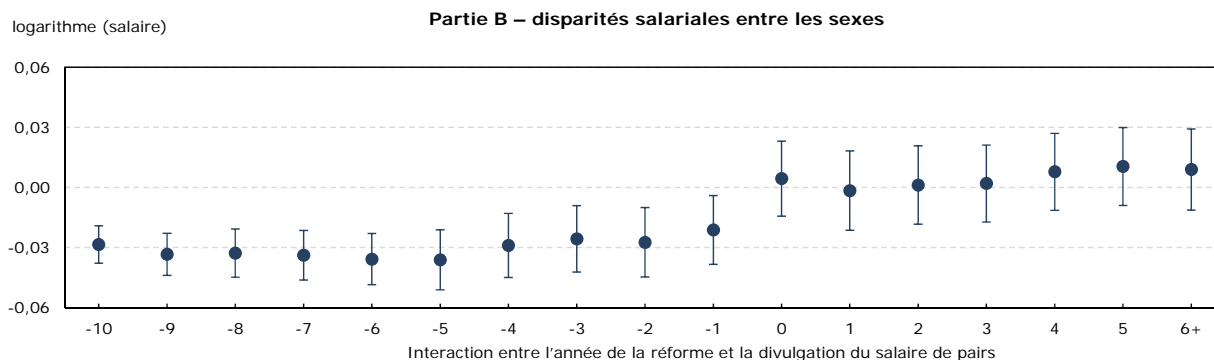
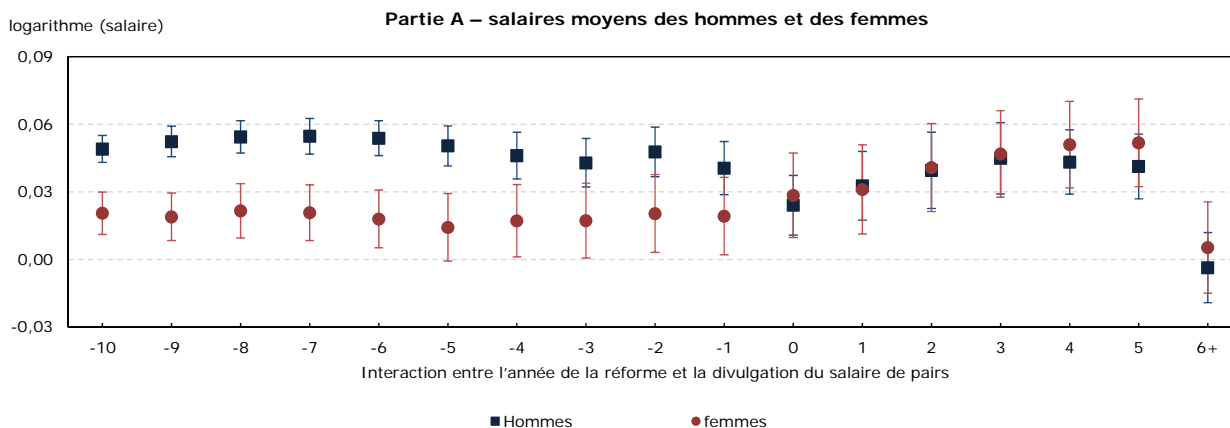
Au début de la section actuelle, on présente une série de tracés d'études d'événement non paramétriques pour examiner visuellement les effets de la transparence sur les disparités salariales entre les sexes. Ensuite, on parle des modèles de régression servant à quantifier les répercussions précises.

Le graphique 2 comporte l'étude d'événement principale qui montre les répercussions des lois en matière de divulgation salariale sur les disparités salariales entre les sexes¹⁹. La partie A répartit l'échantillon selon le sexe des membres du corps professoral (masculin et féminin). Les cercles rouges représentent le logarithme des salaires des femmes, tandis que les carrés bleus représentent celui des hommes. Les carrés bleus correspondent à γ_k , tandis que les cercles rouges correspondent à $\gamma_k + \delta_k$. L'année 0 est l'année de la réforme. Le graphique montre qu'avant la réforme, les carrés bleus étaient supérieurs aux cercles rouges. Cependant, après la réforme, la situation contraire s'est produite, indiquant que les lois en matière de divulgation ont réduit les disparités salariales entre les sexes. Le graphique montre que les salaires des hommes ont, en moyenne, diminué, tandis que ceux des femmes ont augmenté. On peut aussi observer cette situation dans la partie B, qui représente, sous forme de graphique, les disparités salariales entre les sexes δ_k . En ce qui concerne les tendances précédentes, tandis qu'on observe une légère hausse des disparités salariales entre les sexes au cours des années précédant les réformes, les données probantes visuelles indiquent une hausse claire et remarquable pendant l'année de l'événement, ce qui permet d'affirmer avec un certain degré de confiance qu'on ne décèle pas uniquement des tendances précédentes différentes. Le graphique montre aussi que les salaires des hommes et des femmes ont tendance à baisser à longue échéance (p. ex. $\gamma_{0+} + \delta_{0+}$ et γ_{0+} sont relativement faibles par rapport aux effets à court terme).

19. Le traitement est défini en fonction de l'année de l'adoption des lois. Les résultats obtenus au moyen de l'année où les salaires ont été divulgués sont très semblables. Ils sont accessibles sur demande.

Graphique 2

Étude d'événement de l'effet de la transparence salariale sur les salaires moyens des hommes et des femmes et sur les disparités salariales entre les sexes, membres du corps professoral universitaire, spécification du groupe de pairs selon l'établissement et le département



Notes : L'analyse tient compte des effets fixes par personne et par province, année et sexe. Les intervalles de confiance à 95 % présentés sont fondés sur les erreurs-types regroupées selon l'établissement et le département. Voir les notes au tableau 2 pour en apprendre davantage.
Source : Statistique Canada, Système d'information sur le personnel d'enseignement dans les universités et les collèges, 1970 à 2017.

Les résultats de la régression sont présentés au tableau 3. La partie A fait état des résultats pour l'ensemble de l'échantillon renfermant des hommes et des femmes. La première colonne et la troisième colonne comprennent les effets fixes individuels et les effets fixes de la province par année, tandis que la deuxième colonne et la quatrième colonne tiennent en plus compte du nombre d'années écoulées depuis la nomination au sein de l'établissement, du nombre d'années écoulées depuis l'obtention du plus haut grade, et d'un indicateur de responsabilités administratives supérieures. Dans la première colonne et dans la deuxième colonne, le groupe de pairs est l'établissement et le département. Dans la troisième colonne et la quatrième colonne, le groupe de pairs est l'établissement, le département et le rang²⁰. Le tableau A.1 de l'annexe reproduit la catégorisation des résultats de l'établissement figurant au tableau 3.

20. En ce qui concerne la spécification du groupe de pairs par établissement, département et rang, on suppose que les personnes se comparent aux pairs comme suit : 1) les professeurs adjoints se comparent aux professeurs adjoints et aux professeurs agrégés; 2) les professeurs agrégés se comparent aux autres rangs; 3) les professeurs titulaires se comparent aux professeurs agrégés et aux professeurs titulaires.

Tableau 3
Effet de la transparence salariale sur le salaire moyen et les disparités salariales entre les sexes, membres du corps professoral universitaire

	Spécification du groupe de pairs			
	Établissement et département	Établissement, département et rang		
estimation des coefficients				
Partie A : Effet sur le salaire moyen				
Traité	-0,014 **	-0,015 **	-0,025 ***	-0,026 ***
statistiques				
R au carré	0,923	0,926	0,923	0,926
Nombre d'observations	982 543	948 691	982 543	948 691
Nombre de grappes	1 262	1 239	1 262	1 239
indicateurs				
Effets fixes				
Personne	oui	oui	oui	oui
Province-année	oui	oui	oui	oui
Autres contrôles	non	oui	non	oui
estimation des coefficients				
Partie B : Effet sur les disparités salariales entre les sexes				
Traité	-0,014 **	-0,017 **	-0,025 ***	-0,026 ***
Interaction des femmes traitées	0,022 **	0,023 ***	0,023 ***	0,024 ***
statistiques				
R au carré	0,924	0,927	0,925	0,927
Nombre d'observations	982 543	948 691	982 543	948 691
Nombre de grappes	1 262	1 239	1 262	1 239
indicateurs				
Effets fixes				
Personne	oui	oui	oui	oui
Province-année	oui	oui	oui	oui
Autres contrôles	non	oui	non	oui

** valeur significativement différente de celle de la catégorie de référence ($p < 0,01$)

*** valeur significativement différente de celle de la catégorie de référence ($p < 0,001$)

Notes : Parmi les témoins additionnels, il y a le nombre d'années écoulées depuis la nomination au sein de l'établissement (première et troisième colonnes), le nombre d'années écoulées depuis l'obtention du plus haut grade et un indicateur concernant les responsabilités administratives supérieures (deuxième et quatrième colonnes) (voir les notes au tableau 2 pour obtenir la liste des responsabilités supérieures). Les modèles sont évalués au moyen de la commande Stata `reghdfe`, qui calcule les degrés de liberté perdus en raison des effets fixes et enlève, de manière itérative, les groupes simples pour éviter toute erreur-type entraînant un biais. En ce qui concerne la spécification du groupe de pairs par établissement, département et rang, les individus se comparent aux pairs comme suit : 1) les professeurs adjoints se comparent aux professeurs adjoints et aux professeurs agrégés; 2) les professeurs agrégés se comparent aux autres rangs; 3) les professeurs titulaires se comparent aux professeurs agrégés et aux professeurs titulaires. Les significations sont fondées sur les erreurs-types regroupées selon l'établissement et le département. Non : non compris dans la régression; oui : compris dans la régression.

Source : Statistique Canada, Système d'information sur le personnel d'enseignement dans les universités et les collèges, 1970 à 2017.

Dans toutes ces spécifications, on a constaté que les lois sur la transparence réduisaient constamment le salaire moyen. Toutes les estimations sont statistiquement significatives à 1 %²¹. Les estimations ponctuelles vont de 1,4 point à 1,5 point de pourcentage en ce qui concerne la spécification du groupe de pairs par établissement et département, et de 2,5 points à 2,6 points de pourcentage en ce qui concerne la spécification du groupe de pairs par établissement, département et rang. L'introduction de conditions pour les témoins additionnels dans la deuxième

21. Lorsque les erreurs-types ne sont regroupées qu'au niveau de l'établissement, les estimations dans la première colonne et dans la deuxième colonne de la partie A perdent énormément de signification aux niveaux conventionnels en ce qui concerne la spécification établissement-département, mais demeurent significatives lors de la comparaison de l'établissement, du département et du rang. Dans toutes les spécifications, les estimations de la partie B sont significatives, regroupées au niveau de l'établissement et du département, ainsi qu'au niveau de l'établissement.

colonne et dans la quatrième colonne augmente l'ampleur des estimations de 0,1 point de pourcentage.

La partie B présente les estimations des disparités salariales entre les sexes, en répartissant les répercussions du traitement selon le sexe. Dans toutes les spécifications, les effets fixes de l'année selon la province et le sexe sont pris en considération. D'une spécification à l'autre, les estimations font état d'une réduction statistiquement significative des disparités salariales entre les sexes de 2,2 points à 2,4 points de pourcentage. Par rapport à des disparités salariales entre les sexes moyennes de 7 % à 8 % au moment des réformes initiales en 1996 (voir le graphique 1), cela représente un effet d'environ 30 %. Dans la première colonne et la deuxième colonne, la réduction des disparités salariales entre les sexes découle d'une baisse de la croissance des salaires des hommes, et d'une hausse des salaires des femmes, ce qui va de pair avec les données probantes de l'étude d'événement présentées au graphique 2. Cependant, dans les troisième et quatrième colonnes, la variation de l'écart découle principalement de l'évolution des salaires des hommes.

Le fait que la croissance des salaires des hommes a baissé dans le groupe expérimental par rapport au groupe témoin donne à penser que les établissements ont réagi, en partie, à la divulgation. Les syndicats sont des médiateurs institutionnels importants dans le secteur des études postsecondaires au Canada, puisqu'une grande proportion de membres du corps professoral sont syndiqués (voir le tableau 2). Les syndicats peuvent jouer un rôle important en réaction à la divulgation, puisque les universités doivent participer et répondre aux procédures de grief officielles en milieu de travail syndiqué²². En revanche, il est plus probable qu'une demande de salaire plus élevé dans un milieu non syndiqué soit présentée lors d'une réunion informelle avec le directeur d'un département, ce qui peut être difficile si la personne n'a pas eu d'offre concurrente externe d'un autre établissement. L'existence d'une procédure de grief officielle peut être particulièrement avantageuse pour les femmes dans un milieu où la plupart des titulaires de chaires et des membres plus anciens du corps professoral sont des hommes.

Le tableau 4 présente les estimations de l'effet du traitement séparément, en fonction de la syndicalisation des membres du corps professoral ou non au cours de l'année en question. Dans la partie B, les estimations selon le sexe montrent que l'effet principal de la loi sur les disparités salariales entre les sexes a été observé dans les milieux de travail syndiqués. Le salaire des femmes a augmenté d'environ 1 point de pourcentage à la suite de l'adoption d'une loi sur la divulgation. Dans les universités non syndiquées, le changement relatif au salaire des femmes était presque nul. Même s'il est impossible d'affirmer avec certitude qu'il s'agit du fruit des mécanismes syndicaux mentionnés ci-dessus, cela donne à penser que l'efficacité des lois sur la transparence permet d'obtenir un résultat différent parmi les universités syndiquées et non syndiquées, au lieu d'un résultat commun.

22. Parmi les autres possibilités, il y a le fait que les syndicats négocient directement pour rajuster le salaire des membres du corps professoral de sexe féminin de manière distincte des réponses institutionnelles consignées dans le tableau A.2.

Tableau 4
Effets de la transparence salariale selon le statut syndical, membres du corps professoral universitaire

	Spécification du groupe de pairs			
	Établissement et département		Établissement, département et rang	
	Syndiqué	Non syndiqué	Syndiqué	Non syndiqué
estimation des coefficients				
Partie A : Effet sur le salaire moyen				
Traité	-0,009	-0,008	-0,017 **	-0,030 ***
	statistiques			
R au carré	0,926	0,936	0,926	0,936
Nombre d'observations	686 692	294 003	686 692	294 003
Nombre de grappes	943	781	943	781
	indicateurs			
Effets fixes				
Personne	oui	oui	oui	oui
Province-année	oui	oui	oui	oui
estimation des coefficients				
Partie B : Effet sur les disparités salariales entre les sexes				
Traité	-0,013 †	-0,008	-0,021 ***	-0,027 **
Interaction des femmes traitées	0,025 **	0,013	0,032 ***	0,007
	statistiques			
R au carré	0,928	0,938	0,928	0,938
Nombre d'observations	686 692	293 992	686 692	293 992
Nombre de grappes	943	781	943	781
	indicateurs			
Effets fixes				
Personne	oui	oui	oui	oui
Province-année	oui	oui	oui	oui

** valeur significativement différente de celle de la catégorie de référence ($p < 0,01$)

*** valeur significativement différente de celle de la catégorie de référence ($p < 0,001$)

† valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p < 0,10$)

Notes : Les significations sont fondées sur les erreurs-types regroupées selon l'établissement et le département. Le statut syndical est attribué chaque année. Le nombre de grappes obtenu en additionnant les régressions des employés syndiqués et non syndiqués dépasse le nombre total déclaré au tableau 3, parce que certains établissements ont changé de statut syndical au cours de la période étudiée. La plupart de ces changements se sont produits au cours des années 1970 et 1980, bien avant l'adoption des premières lois sur la transparence salariale. Voir les notes au tableau 3 pour en apprendre davantage. Oui : compris dans la régression.

Source : Statistique Canada, Système d'information sur le personnel d'enseignement dans les universités et les collèges, 1970 à 2017.

Enfin, un certain nombre d'universités de l'échantillon ont réalisé des études dans l'ensemble de leurs campus, sur les différences salariales entre les sexes au cours de la période étudiée. Même s'il n'existe pas de données probantes directes montrant que ces études ont été faites en réaction aux lois sur la transparence, elles semblent toutes avoir été réalisées dans les provinces où une loi a été adoptée. Habituellement, l'analyse de telles études exige une analyse de régression pour évaluer les disparités salariales entre les sexes, tenir compte de certains facteurs, comme le domaine et l'expérience (nombre d'années écoulées depuis l'obtention du plus haut grade et nombre d'années passées au sein de l'établissement). Dans de nombreux cas, les études ont révélé des données probantes sur les disparités salariales entre les sexes, ce qui a incité l'université à faire des rajustements ponctuels d'échelle en ce qui concerne les salaires des membres du corps professoral de sexe féminin. Dans d'autres cas, une réserve a été créée pour combler les écarts des membres du corps professoral qui se trouvent sous la ligne de régression. Une liste de ces initiatives, des dates pertinentes, ainsi que du montant et du moment de tout rajustement salarial en découlant se trouve au tableau A.2 de l'annexe. Ces études peuvent représenter un mécanisme au moyen duquel la divulgation a eu une incidence sur la rémunération au niveau de l'établissement.

8 Conclusion

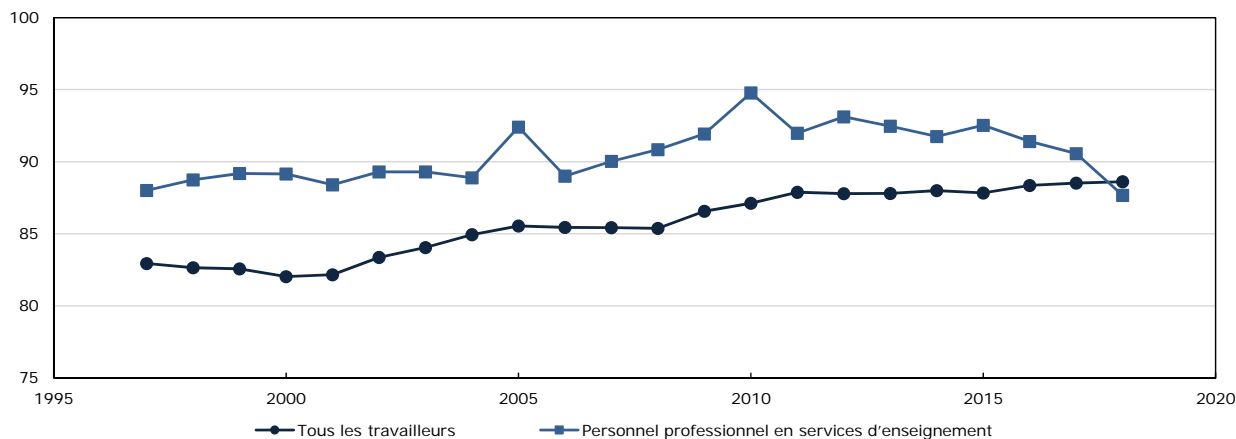
Le présent document porte sur l'effet des lois sur la transparence sur les disparités salariales entre les sexes. Même s'il met l'accent sur les salaires dans le secteur public, les efforts constants déployés par les gouvernements partout dans le monde pour accroître la transparence des salaires dans le secteur privé peuvent aider les chercheurs à déterminer si les effets documentés sont valables dans d'autres secteurs de l'économie.

Les travaux de recherche à venir pourraient prendre plusieurs directions. Premièrement, les estimations fournissent des renseignements sur les répercussions de l'équilibre partiel de la transparence. Il est possible que les lois sur la transparence aient des effets indirects qui font en sorte que des changements plus importants soient apportés aux normes sociales. Ainsi, les effets d'équilibre général de ces lois pourraient être différents. Deuxièmement, les lois sur la transparence sont complexes et de nature variable. Il existe une différence entre la divulgation active, dans le cadre de laquelle les salaires sont facilement accessibles en ligne, et la divulgation passive, dans le cadre de laquelle les salaires ne sont accessibles que sur demande. Ces deux formes de divulgation peuvent ne pas avoir les mêmes effets d'équilibre sur les salaires. Par exemple, les salaires accessibles en ligne peuvent attirer beaucoup plus l'attention des médias et subir des pressions pour qu'ils soient rajustés. En outre, le coût inférieur de l'accès signifie que les salaires sont plus susceptibles d'être utilisés lors des négociations avec les employeurs.

Annexe

Graphique A.1
Rapport des salaires femmes-hommes chez les travailleurs à temps plein sur le marché de l'emploi canadien, selon l'année

logarithme (salaire)

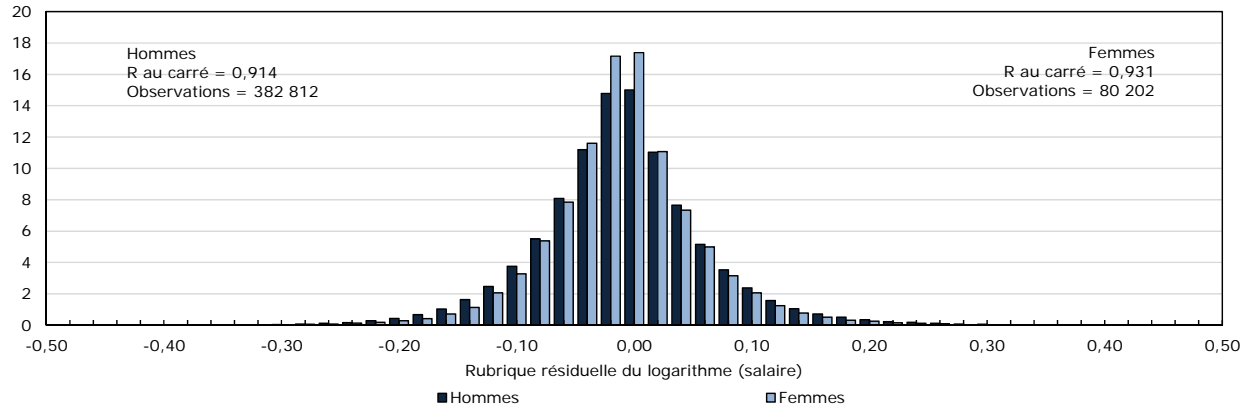


Note : Les statistiques déclarées sont les rapports des salaires horaires moyens des femmes aux salaires horaires moyens des hommes parmi les travailleurs à temps plein dans les industries indiquées.

Source : Statistique Canada, compilation des auteurs à partir du tableau 14-10-0307-01.

Graphique A.2
Répartition des données résiduelles des régressions de salaire des membres du corps professoral, selon le sexe

pourcentage



Notes : Les répartitions sont représentées graphiquement au moyen des valeurs résiduelles des régressions du logarithme du salaire sur les effets fixes (EF) pour les interactions entre l'établissement, le département, le rang, le nombre d'années écoulées depuis la nomination au sein de l'établissement et l'année; et les EF pour l'année de naissance et le plus haut niveau de scolarité atteint. Les observations prédites parfaitement par les EF de la variable interaction sont éliminées. L'analyse est réalisée séparément pour les hommes et les femmes; le nombre d'observations déclarées tient compte du nombre après l'élimination des observations uniques.

Source : Statistique Canada, Système d'information sur le personnel d'enseignement dans les universités et les collèges, 1970 à 2017.

Tableau A.1

Effets de la transparence salariale avec erreurs-types regroupées par établissement, membres du corps professoral universitaire

	Spécification du groupe de pairs			
	Établissement et département	Établissement, département et rang		
	estimation des coefficients			
Partie A : Effet sur le salaire moyen				
Traité	-0,014	-0,015	-0,025 **	-0,026 **
	statistiques			
R au carré	0,923	0,926	0,923	0,926
Nombre d'observations	982 543	948 691	982 543	948 691
Nombre de grappes	56	55	56	55
	indicateurs			
Effets fixes				
Personne	oui	oui	oui	oui
Province-année	oui	oui	oui	oui
Autres contrôles	non	oui	non	oui
	estimation des coefficients			
Partie B : Effet sur les disparités salariales entre les sexes				
Traité	-0,014	-0,017 †	-0,025 **	-0,026 **
Interaction des femmes traitées	0,022 **	0,023 **	0,023 **	0,024 ***
	statistiques			
R au carré	0,924	0,927	0,925	0,927
Nombre d'observations	982 543	948 691	982 543	948 691
Nombre de grappes	56	55	56	55
	indicateurs			
Effets fixes				
Personne	oui	oui	oui	oui
Province-année	oui	oui	oui	oui
Autres contrôles	non	oui	non	oui

** valeur significativement différente de celle de la catégorie de référence (p < 0,01)

*** valeur significativement différente de celle de la catégorie de référence (p < 0,001)

† valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p < 0,10)

Notes : Les significations sont fondées sur les erreurs-types regroupées selon l'établissement. Voir les notes au tableau 3 pour en apprendre davantage. Non : non compris dans la régression; oui : compris dans la régression.

Source : Statistique Canada, Système d'information sur le personnel d'enseignement dans les universités et les collèges, 1970 à 2017.

Tableau A.2

Exemples connus d'études institutionnelles sur l'équité salariale en fonction du sexe et les rajustements au salaire des femmes, corps professoral universitaire

Université	Année de l'étude	Date du rajustement salarial	Taille du rajustement
Université Western	2005, 2009
Université de la Colombie-Britannique	2010	28 février 2013	2,00 %
Université de Victoria	2014	Inconnu	Inconnu
Université McMaster	2015	1 ^{er} juillet 2015	3 515 \$
Université Simon Fraser	2015	3 septembre 2016	1,70 %
Université de Waterloo	2016	1 ^{er} septembre 2016	2 905 \$
Université Wilfrid Laurier	2017	22 juin 2017	3,00 %; 3,90 %
Université de Guelph	2018	1 ^{er} juin 2018	2 050 \$
Université de Toronto	2019	1 ^{er} juillet 2019	1,30 %

... n'ayant pas lieu de figurer.

Notes : À l'Université Simon Fraser, un fonds de 4,0 millions de dollars a été créé pour fournir un salaire rétroactif. Le rajustement à l'Université de la Colombie-Britannique était rétroactif jusqu'au 1^{er} juillet 2010. À l'Université Western, une prime sous le seuil plutôt qu'une prime généralisée ou collective a été adoptée. Les rajustements salariaux ont été gérés par le comité chargé des anomalies salariales de l'université. Le rajustement à l'Université Wilfrid Laurier a été de 3,0 % pour les professeurs agrégés et de 3,9 % pour les professeurs titulaires; ces rajustements étaient rétroactifs jusqu'au 1^{er} juillet 2016.

Source : Statistique Canada, compilation des auteurs.

Bibliographie

Baker, M., et M. Drolet. 2010. « A new view of the male/female pay gap ». *Analyse de politiques* 36 (4) : 429 à 464.

Bennedsen, M., E. Simintzi, M. Tsoutsoura, et D. Wolfenzon. 2019. *Do Firms Respond to Gender Pay Gap Transparency?* NBER Working Paper Series, no. 25435. Cambridge, Massachusetts : National Bureau of Economic Research.

Boyd, L., G. Creese, D. Rubuliak, M. Trowell, et C. Young. 2012. *Report of the Gender Pay Equity Recommendation Committee*. Association de professeurs de l'Université de la Colombie-Britannique. Vancouver : Université de la Colombie-Britannique.

Breza, E., S. Kaur, et Y. Shamdasani. 2018. « The morale effects of pay inequality ». *The Quarterly Journal of Economics* 133 (2) : 611 à 663.

Card, D., A. Mas, E. Moretti, et E. Saez. 2012. « Inequality at work: The effect of peer salaries on job satisfaction ». *American Economic Review* 102 (6) : 2981 à 3003.

Conseil des académies canadiennes. 2012. *Renforcer la capacité de recherche du Canada : La dimension de genre*. Comité d'experts sur les femmes dans la recherche universitaire. Ottawa : Conseil des académies canadiennes.

Cullen, Z., et R. Perez-Truglia. 2018. *How Much Does Your Boss Make? The Effects of Salary Comparisons*. NBER Working Paper Series, n° 24841. Cambridge, Massachusetts : National Bureau of Economic Research.

Goldin, C. 2014. « A grand gender convergence: Its last chapter ». *American Economic Review* 104 (4) : 1091-1119.

Gomez, R., et S. Wald. 2010. « When public-sector salaries become public knowledge: Academic salaries and Ontario's Public Sector Salary Disclosure Act ». *Administration publique du Canada* 53 (1) : 107 à 126.

Kim, M. 2015. « Pay secrecy and the gender wage gap in the United States ». *Industrial Relations* 54 (4) : 648 à 667.

Leibbrandt, A., et J. List. 2014. « Do women avoid salary negotiations? Evidence from a large-scale natural field experiment ». *Management Science* 61 (9) : 2013 à 2280.

Mas, A. 2017. « Does transparency lead to pay compression? ». *Journal of Political Economy* 125 (5) : 1683 à 1721.

Morissette, R, G. Picot, et Y. Lu. 2013. *Évolution des salaires des Canadiens au cours des trois dernières décennies*. Direction des études analytiques : documents de recherche, n° 347. Produit n° 11F0019M au catalogue de Statistique Canada. Ottawa : Statistique Canada.

Nouvelle-Écosse. 1997. *Supplement to the Public Accounts of the Province of Nova Scotia for the fiscal year ended March 31, 1996*. Halifax, Nouvelle-Écosse. Disponible au lien suivant : <https://notices.novascotia.ca/files/public-accounts/1996/1996-volume-3.pdf>.

Ontario. Ministère des Finances. 1990. *Comptes publics de l'Ontario, 1994-1995, vol. 3 : Détail des dépenses*. Toronto : Ministère des Finances.

Perez-Truglia, R. 2019. *The Effects of Income Transparency on Well-Being: Evidence from a Natural Experiment*. NBER Working Paper Series, n° 25622. Cambridge, Massachusetts : National Bureau of Economic Research.

Warman, C., F. Woolley, et C. Worswick. 2010. « The evolution of male-female earnings differentials in Canadian universities, 1970–2001 ». *Revue canadienne d'économique*, vol 43, n° 1 : 347 à 372.