

**Université de Montréal**

**L'effet du syndicalisme sur la variance des salaires des hommes: une  
étude comparative entre quatre provinces.**

**par**

**Samuel Bard**

**Département de sciences économiques**

**Faculté des arts et sciences**

**Rapport de recherche présenté à la Faculté des arts et sciences  
en vue d'obtention du grade de maîtrise  
en sciences économiques**

**Avril 2010**

## RÉSUMÉ

Ce rapport de recherche explore la question de l'influence du syndicalisme sur la distribution des salaires des hommes. Plus précisément, nous comparons l'influence syndicale sur les inégalités salariales entre quatre provinces canadiennes; soit le Québec, l'Ontario, l'Alberta, et la Colombie-Britannique. D'une part, nous cherchons établir si l'influence syndicale varie en fonction du contexte provincial. D'autre part, nous cherchons caractériser l'évolution de cette variation de l'influence syndicale entre provinces, au long de la période de 1984 à 2007. En vue de répondre à notre problématique, nous avons quantifié l'influence syndicale dans chaque province, à l'aide d'un modèle inspiré de Freeman (1980), de Lemieux (1993), et de Card, Lemieux, et Riddell (2004). L'influence syndicale sur les inégalités salariales a ainsi été estimée à partir de la transformation induite par l'existence d'une organisation syndicale, sur la variance des salaires. À partir de micros données, nous avons capturé ce phénomène à l'échelle provinciale, par l'entremise de trois méthodes d'estimation uniques. Dans tous les cas, nous avons remarqué que l'existence d'une organisation syndicale contribue à réduire les inégalités salariales dans toutes les provinces. Cependant, selon les résultats de nos trois méthodes, nous avons obtenu que cette influence s'est en tout moment effectuée plus fortement en Colombie-Britannique, suivie ambigument du Québec et de l'Ontario, alors qu'elle s'est effectuée plus faiblement en Alberta. Malgré l'influence syndicale mesurée dans chaque province, nous avons remarqué qu'elle s'est progressivement détériorée durant la période qui nous concerne. Cependant, nous avons découvert que cette détérioration s'est encore une fois réalisée moins rapidement en Colombie-Britannique, suivie ambigument du Québec et de l'Ontario, alors qu'elle s'est réalisée plus rapidement en Alberta. En somme, nous avons remarqué des différences constantes entre l'influence syndicale des quatre provinces traitées. À titre d'interprétation de ces différences, nous avons soulevés quelques particularités législatives et politiques de chaque province. Nous supposons que les différences interprovinciales observées, dérivent du fait que certaines provinces offrent un cadre contextuel plus favorable aux mouvements syndicaux.

## TABLE DES MATIÈRES

<b>Résumé .....</b>	<b>ii</b>
<b>Liste des graphiques .....</b>	<b>v</b>
<b>Liste des tableaux .....</b>	<b>vi</b>
<b>Remerciements .....</b>	<b>vii</b>
<b>1. Introduction .....</b>	<b>p.1</b>
<b>2. L'effet syndical</b>	
2.1 Le syndicat .....	p.5
2.2 L'objectif du syndicat .....	p.6
2.3 L'influence syndicale sur la distribution des salaires .....	p.7
<b>3. Survol de la littérature</b>	
3.1 Anciennes conceptions.....	p.10
3.2 Conceptions modernes .....	p.11
<b>4. L'effet syndical au niveau provincial</b>	
4.1 Variabilité de l'effet syndical entre provinces canadiennes .....	p.15
4.2 Estimation de l'effet syndical .....	p.16
4.2.1 <i>Modèle « Two Sector » avec groupes d'expérience</i> .....	p.16
4.2.2 <i>Identification des sous effets syndicaux</i> .....	p.22
4.3 Source et manipulations des données .....	p.25
4.4 Méthodologie des estimations .....	p.26
4.4.1 <i>Estimation par mesure simple</i> .....	p.27
4.4.2 <i>Estimation par MCO</i> .....	p.29
4.4.3 <i>Estimation par simulation</i> .....	p.34
4.5 Biais potentiels .....	p.36
4.5.1 <i>Le biais de sélection</i> .....	p.36
4.5.2 <i>Le biais lié au salaire minimum</i> .....	p.39

**5. Résultats et interprétations**

5.1 Présentation des graphiques, des tableaux, et des résultats .....p.42

5.2 Comparaison des résultats de l'effet syndical entre provinces .....p.52

5.3 Retour sur les biais potentiels .....p.57

5.4 Interprétation des résultats .....p.60

**6. Conclusion** .....p.70**Bibliographie**

## **LISTE DES TABLEAUX**

### **4. L'effet syndical au niveau provincial**

**Tableau 1** : Salaires minimums provinciaux en valeurs nominales .....p.40

### **5. Résultats et interprétations**

**Tableau 2** : Résultats des estimations par simulation .....p.48

**Tableau 3** : Résultats des estimations par mesure simple.....p.49

**Tableau 4** : Résultats des estimations par MCO.....p.50

**Tableau 5** : Taux de syndicalisation provinciaux (1984-2007) .....p.67

## LISTE DES GRAPHIQUES

### 5. Résultats et interprétations

#### La structure des gains de salaires syndicaux

<b>Graphiques 1</b> : Québec, 1984 .....	p.44
<b>Graphiques 2</b> : Ontario, 1984 .....	p.44
<b>Graphiques 3</b> : Colombie-Britannique, 1984 .....	p.44
<b>Graphiques 4</b> : Alberta, 1984 .....	p.44
<b>Graphiques 5</b> : Québec, 1997 .....	p.44
<b>Graphiques 6</b> : Ontario, 1997 .....	p.44
<b>Graphiques 7</b> : Colombie-Britannique, 1997 .....	p.45
<b>Graphiques 8</b> : Alberta, 1997 .....	p.45
<b>Graphiques 9</b> : Québec, 2007 .....	p.45
<b>Graphiques 10</b> : Ontario, 2007 .....	p.45
<b>Graphiques 11</b> : Colombie-Britannique, 2007 .....	p.45
<b>Graphiques 12</b> : Alberta, 2007 .....	p.45

#### La densité des log-salaires syndiqués et non-syndiqués

<b>Graphiques 13</b> : Québec, 1984 .....	p.46
<b>Graphiques 14</b> : Ontario, 1984 .....	p.46
<b>Graphiques 15</b> : Colombie-Britannique, 1984 .....	p.46
<b>Graphiques 16</b> : Alberta, 1984 .....	p.46
<b>Graphiques 17</b> : Québec, 1997 .....	p.46
<b>Graphiques 18</b> : Ontario, 1997 .....	p.46
<b>Graphiques 19</b> : Colombie-Britannique, 1997 .....	p.47
<b>Graphiques 20</b> : Alberta, 1997 .....	p.47
<b>Graphiques 21</b> : Québec, 2007 .....	p.47
<b>Graphiques 22</b> : Ontario, 2007 .....	p.47
<b>Graphiques 23</b> : Colombie-Britannique, 2007 .....	p.47
<b>Graphiques 24</b> : Alberta, 2007 .....	p.47

<b>Graphique 25</b> : Évolution des taux de syndicalisation (1984-2007).....	p.67
--	------

## **REMERCIEMENTS**

Je tiens à profondément remercier ma directrice de recherche, Professeure Emanuela Cardia. Mme. Cardia, je vous remercie pour votre patience, pour vos bons conseils, et surtout, pour votre amitié. Vous avez toujours su bien m'orienter, parfois alors que vous étiez même à l'étranger. J'ai beaucoup appris en ayant travaillé avec vous, et j'ai bien apprécié toutes nos discussions de films, de voyages, et d'un peu de tout.

## L'effet du syndicalisme sur la variance des salaires des hommes: une étude comparative entre quatre provinces.

### 1. Introduction

Le souci pour l'égalité, on peut le remarquer, fait l'objet de plusieurs discours juridiques et éthiques à l'échelle globale. Quoiqu'il existe des inégalités fondées sur des différences objectives, l'inégalité prend également une dimension subjective. L'égalitarisme; une doctrine politique qui professe l'égalité entre hommes, est une notion qui selon certains anthropologues<sup>1</sup>, existe dans toutes les sociétés contemporaines. Pour cette raison, l'inégalité demeure un sujet sensible, et lorsque observée, est très souvent dénoncée illégitime. Quoique sa définition demeure relative, l'inégalité est un thème qui revient dans toutes les sciences sociales. En économie, les inégalités salariales ont depuis longtemps intéressés les chercheurs.

Alimentées par le fait que les inégalités salariales semblent croître dans plusieurs régions du monde, certaines réflexions se sont ainsi portées sur leurs causes. On souligne parmi les théories les plus populaires; la montée des développements technologiques, l'ouverture progressive au commerce internationale, et les transformations institutionnelles sur le marché du travail. C'est précisément une forme de cette dernière catégorie qui fera l'objet de ce travail; soit l'influence des syndicats sur les inégalités salariales.

En Amérique du Nord, on consent depuis les années 1980s, que l'existence d'une organisation syndicale sur le marché du travail réduit les inégalités salariales<sup>2</sup>. Notons que dans les pays anglo-saxons, les taux de travailleurs syndiqués ont subi un déclin progressif depuis les années 1970s et 1980s<sup>3</sup>. L'influence syndicale dans certains cas, fut si significative qu'on accorda à son déclin un rôle primordial dans la montée des

---

<sup>1</sup> Par exemple; Louis Dumont, *Homo aequalis*, Gallimard, 1977.

<sup>2</sup> Card, Lemieux, et Riddell (2003)

<sup>3</sup> C. Riddell et C. Riddell (2003)

inégalités salariales. Par exemple, aux États-Unis on estime que 15-20% de la monter de la variance des salaires est dû à la désyndicalisation<sup>4</sup>.

Il s'en suit que l'influence d'une organisation syndicale sur la distribution des salaires est un sujet qui a été exploré à plusieurs reprises, dans différents contextes, pour plusieurs groupes, et sur de nombreuses périodes. Pour mieux l'apprécier, elle est souvent analysée dans le cadre d'une étude comparative. Au Canada, les études sur l'influence syndicale ont souvent été effectuées en comparaison aux autres pays anglo-saxons<sup>5</sup>. Ces études ont relevé qu'il existait bien des différences, face à l'influence du syndicat dans chaque pays. En somme, il semble exister une influence syndicale unique, et particulière à chaque pays<sup>6</sup>. À titre d'interprétation, les différences qu'il existe entre les taux de syndicalisation des pays anglo-saxons, sont souvent soulevées<sup>7</sup>. Cependant, nous pouvons supposer que ces dernières différences sont elles-mêmes accessoires à certaines particularités du contexte économique de chaque pays.

Il serait tentant de généraliser un « modèle canadien » et de souligner le cadre législatif, politique, ou même culturel; typique du Canada pour interpréter l'influence syndicale telle qu'elle se manifeste au Canada. Cependant, le Canada est lui-même très hétérogène. Chaque province canadienne offre un cadre bien unique en matière législative, culturelle, et économique. Comme nous allons le voir, il existe des particularités interprovinciales significatives, susceptibles de donner lieu à des différences d'influence syndicale. Toutefois, il n'existe à notre connaissance aucune étude qui compare l'effet des syndicats sur la distribution des salaires entre provinces. Dans le cadre de ce travail, nous allons essayer de répondre aux questions suivantes : Est-ce qu'il existe des différences interprovinciales à l'influence du syndicat sur les inégalités salariales des hommes? Est-ce que ces différences sont significatives? Et si c'est le cas : comment ces différences ont-elles évolué durant la période de 1984 à 2007?

---

<sup>4</sup> R. Freeman (1993); DiNardo, Fortin, et Lemieux (1996); Card (2001)

<sup>5</sup> Voir par exemple; DiNardo et Lemieux (1996) et (1997); Card, Lemieux, et Riddell (2003) et (2004)

<sup>6</sup> IBID

<sup>7</sup> Card, Lemieux, et Riddell (2004)

Pour rendre notre étude comparable aux études effectuées au Canada, nous allons nous inspirer de leur méthodologie. L'effet syndical sera estimé à partir d'un modèle inspiré de Freeman (1980), et modifié par la suite par Lemieux (1993) et Card (2001)<sup>8</sup>. Il s'agira d'estimer à partir de micros données, comment l'existence d'une organisation syndicale influence la variance des salaires dans chaque province. L'inégalité salariale sera ainsi capturée par les transformations induites à la variance des salaires. L'effet estimé sera par ailleurs divisé en trois sous effets, qui comme nous allons le voir, reflèteront des effets indépendamment relevés dans diverses recherches. Nous serons ainsi en meilleure mesure de cibler où se manifestent les différences entre provinces, s'il y a lieu.

Notons toutefois, que notre étude se limitera à l'effet sur la variance des salaires des hommes. L'influence des syndicats sur la distribution des salaires des femmes demeure ambiguë au Canada<sup>9</sup>. Comme il existe encore source d'amples discriminations salariales entre hommes et femmes, il serait impossible de cerner un unique effet syndical qui s'applique aux deux sexes. Par ailleurs, notre comparaison interprovinciale se fera uniquement entre quatre provinces; soit le Québec, l'Ontario, l'Alberta, et la Colombie-Britannique. Cette concession est en partie, due au fait que le nombre d'observations dans les échantillons disponibles pour les autres provinces canadiennes est très faible. Toutefois, notre sélection nous permettra de comparer des provinces qui par réputation, représentent deux pôles politiques opposés. Du moins en matière de politiques sur les relations industrielles, nous associons le Québec et la Colombie-Britannique à la gauche, et l'Ontario et l'Alberta à la droite<sup>10</sup>.

Avant de présenter notre modèle et nos estimations, nous allons d'abord devoir bien encadrer le sujet de notre problématique. En deuxième partie de ce travail, nous définirons le syndicat. Nous développerons son influence sur la distribution des salaires, et enfin son influence sur les inégalités salariales. En troisième partie nous entreprendrons un léger survol de la littérature pertinente à l'objet de notre

---

<sup>8</sup> Nous nous inspirerons également des travaux : Dinardo et Lemieux (1997); Card, Lemieux, et Riddell (2004)

<sup>9</sup> Lemieux (1993); Card, Lemieux, et Riddell (2003) et (2004)

<sup>10</sup> Haddow et Klassen (2006)

problématique. Nous développerons la conception moderne de l'influence syndicale au Canada, telle qu'elle aura été décrite en deuxième partie, et nous la contrasterons à de plus anciennes conceptions. En quatrième partie, nous explorerons l'influence syndicale au niveau provincial. Nous présenterons la méthodologie de nos estimations, et nous contemplerons quelques biais d'estimation potentiellement impliqués. En cinquième partie, nous présenterons et interpréterons finalement nos résultats. À titre d'interprétation, nous soulignerons quelques particularités sociales et institutionnelles de chaque province. Notons toutefois que quoique nous abordions quelques particularités du contexte économique de chaque province, l'objectif de ce travail ne sera que de déterminer si l'influence du syndicat sur les inégalités salariales varie entre province. Nous n'essayerons aucunement de cibler les particularités provinciales exactes qui causent ces variations. Nous chercherons seulement à cerner quelques contrastes apparents, qui pourraient potentiellement les interpréter. Nous conclurons finalement en sixième partie.

## 2. L'effet syndical

### 2.1 Le syndicat

Afin de pouvoir mieux interpréter nos résultats, et de savoir même reconnaître si nos résultats s'avèrent surprenant, nous avons besoin d'une hypothèse de l'influence habituelle des syndicats sur la distribution des salaires. Pour faciliter nos discussions ultérieures, nous allons dorénavant nommer cette influence : « *l'effet syndical* ». Avant de développer *l'effet syndical*, définissons d'abord le syndicat, situons sa définition dans le cadre canadien, et précisons les objectifs du syndicat.

Quoiqu'il en existe plusieurs variations, le syndicat est en générale une organisation collective qui a pour but de défendre les intérêts professionnels et économiques de ses membres<sup>11</sup>. Au Canada, cet objectif est rencontré par l'entremise de négociations entre les représentants syndicaux et les employeurs. Ces négociations peuvent se porter sur des bénéfices salariaux, mais également non salariaux. À titre de bénéfices non salariaux, les syndicats peuvent par exemple lutter en faveur des droits, de la sécurité, et des conditions générales de travail des travailleurs. Toutefois, dans l'optique de ce travail, nous nous attarderons seulement à leur influence sur les salaires.

Au Canada, les syndicats doivent adhérer à un système de législations décentralisées. Il existe depuis 1944, une mention dans la législation canadienne qui dicte les droits et les obligations des syndicats. Avant les années 1940, il existait un « laissez faire » législatif face aux mouvements syndicaux, et le gouvernement fédéral préférait adopter une position plutôt neutre à leur sujet. Notons que les soulèvements syndicaux étaient même jugés criminels avant l'Acte de la Confédération<sup>12</sup>.

Depuis « Le Règlement des Relations ouvrières en temps de guerre » de 1944, tous les travailleurs ont désormais le droit de joindre ou former un syndicat, ce dernier doit en bonne foie adhérer aux droits et aux obligations qui lui sont réservés par la loi, et

---

<sup>11</sup> Définition traduite de Benjamin, Gunderson, et Riddell (1998)

<sup>12</sup> Ces faits sont tirés de Weiler (1986)

il doit occuper l'unique voix des travailleurs dans ses négociations avec employeurs<sup>13</sup>. Toutefois, l'élaboration exacte de ses droits et de ses obligations demeure en grande partie une responsabilité provinciale. L'Acte de la Confédération attribua aux juridictions provinciales en 1867, la responsabilité de veiller à ses propres relations industrielles, mis à part celles dans secteur public fédéral. Inspirée de la législation fédérale, les provinces canadiennes ont ainsi élaborer leur propre législature concernant les relations industrielles, dans les années 1950s<sup>14</sup>. Aujourd'hui, tout conflit en relation industrielle au Canada, est supervisé par un conseil administré au provincial.

## **2.2 L'objectif du syndicat**

Dans le cadre de ce travail, nous allons d'une part supposer que le syndicat veille à maximiser le salaire de ses membres. Remarquons toutefois que l'objectif du syndicat concernant le salaire de ses membres, est une question qui peut être développée de plusieurs façons. D'une part, certains économistes ont proposés de l'aborder à l'aide d'un problème d'optimisation. Selon cette approche, les syndicats chercheraient à maximiser le salaire de ses membres, tout comme le nombre de travailleurs syndiqués<sup>15</sup>. La politique salariale d'un syndicat devrait donc ici s'élaborer en compromis au fait que l'augmentation des salaires incite une substitution des facteurs de production, et implique subséquemment des coupures de postes dans les emplois syndiqués. D'autre part, certains économistes ont plutôt proposé d'aborder cette question en traitant le syndicat comme une organisation politique avec un objectif exogène donné<sup>16</sup>. En occurrence, l'objectif du syndicat adhérerait plutôt à un principe idéaliste; soit possiblement de nature égalitaire. En général, il est difficile d'attribuer un objectif spécifique à un syndicat sans explorer d'abord le contexte économique dans lequel il agit. Néanmoins, la plupart des études récentes sur le sujet adhèrent à la prémisse que l'utilité des syndicats est croissante à la fois en salaire syndiqués et en quantité d'emplois syndiqués<sup>17</sup>. Il est donc néanmoins

---

<sup>13</sup> Haddow et Klassen (2006). p.79-80

<sup>14</sup> Weiler (1986)

<sup>15</sup> Cette approche fut pour la première fois proposée par Dunlop (1944)

<sup>16</sup> Préposé pour la première fois par Ross (1948)

<sup>17</sup> Voir par exemple; Farber (1978); Dertouzos et Pencavel (1981); Brown et Ashenfelter (1986)

sensiblement raisonnable de supposer que les syndicats éprouvent des efforts, du moins à augmenter les salaires de leurs membres.

Par ailleurs, nous allons également dans le cadre de ce travail adhérer au propos de Freeman (1980), qui s'étant référé à une collection de sondages<sup>18</sup>, propose que les syndicats luttent en moyenne pour faire reconnaître le principe d'un même salaire pour un même travail. C'est à dire que par opposition aux politiques salariales basées sur le favoritisme et la discrimination des caractéristiques particulières des travailleurs, les syndicats encourageraient l'instauration d'une politique de salaires standards pour un emploi donné. Cet objectif s'étendrait non seulement à l'intérieur d'une même industrie, mais également entre industries différentes.

Selon Freeman cette position reflète bien l'esprit de solidarité des membres de syndicats. Il argumente par ailleurs, qu'il serait autrement difficile d'assurer la cohésion au sein du secteur syndical si ces discriminations personnelles étaient permises<sup>19</sup>. Du moins dans tous contextes où le salaire moyen est plus élevé que le salaire médian, une politique de standardisation des salaires sera préférée à tout autre, par plus de 50% des membres du syndicat<sup>20</sup>.

En somme, nous allons supposer que les syndicats ont tous intérêt à encourager une augmentation des salaires leurs membres, ainsi que de lutter pour faire reconnaître une politique de salaire standard, pour un même travail.

### **2.3 L'influence syndicale sur la distribution des salaires**

À titre d'hypothèse de *l'effet syndical* au Canada, nous allons compiler les observations empiriques qui ont jusqu'à présent été relevés des travaux antérieurs qui nous concernent<sup>21</sup>. Notons que les études considérées explorent des contextes parfois particuliers, et qui permettent ainsi des *effets syndicaux* spécifiques à un cadre de

---

<sup>18</sup> Entre autres, le travail de Slichter, Healy, et Livernash (1960)

<sup>19</sup> Freeman (1982)

<sup>20</sup> Ces arguments reviennent dans Freeman (1980), (1982) et (1984)

<sup>21</sup> Notamment : Lemieux (1993); DiNardo et Lemieux (1996) et (1997); Card, Lemieux, et Riddell (2003) et (2004)

précision. Nous ignorerons ces spécifications. De façon générale, et du moins chez les hommes canadiens, nous pouvons relever les trois tendances suivantes.

Premièrement, selon les auteurs mentionnés plus haut en référence, le salaire d'un travailleur syndiqué a tendance à être en moyenne plus élevé que le salaire d'un travailleur autrement identique, mais non-syndiqué. Cet avantage, on peut l'interpréter, est le produit des efforts syndicaux à vouloir maximiser le salaire de ses membres.

Deuxièmement, ce même avantage salarial a tendance à être plus fort chez les travailleurs à faibles niveaux de salaires, que chez les travailleurs à niveaux de salaires plus élevés.

Plusieurs économistes supposent que cette deuxième tendance est en grande partie due au fait qu'on retrouve habituellement parmi les travailleurs à plus bas niveau de salaire, un taux de syndicalisation plus élevé<sup>22</sup>.

Troisièmement, la variance des salaires des travailleurs syndiqués a tendance à être plus petite que la variance salariale des travailleurs non-syndiqués. Cette dernière tendance peut être interprétée comme le résultat de la politique de standardisation des salaires. Pour faciliter nos interprétations, nous nommerons respectivement ces trois phénomènes : « *l'effet intersectoriel* », « *l'effet de compression* », et « *l'effet intra sectoriel* ».

L'influence globale de ces trois *sous effets* sur les inégalités salariales demeure toutefois ambiguë. Alors que les deux derniers réduisent les inégalités, le premier contribue à les accroître. Le gain salarial des travailleurs syndiqués crée une inégalité qui n'existerait autrement pas entre les travailleurs du secteur syndical et non syndical<sup>23</sup>.

Toutefois, le fait que ce surplus soit plus fort pour les travailleurs à salaire inférieur, a tendance à comprimer la distribution des salaires dans l'économie<sup>24</sup>. Les salariés au bas de la distribution sont désormais rapprochés des salariés au sommet de la distribution, ce qui contribue à réduire les inégalités entre catégories salariales de travailleurs. Par ailleurs, la réduction de la variance des salaires dans le secteur syndical réduit la variance totale dans l'économie, et contribue donc à réduire les inégalités<sup>25</sup>. En somme, on remarque au Canada que les pressions à la baisse sur les inégalités, sont plus fortes que

---

<sup>22</sup> Voir par exemple Card (2001)

<sup>23</sup> Lemieux (1993)

<sup>24</sup> IBID

<sup>25</sup> IBID

les pressions à la hausse, et que le syndicat réduit les inégalités salariales<sup>26</sup>. *L'effet syndical*, soit la somme des trois *sous effets* développés plus haut, a donc pour effet de réduire les inégalités salariales. Appuyons ces remarques dans le cadre d'un survol de la littérature et traçons l'évolution de la conception moderne de *l'effet syndical*.

---

<sup>26</sup> Lemieux (1993); DiNardo et Lemieux (1996) et (1997); Card, Lemieux, et Riddell (2003) et (2004)

### 3. Survol de la littérature

#### 3.1 Anciennes conceptions

Le consensus contemporain que la présence d'une organisation syndicale réduit les inégalités salariales est un phénomène plutôt récent en économie. Pendant longtemps, on supposa plutôt que l'existence du syndicat avait pour effet d'augmenter les inégalités salariales. Le syndicat était souvent comparé à un monopole sur le marché du travail, qui était capable d'altérer les salaires de ses membres et qui bouleversait la structure des salaires dans l'économie.

Par exemple, Friedman (1956) argumenta que l'existence d'une organisation syndicale encourageait les inégalités salariales de deux façons. D'une part, il fit remarquer le phénomène que nous avons nommé *l'effet intersectoriel*. L'avantage salarial relatif des travailleurs syndiqués impliquait une réduction de la demande de travail dans le secteur syndical, et subséquemment induisait un surplus de travailleurs dans le secteur non-syndical. Cela faisait diminuer davantage les salaires non-syndicaux, et contribuait à la montée des inégalités horizontales entre travailleurs syndiqués et non-syndiqués autrement égaux. Par ailleurs, Friedman supposait que cet effet était plus significatif pour les travailleurs syndiqués à salaire plus élevés. Il fit remarquer que les secteurs les mieux rémunérés aux États-Unis à l'époque, étaient également ceux où on observait la plus grande densité syndicale. Cela dit, les travailleurs au sommet de la distribution des salaires étaient davantage écartés des travailleurs au bas de la distribution. Friedman (1959) supposait donc un phénomène contraire à *l'effet de compression* décrit plus haut.

Rees (1962) manifesta une position semblable en concluant que les gains salariaux des syndicats bénéficiaient plutôt aux travailleurs du milieu de la distribution des salaires. Cela avait pour effet de réduire les inégalités salariales entre les travailleurs au milieu et au sommet de la distribution, mais écartait davantage les groupes du milieu de la distribution, des salariés au bas de la distribution. Le syndicat influençait donc d'une autre façon, encore une fois l'augmentation des inégalités salariales.

Parmi les études de l'époque, Lewis (1963) eut une influence de premier ordre. Il mena une étude sur l'écart salariale entre travailleurs syndiqués et non-syndiqués aux États-Unis jusqu'en 1958. Il estima en moyenne que le développement du secteur syndical aux États-Unis avait jusque là, influencé un gain salarial de 7 à 11% chez les travailleurs syndiqués, et une réduction d'environ 3 % des salaires non syndicaux. En abordant l'influence de ce phénomène sur l'inégalité, il en conclut que le secteur syndical avait jusqu'à présent plutôt accru les inégalités salariales.

Notons cependant qu'en cette même période, certains auteurs avaient déjà abordé la possibilité que l'existence du syndicat ait une influence négative sur les inégalités salariales. Par exemple, Webb et Webb (1897) firent déjà remarquer l'effort syndical à standardiser les salaires et supposaient qu'elle contribuait avec succès à réduire la disparité des salaires entre membres syndiqués. Plus récemment, certains économistes tels que Stafford (1968), Rosen (1970), et Johnson et Youman (1971), remirent en question la conception que les gains salariaux du syndicat étaient plus forts pour les travailleurs à niveaux de salaire plus élevés. Comme *l'effet de compression* le prévoit, ils démontrèrent que ces gains étaient en effet plus forts au bas de la distribution des salaires. Les syndicats avaient donc parmi leurs effets diverses, tendances à comprimer la distribution des salaires. Toutefois pour la plupart, on supposait que les facteurs qui encourageaient les inégalités demeuraient fort plus influents, et que l'influence du syndicat sur l'inégalité salariale demeurait ambiguë. Il n'existait jusque les années 1970s, aucun consensus clair entre économistes<sup>27</sup>.

### 3.2 Conceptions modernes

Ce fut grâce à l'accessibilité aux micros données des années 1970s aux États-Unis et à une nouvelle approche au problème, qu'on réussit à discerner un *effet syndical* plus clair et évident. Une série successive d'étude aux États-Unis réussirent ainsi à démontrer que l'influence syndicale à réduire les inégalités salariales était toujours plus forte que l'influence syndicale à les accroître.

---

<sup>27</sup> Card, Lemieux, et Riddell (2003), p. 9

Parmi les travaux en tête de ce nouveau courant, mentionnons Freeman (1980). Dans le cadre d'une étude sur les disparités salariales entre cols bleu et col blancs, il innova une méthode pour quantifier *l'effet syndical* et ses *sous effets*. Notons cependant qu'il ignorait *l'effet de compression*. Selon sa méthodologie, un effet mesuré de valeur positive signifiait qu'il contribuait à accroître les inégalités salariales, tandis qu'un effet de valeur négative signifiait qu'il contribuait à les réduire. Il reconnut *l'effet intersectoriel*, qui tel que prévu, était positif. Cependant, il découvrit *l'effet intra sectoriel*, qui était fort, négatif, et qui annulait le premier. Quoique les salaires des travailleurs syndiqués fussent en moyenne plus élevés, les disparités entre eux étaient plus faibles que dans le secteur non-syndical. Il en conclut que les syndicats réduisaient les disparités salariales entre cols bleus et cols blancs. En appui à sa découverte, il reprit son analyse sur plusieurs groupes, dans divers contextes<sup>28</sup>. Dans tous les cas, il confirma l'existence d'un *effet intra sectoriel* qui surmontait *l'effet intersectoriel*, et qui assurait une pression à la baisse sur les inégalités salariales.

Dans la lumière des nouvelles données, plusieurs économistes ont par la suite pu réviser leurs études, et dans bien des cas ont pu reconnaître un *effet syndical* plutôt négatif. Par exemple, Lewis (1986) reprit son étude effectuée en 1968. Il supposait à l'origine que les syndicats contribuaient à la monter des inégalités, mais rectifia ainsi sa position en concluant que les syndicats avaient plutôt tendance à comprimer la distribution des salaires. Ces observations ont désormais été confirmées dans plusieurs contextes aux États-Unis, et l'opinion générale face à *l'effet syndical* s'est transformée progressivement.

Au Canada, l'influence du syndicat sur les salaires a été explorée pour une première fois par Kumar (1972), et revue par après à plusieurs reprises. Entre autres, notons Kumar et Stengos (1985), Robinson (1989), et Green (1991), quoiqu'il en existe bien d'autres. Parmi les études canadiennes, il y eu une série d'études inspirées de l'approche de Freeman qui s'attarda plutôt à l'influence syndicale sur les inégalités.

---

<sup>28</sup> Freeman (1982) et (1984)

Dans bien des cas, la méthodologie de Freeman (1980) fut empruntée et développée davantage.

À partir de micros données, Lemieux (1993) compara *l'effet syndical* au Canada et aux États-Unis dans les années 1980s. Il modifia l'approche de Freeman en se permettant d'isoler et capturer *l'effet de compression* parmi *l'effet intersectoriel* et *l'effet intra sectoriel*. En effet, il démontra qu'il existait au Canada une covariance négative entre les gains salariaux des syndicats et le niveau des salaires, ce qui induisait *l'effet de compression*. Il en conclut du moins pour les hommes, que l'influence négative des syndicats sur les inégalités était plus forte que son influence positive. Il estima que l'effet négatif était environ 3.6 fois plus fort que l'effet amplifiant, et conséquemment que la variance totale des salaires des hommes au Canada était réduite de 14.5 % par la présence d'un syndicat. Notons également que Lemieux corrigea ses estimations par effet fixe à l'aide de données longitudinales contre le biais de sélection; un biais d'hétérogénéité que nous explorerons un peu plus loin. Cette correction réduit relativement *l'effet syndical*, mais lui permit néanmoins de conclure que les syndicats avaient pour effet global de réduire les inégalités salariales au Canada.

Une comparaison semblable a été reprise par Card, Lemieux et Riddell (2003) et (2004). Ces auteurs ont repris l'approche de Freeman (1980), en tenant compte des modifications de Lemieux (1993) et d'une étude de Card (2001) sur *l'effet syndical* aux États-Unis. Cette fois l'étude fut généralisée au Canada, aux États-Unis, et en Grande-Bretagne, pour la période de 1984 à 2001. Du moins chez les hommes au Canada, les conclusions concernant la nature de *l'effet syndical* furent les mêmes que Lemieux (1993). La présence d'une organisation syndicale, on l'estima, avait pour effet de réduire la variance des salaires. Toutefois, tel que documenté par Riddell et Riddell (2003), le taux de syndicalisation au Canada connut simultanément une diminution continue depuis la fin des années 1980s; soit de 17% à l'an 2002. *L'effet syndical* s'est ainsi progressivement affaibli depuis 1984. Selon leur étude, les syndicats auraient été responsables de réduire la variance des salaires des hommes de 16% en 1984, de 11% en début 1990s, mais seulement de 7% en 2001. Cette diminution aurait en grande partie été causée par la détérioration de *l'effet intra sectoriel* et de *l'effet de compression*, qui en

2001 étaient essentiellement nul. Malgré la légère diminution de *l'effet intersectoriel*, *l'effet syndical* négatif se serait progressivement affaibli.

La robustesse de ces résultats est davantage appuyée par le fait qu'ils ont en plus été vérifiés dans le cadre d'études mettant en vedette une méthodologie différente. Entre autres, mentionnons l'étude de Lemieux et Dinardo (1997), qui à l'aide d'une approche semi paramétrique innovée par ces mêmes auteurs en (1996), ont exploré *l'effet syndical* au Canada pour les années 1980s. Ils sont arrivés aux mêmes conclusions mentionnées plus haut. Par ailleurs, les auteurs ont ajusté leurs estimations en contrôlant pour des effets potentiellement parallèles sur la distribution des salaires, telles que les transformations au salaire minimum. Ils ont isolé *l'effet syndical*, et ont conclu qu'il contribuait tout de même à réduire les inégalités.

En somme, les conclusions de Freeman s'appliquent au contexte canadien. Il semble bien exister un *effet intra sectoriel* plus fort qu'un *effet intersectoriel*, et il semble également exister un *effet de compression* qui vient appuyer *l'effet intra sectoriel*. Le phénomène de *l'effet syndical*, qui existe à l'échelle nationale, doit alors forcément aussi se traduire à l'échelle provinciale. Nous soulignons les deux possibilités suivantes : soit *l'effet syndical* à l'échelle provinciale est dans tous les cas, identique à l'effet à l'échelle nationale; soit *l'effet syndical* des provinces varient entre elles, étant parfois plus fort et parfois plus faible qu'à l'échelle nationale. Comme nous l'avons mentionné en introduction, il ne semble cependant exister aucune étude qui explore l'influence du syndicat sur l'inégalité salariale à l'échelle provinciale.

## 4. L'effet syndical au niveau provincial

### 4.1 Variabilité de l'effet syndical entre provinces canadiennes

En appuie à notre choix de problématique, nous jugeons qu'il est sensiblement légitime de supposer que *l'effet syndical* puisse varier en fonction du contexte économique unique à chaque province. Nous avons argumenté en début de ce travail que le phénomène de *l'effet syndical* relève en grande partie de l'objectif et du fruit des efforts des membres de syndicats. Néanmoins, nous devons en plus supposer que *l'effet syndical* doit également dépendre du pouvoir influent dont disposent les syndicats. Selon Benjamin, Gunderson, et Riddell (1998), les syndicats rencontrent des contraintes légales, sociales, politiques, démographiques, et culturelles; et leur pouvoir influent dépend en grande partie du contexte économique. Par ailleurs, selon Ashenfelter et Pencavel (1969) l'ampleur des mouvements syndicaux s'établit en fonction de l'offre et de la demande pour la représentation syndicale, et ces derniers varient selon le contexte économique du milieu donné.

Au niveau des quatre provinces canadiennes qui nous intéressent, le contexte économique qui se présente aux syndicats varie considérablement. À titre d'exemple, soulignons les taux de syndicalisations qui ont considérablement variés entre les provinces canadiennes, surtout durant la période qui nous concerne<sup>29</sup>. Selon plusieurs auteurs, l'ampleur du taux de syndicalisation agit directement sur l'influence du syndicat. Entre autres, Card, Lemieux et Riddell (2004) ont souligné les différences de taux de syndicalisation pour interpréter la variation de *l'effet syndical* mesurée entre pays anglo-saxons. Ils ont en plus, constaté que la détérioration de *l'effet syndical* observée dans les pays de leur analyse, était proportionnellement liée à la désyndicalisation subie.

L'influence du taux de syndicalisation sur le pouvoir d'un syndicat est intuitive. D'une part, l'ampleur de la masse syndicale implique un pouvoir de négociation plus considérable. La menace du recours à la grève est un facteur important dans les négociations entre syndicats et employeurs. Cette menace gagne considérablement de l'importance lorsque la densité syndicale est forte. D'autre part, étant donné un *effet*

---

<sup>29</sup> Voir entre autre Riddell et Riddell (2003).

*syndical* fixe; plus le secteur syndical est important, plus cet effet est répandu dans l'économie.

Néanmoins, nous pouvons supposer que le taux de syndicalisation est lui-même accessoire à d'autres facteurs du contexte économique des provinces. Les quatre provinces canadiennes traitées dans notre recherche offrent des cadres uniques en matière politique, législative, démographique, et culturelle. Ces particularités, nous le supposons, forment des contextes économiques bien susceptibles d'invoquer des différences significatives à la fois au taux de syndicalisation, et à *l'effet syndical*. Nous explorerons davantage ces particularités provinciales en fin d'interprétation de nos résultats. Mesurons d'abord si *l'effet syndical* varie effectivement entre provinces.

## **4.2 Estimation de l'effet syndical**

Pour mesurer l'influence de la présence d'une organisation syndicale sur les inégalités salariales, nous allons emprunter la méthodologie de Card, Lemieux, et Riddell (2004). Ces derniers emploient un modèle inspiré du « Two Sector Model » innové par Freeman (1982). Il fut d'abord modifié par Lemieux (1993), et davantage développé par Card (2001). Notons que l'inégalité salariale sera capturée par les transformations induites à la variance des log-salaires des agents de l'économie. Nous allons nous inspirer du développement et du raisonnement de Lemieux (1993), Card (2001), et Card, Lemieux, et Riddell (2003), pour la présentation du modèle qui suit.

### **4.2.1 Modèle « Two Sector » avec groupes d'expérience.**

Le modèle en question consiste à séparer l'économie en deux secteurs, et de supposer que l'ensemble des travailleurs ne puisse exclusivement que faire partie d'un secteur à la fois. D'une part, nous supposons une économie où l'ensemble des travailleurs est syndiqué. D'autre part, nous supposons cette même économie où l'ensemble des travailleurs est non-syndiqué.

Chaque individu de l'économie aura deux salaires potentiels, tout dépendant le secteur auquel il appartient. Focalisant sur un individu «  $i$  », posons :

$w_i^S$  : Le log-salaire de «  $i$  » s'il fait partie du secteur syndical.

$w_i^N$  : Le log-salaire de «  $i$  » s'il fait partie du secteur non-syndical.

Sachant l'ensemble des individus dans l'économie, posons :

$W^S$  et  $W^N$  : L'espérance des log-salaires potentiels de tous les travailleurs de l'économie, dans les secteurs syndical et non-syndical, respectivement.

Permettant par ailleurs une variance des salaires à l'intérieur de chaque secteur conceptuel, posons :

$V^S$  et  $V^N$  : La variance des log-salaires qui se manifesterait si l'ensemble des travailleurs étaient soit tous syndiqués ou non-syndiqués.

En addition, notons  $V$  ; soit la variance des log-salaires observée dans l'économie. Compte tenu que l'économie est en réalité composée à la fois de travailleurs syndiqués et non-syndiqués,  $V$  englobe sans discrimination la variance des log-salaires syndicaux et non-syndicaux.

Remarquons que les variances  $V$  et  $V^N$  sont composées à partir de log-salaires de travailleurs identiques; seulement  $V$  permet que certains travailleurs soient syndiqués alors que  $V^N$  suppose que l'ensemble soit strictement non-syndiqué. Si elle n'est pas nulle, la différence entre  $V$  et  $V^N$  doit donc capturer l'influence de l'existence d'une organisation syndicale sur la variance des log-salaires dans l'économie. Une mesure intuitive pour isoler l'influence du syndicat sur l'inégalité salariale, soit *l'effet syndical*, est donc :

$$V - V^N$$

Si cette valeur s'avère positive, nous en concluons que le syndicat augmente les inégalités salariales. Si cette mesure est négative, il implique que  $V^N > V$ , et que l'existence du syndicat réduit donc les inégalités salariales.

Dans un contexte donné,  $V$  est observable, mais  $V^N$  ne l'est pas. Le déficit de notre approche consistera alors à estimer  $V^N$ . Avant de poursuivre, apportons une

précision à notre estimation de  $V^N$ , ainsi qu'à nos estimation des autres paramètres hypothétiques.

Supposons que le taux de syndicalisation soit représenté par  $S$ . Posons ( $S > 0$ ) pour désigner l'existence d'une organisation syndicale, et ( $S = 0$ ) pour désigner sa non-existence. Afin de bien isoler l'influence de la présence d'un syndicat, il nous faudrait estimer  $V^N$  en absence de toute organisation syndicale. Il nous faudrait alors estimer ( $V^N | S = 0$ ). La pertinence de cette précision implique que nous supposons une dépendance de  $w_i^N$  sur  $S$ . En effet, nous devons supposer que le salaire d'un travailleur non-syndiqué ne soit pas nécessairement pareil sachant l'existence ou la non-existence d'un syndicat. Par exemple, un employeur pourrait accorder à un travailleur non-syndiqué, un salaire supérieur en réponse à la menace qu'il joigne un syndicat. Plus la propension à la syndicalisation est élevée, plus cette menace est significative, et plus l'employeur en question aurait intérêt à augmenter les salaires non-syndicaux<sup>30</sup>. Les syndicats influencent donc non seulement les salaires des travailleurs syndiqués, mais également les salaires des travailleurs non-syndiqués.

Cependant, l'estimation de ( $V^N, W^N | S = 0$ ) ainsi que de ( $V^S, W^S | S = 0$ ) est très difficile, voir même impossible. Les données disponibles sur les travailleurs non-syndiqués des provinces canadiennes sont bien sûr conditionnelles à l'existence d'un syndicat. Il serait très difficile de simuler la non-existence d'un syndicat. Nous allons donc concéder à estimer ( $V^N, V^S, W^N, W^S | S > 0$ ); soit les paramètres de notre modèle sachant la structure syndicale et le taux de syndicalisation qui existent dans l'économie.

Par ailleurs, les études de *l'effet syndical* sur des groupes de travailleurs particulier ont révélé que l'influence syndicale dépend des caractéristiques personnelles des travailleurs concernés<sup>31</sup>. Entre autres, le niveau d'expérience des travailleurs peut impliquer des influences syndicales différentes sur les niveaux de salaires. Nous

<sup>30</sup> Cet exemple est emprunté dans Card, Lemieux, et Riddell (2003)

<sup>31</sup> Lemieux (1993), et Card (1996)

rappelons que selon *l'effet de compression*, les gains salariaux des travailleurs syndiqués ont tendance à être plus considérables parmi les travailleurs à niveaux de salaire inférieurs. Pour améliorer la précision de notre modèle, nous allons permettre la possibilité de telles variations en fonction du niveau d'expérience des travailleurs. Nous allons classer les travailleurs en catégories d'expérience  $(c)$ , et nous allons estimer les paramètres du modèle pour chaque catégorie. Posons donc :

$W^S(c)$  et  $W^N(c)$  : L'espérance des log-salaires potentiels des travailleurs de catégorie d'expérience  $(c)$ , dans les deux secteurs de l'économie.

$V^S(c)$  et  $V^N(c)$  : La variance des log-salaires qui se manifesterait si l'ensemble des travailleurs à niveau d'expérience  $(c)$ , étaient soit tous syndiqués ou non-syndiqués.

Nous rappelons que chaque paramètre conditionnel à un groupe  $(c)$  est également conditionnel au taux de syndicalisation  $S(c)$ , qui existe à l'intérieur de ce même groupe  $(c)$ .

Sachant les définitions mentionnées plus haut, développons davantage les paramètres de notre modèle et élaborons une équation pour mesurer *l'effet syndical* à partir des salaires des travailleurs.

Si  $W^S(c)$  et  $W^N(c)$  marquent les log-salaires espérés de tous les travailleurs dans les deux secteurs, les salaires potentiels d'un individu «  $i$  » peuvent être exprimés tels que :

$$w_i^N(c) = W^N(c) + e_i^N \quad \text{et} \quad w_i^S(c) = W^S(c) + e_i^S$$

Où nous supposons que:

$$E(e_i^S | c) = 0, \quad E(e_i^N | c) = 0, \quad E(e_i^S | c, \text{secteur } S) = 0, \quad \text{et} \quad E(e_i^N | c, \text{secteur } N) = 0$$

Ces dernières conditions impliquent que la productivité d'un travailleur est jugée clairement et identiquement par les employeurs des secteurs syndical et non-syndical. Cela dit, conditionnel au niveau d'expérience, l'unique facteur qui implique une différence entre les salaires potentiels d'un même individu, est qu'il soit membre syndiqué ou non.

Il s'en suit ainsi que :

$$Var(e_i^S | c) = V^S(c), \quad \text{et} \quad Var(e_i^N | c) = V^N(c)$$

Par la suite, l'effet espéré de la syndicalisation sur les log-salaires et sur la variance des log-salaires à l'intérieur d'un groupe  $(c)$  sont  $\Delta_w(c)$  et  $\Delta_v(c)$ .

$$\Delta_w(c) = W^S(c) - W^N(c)$$

$$\Delta_v(c) = V^S(c) - V^N(c)$$

En autres mots, le gain salarial qu'un individu du secteur non-syndical pourrait espérer recevoir s'il passait au secteur syndical, serait  $\Delta_w(c)$ . La croissance de la variance des log-salaire des travailleurs du groupe  $(c)$  qui se manifesterait si l'ensemble des travailleurs de cette catégorie d'expérience passaient du secteur non-syndical au secteur syndical, serait  $\Delta_v(c)$ .

En réalité, tous les travailleurs  $(c)$  ne font pas partie, soit d'un secteur ou de l'autre. Il existe une proportion  $S(c)$  qui est membre de syndicat, et une proportion  $1 - S(c)$  qui est non-syndiquée. Si nous traitons ces proportions comme poids aux log-salaires espérés de chaque secteur, le log-salaire moyen pour l'ensemble des travailleurs de catégorie  $(c)$  pourrait être exprimé tel que :

$$W(c) = S(c)W^S(c) + (1 - S(c))W^N(c)$$

$$W(c) = W^N(c) + S(c)\Delta_w(c) \quad \mathbf{(1)}$$

À partir de l'expression standard de la variance totale, nous pouvons développer une équation semblable pour exprimer la variance des log-salaires de tous les travailleurs de catégorie  $(c)$  dans l'économie.

$$\begin{aligned}
V(c) &= Var(W_i|c) = E_s [Var(W_i|c, S(c))] + Var_s [E(W_i|c, S(c))] \\
&= (1 - S(c))V^N(c) + S(c)V^S(c) + Var_s [W^N(c) + S\Delta_w(c)] \\
V(c) &= V^N(c) + S(c)\Delta_v(c) + S(c)(1 - S(c))\Delta_w(c)^2 \quad (2)
\end{aligned}$$

En élargissant ensuite notre cadre de focalisation, nous pouvons exprimer, à l'aide de l'expression standard de la variance totale, la variance des log-salaires des travailleurs de l'économie en entier. Nous rappelons que l'économie est composée de plusieurs groupes  $(c)$ .

$$V = Var[W(c)] + E[V(c)]$$

En insérant nos équations (1) et (2) dans cette expression, nous obtenons:

$$\begin{aligned}
V &= Var[W^N(c) + S(c)\Delta_w(c)] + E[V^N(c) + S(c)\Delta_v(c) + S(c)(1 - S(c))\Delta_w(c)^2] \\
&= Var[W^N(c)] + Var(S(c)\Delta_w(c)) + 2cov(W^N(c), S(c)\Delta_w(c)) \\
&\quad + E[V^N(c)] + E(S(c)\Delta_v(c)) + E(S(c)(1 - S(c))\Delta_w(c)^2) \quad (3)
\end{aligned}$$

De façon semblable, la variance exprimée sous forme de variance totale des log-salaires de tous les travailleurs s'ils étaient dans le secteur non-syndical est :

$$V^N = Var[W^N(c)] + E[V^N(c)]$$

L'effet de l'existence d'une organisation syndicale sur la variance des log-salaires dans l'économie, est donc :

$$\begin{aligned}
V - V^N = & \text{Var}(S(c)\Delta_w(c)) + 2\text{cov}(W^N(c), S(c)\Delta_w(c)) \\
& + E(U(c)\Delta_v(c)) + E(S(c)(1-S(c))\Delta_w(c)^2)
\end{aligned} \tag{4}$$

En estimant les paramètres  $\Delta_w(c)$ ,  $W^N(c)$ ,  $\Delta_v(c)$  et  $S(c)$ , et en les insérant dans l'équation (4), nous obtenons une mesure de *l'effet syndical*. En répétant cet exercice pour chaque province sur plusieurs années, nous pouvons comparer *l'effet syndical* entre provinces pour la période qui nous concerne.

#### 4.2.2 Identification des sous effets syndicaux

L'intérêt de cette dernière approche est qu'elle nous permet de décomposer *l'effet syndical* en *sous effets*. Nous remarquons que l'équation (4) est composée d'une sommation de quatre éléments. À partir de ces éléments, nous pouvons extraire les trois *sous effets* qui composent *l'effet syndical* tel que nous l'avons décrit en section 2.3 de ce travail. Selon cette expression, *l'effet syndical* ne serait qu'une sommation de « *l'effet intersectoriel* », « *l'effet intra sectoriel* », et « *l'effet de compression* ». Identifions les trois *sous effets* en question à partir de l'équation (4). Notons que lorsqu'un terme s'avère positif, nous interprétons qu'il contribue à la monter des inégalités. Lorsqu'un terme est négatif, il contribue à réduire les inégalités salariales.

- $\text{Var}(S(c)\Delta_w(c)) + 2\text{cov}(W^N(c), S(c)\Delta_w(c))$  (5)

Cette première partie de l'équation (4) capture « *l'effet de compression* ». Plus précisément, elle capture comment les syndicats affectent la position relative des groupes d'expérience dans la distribution des salaires moyens. La tendance selon laquelle les gains salariaux induits par la syndicalisation sont plus forts chez les travailleurs à niveaux de salaires plus faibles, est capturée par le terme de covariance de cette sommation. En théorie, la covariance entre les gains salariaux,  $[S(c)\Delta_w(c)]$ , et le niveau des salaires moyens de chaque groupe d'expérience,  $[W^N(c)]$ , devraient être négatifs. Toutefois, le fait que les travailleurs syndiqués de certains groupes d'expérience reçoivent un gain

salarial supérieur, implique qu'il y existe une inégalité de gains salariaux, établie entre les groupes d'expérience. Ce facteur contribue à accroître les inégalités salariales, et il est capturé par le premier terme de l'équation (5), soit  $Var(S(c)\Delta_w(c))$ . Ce terme, qui est nécessairement positif, capture précisément la variance des gains attribués à chaque groupe. Comme la littérature prévoit que *l'effet de compression* est habituellement négatif, nous prévoyons que le second terme de l'expression (5) sera d'une part négatif, et d'autre part plus fort que le premier.

$$\bullet \quad E(S(c)\Delta_v(c)) \quad (6)$$

Cette deuxième partie de l'équation (4) représente « *l'effet intra sectoriel* ». Nous le nommons ainsi puisqu'il capture l'effet de la syndicalisation sur l'inégalité salariale à l'intérieur de chaque secteur. Plus précisément, l'équation (6) capture comment les syndicats affectent en moyenne, la variance résiduelle des salaires des travailleurs syndiqués. La variance résiduelle pour un groupe de travailleurs ( $c$ ) du secteur syndical, est donnée par  $\Delta_v(c)$ . Elle représente la différence induite par la syndicalisation sur la variance des log-salaires dans un groupe d'expérience quelconque. Pour lui donner une dimension réelle, l'effet est par la suite ajusté par le poids du taux de syndicalisation du groupe en question. La moyenne de l'ensemble des effets du syndicat sur la variance des log-salaires de chaque groupe ( $c$ ) nous donne « *l'effet intra sectoriel* » général. En théorie, la majorité des  $\Delta_v(c)$  devrait s'avérer négative, puisqu'on suppose que la variance des salaires des travailleurs syndiqués est inférieure à la variance des salaires des travailleurs non-syndiqués. Le terme (6) devrait donc en théorie être négatif.

$$\bullet \quad E(S(c)(1-S(c))\Delta_w(c)^2) \quad (7)$$

Ce dernier terme de l'équation (4) représente « *l'effet intersectoriel* ». Nous le nommons ainsi puisqu'il capture l'inégalité salariale qui se crée entre les travailleurs du secteur syndical et du secteur non-syndical. Il ne doit pas être confondu à l'effet

représenté dans la première partie de l'équation (5). Ce dernier, soit  $Var(S(c)\Delta_w(c))$ , capturerait plutôt la différence des gains salariaux entre groupes d'expérience.

L'équation (7) calcule la moyenne des écarts salariaux ajustés, causés par la syndicalisation à l'intérieur de chaque groupe d'expérience. En théorie, les log-salaires du secteur syndical devraient être plus élevés que ceux du secteur non-syndical, et  $\Delta_w(c)$  devrait donc avoir en moyenne une valeur positive. Toutefois, le fait que les travailleurs d'un secteur reçoivent un salaire supérieur aux travailleurs d'un autre, implique dans tous les cas, une augmentation des inégalités salariales. Peu importe le signe de  $\Delta_w(c)$ , nous constatons que l'équation (7) doit nécessairement être positive.

Cette décomposition de *l'effet syndical* nous permet bien d'apprécier l'ambiguïté ressentie par les économistes d'avant 1980s, concernant l'influence exacte des syndicats sur l'inégalité salariale. À l'exception de l'équation (7), le signe des *sous effets* de (4) est incertain. Par ailleurs, la force relative de ces *sous effets* est également inconnue. L'écart entre les charges mesurées pour les *sous effets* déterminera la force de *l'effet syndical*. Au Canada, les études antérieures<sup>32</sup> ont démontré que la valeur de l'équation (6) est habituellement négative, et plus forte que la valeur de l'équation (7). La charge négative de *l'effet intra sectoriel* surmonterait donc la charge positive de *l'effet intersectoriel* positif. Par ailleurs, la valeur de l'équation (5), qui représente *l'effet de compression*, serait négative et viendrait compléter *l'effet intra sectoriel*. En somme, *l'effet syndical* serait négatif et réduirait la variance des salaires dans l'économie.

Compte tenu des différences contextuelles entre les provinces qui nous intéressent, la puissance relative des *sous effets* de l'équation (4) varie probablement d'une province à l'autre. Pour vérifier cette hypothèse, il nous faudra estimer les paramètres ;  $\Delta_w(c)$ ,  $W^N(c)$ ,  $\Delta_v(c)$  et  $S(c)$  pour chaque province. Présentons les données à partir desquelles nous allons chercher tirer nos estimations, et présentons par la suite la méthodologie même de nos estimations.

---

<sup>32</sup> Notamment Lemieux (1993), Card (2001), Card, Lemieux, et Riddell (2003) et (2004)

### 4.3 Source et manipulations des données

Pour estimer les paramètres de *l'effet syndical* donnée par l'équation (4), nous avons utilisé des micros données de travailleurs salariés canadiens. En comparaison aux États-Unis, la disponibilité de micros données canadiennes faisant mention du statut syndical des sujets représentés est très limitée<sup>33</sup>. Les sondages menés par Statistique Canada n'ont commencé que tardivement à considérer le statut syndical de leurs sujets. À notre connaissance, il n'existe aucune micro donnée qui fait mention du statut syndical avant 1984. Par ailleurs, de nombreuses séries de micro données qui en faisaient mention, ont très souvent été discontinuées. Il existe donc bien des années après 1984, pour lesquelles il n'existe aucune source de micro donnée faisant mention du statut syndical. Le choix des années que nous avons traitées dans notre analyse s'est donc fait en concession à la faible disponibilité des données au Canada. Pour rendre notre étude comparable à l'étude de Card, Lemieux, et Riddell (2003), nous avons consulté les mêmes données utilisées dans leur analyse de *l'effet syndical* au Canada. Les manipulations que nous leur avons apportées, ont également été inspirées de la méthodologie employée dans cette étude.

Les années que nous avons considérées sont 1984, 1991, 1995, 1997, 2002, et 2007. Pour les années 1997, 2002 et 2007, nous avons utilisé le *Canadian Labour Force Survey* » (CLFS). Les sondages « *Survey on Work Arrangements* » (SWA) de 1991 et 1995 sont en comparaison plus petits que les autres sondages traités. Ils ont donc été combinés pour former un sondage des débuts 1990s. Le sondage employé pour l'année 1984 est le « *Survey of Union Membership* » (SUM). Chaque sondage précise la province de résidence des individus observés, et nous avons ainsi pu subdiviser nos données pour créer une série de sondages pour chaque province.

Les variables considérées dans chaque sondage sont d'une part; le log-salaire, l'âge, le niveau d'éducation, et la tenure en mois de l'emploi. D'autre part, nous avons créé des variables binaires qui précisent : le sexe de l'individu; s'il est membre syndiqué ou non; s'il est marié; s'il travail dans le secteur publique ou privé; s'il occupe un

---

<sup>33</sup> Card, Lemieux, et Riddell (2003)

travaille à temps plein ou à temps partiel; et s'il occupe un travail de nature « col bleu » ou « col blanc ». Les catégories de col bleu et de col blanc attribuées aux emplois des individus ont été déduites à partir de l'industrie dans laquelle ils participent. Les modalités de classification employées pour créer cette variable sont les mêmes que dans Card (1996).

Les salaires des individus ont par la suite tous été actualisés à l'année 2002. Pour permettre une certaine comparabilité à terme réel entre province, les indices d'actualisation que nous avons utilisés sont les CPI relatifs à la province de résidence de chaque individu. Nous avons donc en plus, ajusté les salaires des individus aux différences de coûts de vie qui existent entre provinces.

Les individus retenus pour chaque sondage sont les hommes de 16 à 65 ans. Par ailleurs, les salaires à valeur extrêmes ont été éliminés. Les individus dont les salaires actualisés sont inférieurs à 50% du salaire minimum de leur province de résidence, et dont les salaires sont supérieurs à 55\$, ont également été éliminés.

En dernier lieu, nous avons à titre de proxy du niveau d'expérience des individus, considéré une combinaison de l'âge et du niveau d'éducation. Dans les sondages CLFS de 1997, 2002, et 2007, il existe 10 catégories d'âge, et 7 catégories d'éducation. Nous avons donc créé 70 catégories d'expérience possible. Notons que dans le SWA des années 1990s, il n'y a que 5 catégories d'âge, 6 catégories d'éducation, et donc 30 catégories d'expérience. Finalement, dans le SUM de 1984 il y a 5 catégories d'âge, 5 catégories d'éducation, et donc 25 catégories d'expérience. Des variables « dummy » pour chaque groupe d'expérience ont été créées pour capturer le niveau d'expérience de tous les individus.

#### 4.4 Méthodologie des estimations

Pour calculer l'équation (4), et donc estimer *l'effet syndical*, il nous suffit d'estimer les paramètres  $W^S(c)$ ,  $W^N(c)$ ,  $V^N(c)$ ,  $V^S(c)$  et  $S(c)$ . Toutefois, pour que cette approche soit légitime, la définition exacte des paramètres mentionnés doit bien être respectée. Les

estimateurs de  $W^S, W^N$  et  $V^S, V^N$  doivent précisément représenter l'espérance et la variance des log-salaires qu'on observerait dans les deux secteurs, si tous les travailleurs de l'économie faisaient exclusivement partie d'un secteur à la fois. Ils ne doivent donc pas que représenter l'espérance et la variance des log-salaires, telles qu'elles existent parmi les travailleurs syndiqués et non-syndiqués dans la population. Pour contribuer à la robustesse de nos résultats, nous avons estimé nos paramètres de trois façons différentes.

#### **4.4.1 Estimation par mesure simple**

Un moyen simple et efficace d'estimer  $W^S(c)$ ,  $W^N(c)$ ,  $V^S(c)$ , et de  $V^N(c)$ , est de mesurer les moyennes et les variances des log-salaires de chaque groupes d'expérience, telles qu'observées dans les deux secteurs d'un échantillon suffisamment grand. Cette méthode est employée par Card, Lemieux, et Riddell (2003) et (2006). Nommons cette première forme d'estimation; « l'estimation par mesure simple ». Pour que celle-ci nous permette d'obtenir les valeurs des paramètres, tels qu'ils sont définis plus haut, nous devons cependant poser une hypothèse forte.

Nous devons supposer que le titre attribué à un membre de syndicat est distribué aléatoirement parmi tous les travailleurs de l'économie. En autres mots, la probabilité d'être syndiqué doit être indépendante de toutes caractéristiques personnelles des travailleurs. Pour justifier cette implication, inspirons nous du raisonnement présenté dans Dinardo, Fortin, et Lemieux (1996).

Supposons une distribution des salaires parmi des individus à caractéristiques personnelles particulières. Posons  $w$  pour le salaire des individus, et  $x$  pour l'ensemble des caractéristiques personnelles. La distribution des salaires dans l'économie peut être exprimée par l'intégral de la densité des salaires conditionnelle à une série de caractéristiques personnelles, sur la distribution des caractéristiques dans l'ensemble de l'économie.

$$f(w) = \int f(w|x) f(x) dx$$

De façon semblable, nous pouvons exprimer la distribution des salaires conditionnelle aux travailleurs uniquement syndiqués et non-syndiqués. Posons  $S = 1$  pour signaler l'appartenance à un syndicat, et  $S = 0$  pour signaler la non appartenance. Les distributions observées des salaires syndicaux et non-syndicaux sont respectivement :

$$f(w|S = 1)_{\text{observé}} = \int f(w|x, S = 1) f(x|S = 1) dx$$

$$f(w|S = 0)_{\text{observé}} = \int f(w|x, S = 0) f(x|S = 0) dx$$

Selon la méthode « d'estimation par mesure simple », la moyenne et la variance des salaires sont calculées à partir de ces deux distributions. Les densités conditionnelles de salaires sont intégrées ici sur la distribution des caractéristiques qui ne sont que réellement observés dans les populations syndiquées et non-syndiquées.

Notre approche en (4) pour calculer *l'effet syndical* implique que nous ayons accès à la distribution des salaires qui se manifesterait si tous les travailleurs étaient payés en fonction de la structure syndicale ou non-syndicale. Nous aurions donc besoin d'une distribution dont la densité des salaires syndicaux, conditionnelle aux caractéristiques, est intégrée sur la distribution des caractéristiques de tous les travailleurs de l'économie. Ces deux distributions hypothétiques sont respectivement.

$$f(w|S = 1)_{\text{hypothétique}} = \int f(w|x, S = 1) f(x) dx$$

$$f(w|S = 0)_{\text{hypothétique}} = \int f(w|x, S = 0) f(x) dx$$

La différence qui marque les distributions observées et hypothétiques est l'intégration sur la distribution  $f(x)$  dans un cas, et l'intégration sur les distributions  $f(x|S = 1)$  ou  $f(x|S = 0)$  dans l'autre cas. Par la loi de Bayes, nous pouvons établir le lien suivant entre ces trois distributions.

$$f(x) = \frac{f(x|S = 1) \Pr(S = 1)}{\Pr(S = 1|x)} = \frac{f(x|S = 0) \Pr(S = 0)}{\Pr(S = 0|x)}$$

Nos distributions hypothétiques pourraient ainsi être exprimées tel que :

$$f(w|S = 1)_{\text{hypothétique}} = \int f(w|x, S = 1) \frac{f(x|S = 1) \Pr(S = 1)}{\Pr(S = 1|x)} dx$$

$$f(w|S=0)_{\text{hypothétique}} = \int f(w|x, S=0) \frac{f(x|S=0) \Pr(S=0)}{\Pr(S=0|x)} dx$$

Nous voyons donc bien que pour que nos distributions de salaires observées puissent légitimement être traitées comme distributions hypothétiques, il faille que  $\Pr(S=0) = \Pr(S=0|x)$  et  $\Pr(S=1) = \Pr(S=1|x)$ . En autres mots, la probabilité d'être membre de syndicat doit être indépendante des caractéristiques des travailleurs. Si cette condition n'est pas respectée, il implique un biais d'estimation que nous allons développer un peu plus loin. C'est le « biais de sélection ».

#### 4.4.2 Estimation par MCO

Encore sous l'hypothèse que le titre d'un membre syndiqué soit attribué aléatoirement aux travailleurs de l'économie, nous proposons une seconde approche. Il s'agira ici de créer une nouvelle distribution où les salaires des travailleurs seront artificiellement construits par une équation standard de salaire. Nous allons nous inspirer d'une méthode employée par Dinardo et Lemieux (1997). Toutefois, nous allons modifier leur approche pour capturer les différences liées à *l'effet de compression*. Nommons cette méthode « l'estimation par MCO ».

Posons  $X$ , un vecteur de caractéristiques qui dans notre cas, est composé de variables « dummy » pour chaque catégorie d'expérience, d'une variable pour la tenure d'emploi, et de variables binaires indiquant le mariage, col bleu ou col blanc, temps partiel ou temps plein, et secteur public ou privé. Supposons que le log-salaire des agents,  $w$ , soit déterminé en fonction de leurs caractéristiques  $X_i$ .

$$w_i = X_i \beta + \varepsilon_i$$

*L'effet syndical* implique que ces caractéristiques sont récompensées différemment dans le secteur syndical au secteur non-syndical. Nous pouvons donc supposer un vecteur de coefficients  $\beta$  unique aux deux secteurs.

$$w_i^S = X_i \beta^S + \varepsilon_i^S$$

$$w_i^N = X_i \beta^N + \varepsilon_i^N$$

Les résidus  $\varepsilon_i^S$  et  $\varepsilon_i^N$  représentent les caractéristiques récompensées, mais non observées par l'économètre. Nous supposons que :

$$E(\varepsilon_i^S) = 0, \quad E(\varepsilon_i^N) = 0, \quad E(\varepsilon_i^S | \text{secteur}S) = 0, \quad \text{et} \quad E(\varepsilon_i^N | \text{secteur}N) = 0$$

et

$$E(\varepsilon_i^S | c) = 0, \quad E(\varepsilon_i^N | c) = 0, \quad E(\varepsilon_i^S | c, \text{secteur}S) = 0, \quad \text{et} \quad E(\varepsilon_i^N | c, \text{secteur}N) = 0$$

Les coefficients  $\beta^N$  et  $\beta^S$  ont été estimés par MCO sans constante, à partir de nos échantillons de chaque secteur. Notons que les variables pour lesquelles les coefficients n'étaient pas significatifs ont tout simplement été éliminés de notre modèle. Lorsqu'une variable omise fut une « dummy » de catégorie d'expérience, les individus de cette catégorie ont également été éliminés de nos deux échantillons.

Nous cherchons encore une fois à calculer *l'effet syndical* à partir de  $V - V^N$ . Toutefois, les salaires des agents de chaque secteur seront synthétiquement calculés à partir de nos équations de salaire. Reprenons les développements de  $V$  et  $V^N$  en appliquant les nouvelles valeurs de log-salaire.

$V$  est calculé à partir de notre échantillon de travailleurs à la fois syndiqués et non-syndiqués. L'espérance des salaires à l'intérieur d'un groupe d'expérience ( $c$ ) sera :

$$W(c) = S(c)E(X_i^S \hat{\beta}^S | c) + (1 - S(c))E(X_i^N \hat{\beta}^N | c)$$

Notons, que nous estimerons  $E(X_i^S \hat{\beta}^S | c)$  et  $E(X_i^N \hat{\beta}^N | c)$  par  $(\bar{X}^S \hat{\beta}^S | c)$  et  $(\bar{X}^N \hat{\beta}^N | c)$ , où  $\bar{X}^N | c$  et  $\bar{X}^S | c$  seront les valeurs moyennes des caractéristiques de chaque groupe d'expérience. Il s'en suit que :

$$W(c) = (\bar{X}^N \hat{\beta}^N | c) + S(c)(\bar{\Delta}_w | c) \quad \text{(8)}$$

$$\text{où } (\bar{\Delta}_w | c) = \left( (\bar{X}^S \hat{\beta}^S - \bar{X}^N \hat{\beta}^N) | c \right).$$

La variance des salaires à l'intérieur d'un même groupe d'expérience ( $c$ ) sera :

$$\begin{aligned} V(c) &= \text{Var}(X_i \beta + \varepsilon_i | c) = E_S \left[ \text{Var}(X_i^S \hat{\beta}^S + \varepsilon_i^S | c, S(c)) \right] + \text{Var}_S \left[ E(X_i \beta + \varepsilon_i | c, S(c)) \right] \\ &= (1 - S(c)) \left[ \sigma^2(X^N \hat{\beta}^N | c) + \sigma^2(\hat{\varepsilon}^N | c) \right] + S(c) \left[ \sigma^2(X^S \hat{\beta}^S | c) + \sigma^2(\hat{\varepsilon}^S | c) \right] \\ &\quad + \text{Var}_S \left[ E(\bar{X}^N \hat{\beta}^N | c) + S(c) (\bar{\Delta}_w | c) \right] \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} V(c) &= (1 - S(c)) \left[ \sigma^2(X^N \hat{\beta}^N | c) + \sigma^2(\hat{\varepsilon}^N | c) \right] + S(c) \left[ \sigma^2(X^S \hat{\beta}^S | c) + \sigma^2(\hat{\varepsilon}^S | c) \right] \\ &\quad + S(c) (1 - S(c)) (\bar{\Delta}_w | c)^2 \end{aligned} \quad (9)$$

Notons que nous avons supposé que les covariances entre  $\sigma^2(X^N \hat{\beta}^N | c)$  et  $\sigma^2(\hat{\varepsilon}^N | c)$ , et  $\sigma^2(X^S \hat{\beta}^S | c)$  et  $\sigma^2(\hat{\varepsilon}^S | c)$ , sont nuls.

En insérant ensuite les expressions (8) et (9) dans  $V = \text{Var}[W(c)] + E[V(c)]$ , nous obtenons :

$$\begin{aligned} V &= \text{Var} \left[ (\bar{X}^N \hat{\beta}^N | c) \right] + \text{Var} \left( S(c) (\bar{\Delta}_w | c) \right) + 2 \text{cov} \left( (\bar{X}^N \hat{\beta}^N | c), S(c) (\bar{\Delta}_w | c) \right) \\ &\quad + E \left( \sigma^2(X^N \hat{\beta}^N | c) \right) + E \left[ S(c) \left( \sigma^2(X^S \hat{\beta}^S | c) - \sigma^2(X^N \hat{\beta}^N | c) \right) \right] \\ &\quad + E \left( \sigma^2(\hat{\varepsilon}^N | c) \right) + E \left[ S(c) \left( \sigma^2(\hat{\varepsilon}^S | c) - \sigma^2(\hat{\varepsilon}^N | c) \right) \right] \\ &\quad + E \left( S(c) (1 - S(c)) (\bar{\Delta}_w | c)^2 \right) \end{aligned} \quad (10)$$

Par la suite, l'estimation de  $V^N$  nécessite que l'ensemble des travailleurs de l'économie ne soit pas membre de syndicat. Pour simuler ce scénario, nous allons récompenser les caractéristiques de tous les travailleurs de l'économie par la politique salariale du secteur non-syndical. En autres mots, les équations du log-salaire des travailleurs syndiqués et non-syndiqués seront composés à partir de  $\hat{\beta}^N$ . Nous devons également réévaluer les résidus, soit les caractéristiques non observées, des travailleurs à caractéristiques  $X^S$ . Les log-salaires des travailleurs seront ainsi :

$$\hat{w}_i^{S|sansS} = X_i^S \hat{\beta}^N + \hat{\varepsilon}_i^{S|sansS}$$

$$\hat{w}_i^N = X_i^N \hat{\beta}^N + \hat{\varepsilon}_i^N$$

En suivant les mêmes étapes que le développement de l'expression **(10)**, nous pouvons démontrer que :

$$\begin{aligned} V^N = & Var\left[\left(\bar{X}^N \hat{\beta}^N | c\right)\right] + Var\left(S(c)\left(\tilde{\Delta}_w | c\right)\right) + 2 \text{cov}\left(\left(\bar{X}^N \hat{\beta}^N | c\right), S(c)\left(\tilde{\Delta}_w | c\right)\right) \\ & + E\left(\sigma^2\left(X^N \hat{\beta}^N | c\right)\right) + E\left[S(c)\left(\sigma^2\left(X^S \hat{\beta}^N | c\right) - \sigma^2\left(X^N \hat{\beta}^N | c\right)\right)\right] \\ & + E\left(\sigma^2\left(\hat{\varepsilon}^N | c\right)\right) + E\left[S(c)\left(\sigma^2\left(\hat{\varepsilon}^{S|sansS} | c\right) - \sigma^2\left(\hat{\varepsilon}^N | c\right)\right)\right] \\ & + E\left(S(c)\left(1 - S(c)\right)\left(\tilde{\Delta}_w | c\right)^2\right) \end{aligned} \quad (11)$$

$$\text{où } \left(\tilde{\Delta}_w | c\right) = \left(\left(\bar{X}^S \hat{\beta}^N - \bar{X}^N \hat{\beta}^N\right) | c\right)$$

En soustrayant finalement **(11)** de **(10)**, nous obtenons notre nouvelle expression de l'effet syndical.

$$\begin{aligned} V - V^N = & Var\left(S(c)\left(\bar{\Delta}_w | c\right)\right) - Var\left(S(c)\left(\tilde{\Delta}_w | c\right)\right) + 2 \text{cov}\left(\left(\bar{X}^N \hat{\beta}^N | c\right), S(c)\left(\bar{\Delta}_w | c\right)\right) \\ & - 2 \text{cov}\left(\left(\bar{X}^N \hat{\beta}^N | c\right), S(c)\left(\tilde{\Delta}_w | c\right)\right) + E\left[S(c)\left[\sigma^2\left(X^S \hat{\beta}^S | c\right) - \sigma^2\left(X^S \hat{\beta}^N | c\right)\right]\right] \\ & + E\left[S(c)\left[\sigma^2\left(\hat{\varepsilon}^S | c\right) - \sigma^2\left(\hat{\varepsilon}^{S|sansS} | c\right)\right]\right] + E\left[S(c)\left(1 - S(c)\right)\left[\left(\tilde{\Delta}_w | c\right)^2 - \left(\bar{\Delta}_w | c\right)^2\right]\right] \end{aligned} \quad (12)$$

L'ensemble des paramètres de cette équation peut être estimée à partir des caractéristiques observées dans les deux secteurs, à partir des coefficients de nos équations de salaire, et à partir des résidus déduits pour chaque individu. Nous retrouvons également les trois *sous effets* de la méthode par « mesure simple ».

L'effet de compression est donné par :

$$\begin{aligned} & Var\left(S(c)\left(\bar{\Delta}_w | c\right)\right) - Var\left(S(c)\left(\tilde{\Delta}_w | c\right)\right) + 2 \text{cov}\left(\left(\bar{X}^N \hat{\beta}^N | c\right), S(c)\left(\bar{\Delta}_w | c\right)\right) \\ & - 2 \text{cov}\left(\left(\bar{X}^N \hat{\beta}^N | c\right), S(c)\left(\tilde{\Delta}_w | c\right)\right) \end{aligned} \quad (13)$$

Cette expression est très semblable à l'équation **(5)**, et l'interprétation des parties de leurs sommes est essentiellement identique. La tendance selon laquelle les gains salariaux des syndicats sont plus forts pour les travailleurs à niveau de salaire plus faibles, est capturée par le premier terme de covariance. L'inégalité causée par le simple

fait que certains groupes d'expérience profitent de gains salariaux supérieurs est saisie par le premier terme de variance. Par ailleurs, des termes presque identiques aux deux derniers sont ensuite soustraits. Ils représentent des effets de nature identique, mais qui s'effectuent en raison de la politique salariale non-syndicale uniquement. Comme nous le remarquons, les deux termes soustraits ne capturent que des effets salariaux qui sont uniquement conditionnels à  $\beta^N$ . Leur soustraction nous permet donc d'isoler précisément les influences qui relèvent de la politique salariale du secteur syndical.

*L'effet intra sectoriel* est donné par :

$$E\left[S(c)\left[\sigma^2\left(X^S\hat{\beta}^S|c\right)-\sigma^2\left(X^S\hat{\beta}^N|c\right)\right]\right]+E\left[S(c)\left[\sigma^2\left(\hat{\varepsilon}^S|c\right)-\sigma^2\left(\hat{\varepsilon}^S|_{\text{sans } S}|c\right)\right]\right] \quad (14)$$

La première partie de cette expression partage la même interprétation que l'équation (6). Elle capture précisément la transformation sur la variance des log-salaires à l'intérieur du secteur syndical, qui est causée par la syndicalisation. Toutefois, l'effet capturé par ce premier terme ne se porte que sur la variance de la part des salaires qui est déterminée par les caractéristiques observables des travailleurs. Le second terme de l'expression (14) capture un effet semblable, mais qui se porte sur la variance de la part des salaires qui est déterminée par les caractéristiques non observables des travailleurs d'un même secteur.

*L'effet intersectoriel* est calculé à partir de :

$$E\left[S(c)(1-S(c))\left[\left(\bar{\Delta}_w|c\right)^2-\left(\tilde{\Delta}_w|c\right)^2\right]\right] \quad (15)$$

Cette expression est encore une fois très semblable à l'équation (7). Elle capture les inégalités salariales causées par les gains syndicaux entre travailleurs syndiqués et non-syndiqués de mêmes niveaux d'expérience. Comme dans l'équation (13), le terme soustrait représente un effet semblable à *l'effet intersectoriel*, mais qui s'effectue uniquement en raison de la politique salariale du secteur non-syndical. Cet effet est donc bien sûr soustrait pour isoler précisément *l'effet intersectoriel* qui relève de la politique salariale du secteur syndical.

### 4.4.3 Estimation par simulation

Nous allons également considérer une approche qui permet de relâcher l'hypothèse que le titre syndical est aléatoirement distribué. Elle relève d'une technique semi paramétrique innovée par Dinardo, Fortin, et Lemieux (1996), et qui est appliquée pour l'estimation de *l'effet syndical* par Dinardo et Lemieux (1997). Cette méthode nous permettra d'estimer directement  $V^N$ , à partir d'une distribution synthétique. Il s'agira de simuler une nouvelle distribution à partir de poids imposés à la distribution observée des salaires non-syndicaux. La nouvelle distribution devra en théorie ressembler à la distribution des salaires qui existerait si tous les travailleurs étaient non-syndiqués. Toutefois, il nous sera selon cette méthode, impossible de décomposer *l'effet syndical* et d'extraire ses trois *sous effets*. Notre présentation de la méthode suivra le raisonnement de Dinardo, Fortin, et Lemieux (1996), et de Dinardo et Lemieux (1997).

Comme nous l'avons vu, la variance  $V^N$  relève de la distribution des salaires qui se réaliserait si l'ensemble des travailleurs était non-syndiqué.

$$f(w|S=0)_{\text{hypothétique}} = \int f(w|x, S=0) f(x) dx$$

Par contre, dans notre cas nous n'avons qu'un accès à la distribution observée des salaires de travailleurs non-syndiqués.

$$f(w|S=0)_{\text{observé}} = \int f(w|x, S=0) f(x|S=0) dx$$

Nous avons démontré plus haut que la distribution hypothétique peut être écrite tel que :

$$f(w|S=0)_{\text{hypothétique}} = \int f(w|x, S=0) \frac{f(x|S=0) \Pr(S=0)}{\Pr(S=0|x)} dx$$

$$f(w|S=0)_{\text{hypothétique}} = \int \theta(x) f(w|x, S=0) f(x|S=0) dx$$

Celle-ci équivaut précisément à notre distribution observée, à la quelle nous avons ajouté les poids  $\theta(x) = \frac{\Pr(S=0)}{\Pr(S=0|x)}$ . Cela dit, en estimant des poids,  $\theta(x_i)$ ,

relatifs aux caractéristiques  $x$  de chaque individu, nous pouvons simuler une distribution adéquate pour mesurer  $V^N$ .

$\Pr(S = 0)$  a pu être estimé à partir de la proportion des travailleurs non-syndiqués dans l'économie. Les probabilités  $\Pr(S = 0|x)$  ont par la suite été estimées à l'aide d'un modèle probit, tel que :

$$\Pr_i(S = 0|X) = \Pr(\varepsilon_i < -X_i\hat{\beta}) = -\Phi(-X_i\hat{\beta})$$

Les coefficients  $\hat{\beta}$  ont été estimés par maximum de vraisemblance en fonction des caractéristiques  $X$  observées dans l'économie. Les caractéristiques considérées sont les mêmes que dans notre estimation par MCO.

Nous pouvons par la suite estimer les poids  $\theta(x_i)$  attribuables aux  $n^N$  travailleurs du secteur non-syndical observé. Notons que nous avons également dû normaliser les poids  $\theta(x_i)$  afin que leur moyenne soit égale à 1.

Sachant les poids  $\theta(x_i)$ , nous pouvons estimer  $V^N$ , tel que :

$$\tilde{V}^N = \frac{1}{n^N} \sum_N \theta(x_i) (w_i - \tilde{W}^N)^2$$

$$\text{Où, } \tilde{W}^N = \frac{1}{n^N} \sum_N \theta(x_i) w_i$$

L'estimation de *l'effet syndical* peut encore une fois être calculée tel que :

$$V - \tilde{V}^N \tag{16}$$

Où  $V$  n'est que la variance des log-salaires mesurés dans l'économie en entière.

Comme nos deux premières méthodes d'estimation nous permettent de subdiviser *l'effet syndical* en *sous effets*, nous allons leur accorder priorité. Le détail supplémentaire qu'elles nous permettent d'extraire nous accordera la possibilité de mieux comparer les différences subtiles de *l'effet syndical* entre provinces. Par ailleurs, l'estimation par mesure simple est précisément la méthode employée par Card, Lemieux et Riddell

(2003). En utilisant une méthodologie comparable, nous aurons ainsi la possibilité de comparer nos résultats à l'échelle provinciale, à leurs résultats de *l'effet syndical* à l'échelle nationale. Toutefois, l'hypothèse qui justifie nos deux premières méthodes d'estimations, soit que le titre syndical est distribué sans discrimination des caractéristiques des individus, est trop forte. Ces estimations impliquent sans doute un biais. Heureusement, la direction de ce biais est prévisible, ce qui nous permettra néanmoins d'apprécier nos résultats avec une certaine prudence. Développons l'implication de ce biais, ainsi qu'une autre source de biais potentiel.

#### **4.5 Biais potentiels**

Dans notre analyse, *l'effet syndical* est inféré à partir de l'écart entre la variance des salaires de l'économie et la variance qui aurait lieu si tous les travailleurs étaient uniquement non-syndiqués. La qualité de cette inférence repose sur l'hypothèse que cet écart capture uniquement l'influence de la politique salariale du secteur syndical. Tout autre facteur qui pourrait différemment influencer la distribution de salaire syndicale et non-syndicale, pourrait ainsi être confondue à *l'effet syndical*. Un tel facteur serait ainsi potentiellement source de biais dans nos résultats. Une première source de biais potentiel est « le biais de sélection ».

##### **4.5.1 Biais de sélection**

Une critique qui s'applique à toute étude de *l'effet syndical* qui compare séparément un échantillon de travailleurs syndiqués à un échantillon de travailleurs non-syndiqués, est que la composition des travailleurs dans les deux secteurs n'est pas nécessairement comparable. Selon plusieurs économistes, il existe un biais de sélection qui assure que les travailleurs syndiqués sont en moyenne plus homogènes. Afin de développer ce biais, nous allons reprendre une version simplifiée du cadre explicatif d'Abowd et Farber (1982), et de Card (1996), tout en nous inspirant de leur synthèse effectuée par Hirsch et Schumacher (1998).

Reprenons la mise en situation développée lors de la présentation du modèle « Two Sector ». Supposons un secteur syndical et un secteur non-syndical, où les emplois sont identiques dans les deux secteurs. Les travailleurs de l'économie peuvent faire partie d'un secteur ou de l'autre, et gagneront dans chaque secteur un salaire potentiel. Pour qu'un travailleur soit membre de syndicat, il doit rencontrer deux conditions. D'une part, il doit vouloir faire partie du secteur syndical. D'autre part, il doit y être admis.

Supposons que les travailleurs cherchent entre autre à maximiser leur salaire, et qu'ils puissent subir une désutilité quelconque s'ils choisissent l'emploi syndiqué. Un travailleur préférera un emploi syndiqué à un emploi non-syndiqué si l'utilité qu'il subit de son gain salarial syndical est plus forte que la désutilité subite à choisir l'emploi syndiqué. Ainsi dit, les travailleurs dont le gain salarial syndical espéré est plus grand, seront plus souvent portés à préférer l'emploi syndiqué. Selon cette contrainte, il se peut que certains travailleurs dont le gain salarial est plus faible, soient absents du secteur syndical. Par ailleurs, un travailleur qui sélectionne un emploi syndiqué, ne sera accepté par l'employeur que si sa productivité est supérieure ou égale à son salaire syndical. Ceci dit, les employeurs du secteur syndical favoriseront toujours les travailleurs les plus productifs, et certains travailleurs à plus faible productivité verront leur entrée dans le secteur syndical être bloquée.

Il s'en suit qu'un biais de sélection s'effectue nécessairement lors de la composition du secteur syndical. Les travailleurs à très faible niveau de productivité, ainsi que les travailleurs dont le gain salarial syndical espéré est très faible, ne feront pas partie du secteur syndical. En contraste, le secteur non-syndical sera composé de tous les travailleurs, sans contrainte.

Comme nous l'avons vu, la littérature relève que les salaires syndicaux sont en moyenne plus élevés que les salaires non-syndicaux, et donc que les gains salariaux syndicaux sont positifs. Ce fait empirique rappelle *l'effet intersectoriel*. Par ailleurs, la littérature nous relève également que ces gains sont souvent plus forts chez les travailleurs à niveaux de salaire plus faible. Cette tendance rappelle *l'effet de compression*. Si nous supposons que le salaire d'un travailleur soit proportionnel à sa productivité, et que sa productivité reflète son niveau de qualification, alors les

travailleurs à niveaux de salaire faibles sont les individus dont les qualifications sont les moins élevées. À l'intérieure de la distribution des qualifications de la population, ceux-ci se situent au niveau de la queue inférieure. Sachant ensuite *l'effet de compression*, les travailleurs à plus haut niveaux de salaire, et qui se situent donc au niveau de la queue supérieure de la distribution des qualifications, sont les travailleurs dont les gains salariaux liés à la syndicalisation sont les plus petits.

Cela dit, le biais de sélection dans la composition du secteur syndical s'effectue parmi des travailleurs à qualifications différentes. Le secteur syndical se compose à partir du centre de la distribution des qualifications, et les queues inférieures et supérieures y sont omises. Comme le secteur non-syndical peut se composer des travailleurs de l'ensemble de la distribution des qualifications de la population, le secteur syndical est selon Abowd et Farber (1982), davantage homogène.

Cela dit, si nous observons que la variance des salaires des travailleurs syndiqués est en moyenne plus petite, il se puisse que cette différence soit en partie due au simple fait que le secteur syndical est plus homogène. Du coup, *l'effet syndical* tel que mesuré, serait surestimé.

Sous l'influence de ce biais, notre recours à des échantillons transversaux pour estimer *l'effet syndical* n'est désormais plus légitime. Les secteurs syndicaux et non-syndicaux dans notre approche doivent par définition être composés de travailleurs autrement identiques. Comme nous venons de le voir, la composition des travailleurs dans les deux échantillons est en toute probabilité différente.

Une solution souvent employée pour corriger ce biais est l'estimation par effet fixe à l'aide de données longitudinales. En sélectionnant seuls des travailleurs qui changent de secteur, il est possible de construire deux échantillons dont la composition de caractéristiques personnelles est identique. Ces deux échantillons seraient ainsi réellement composés des mêmes individus. Les transformations induites à la variance des salaires dans les deux secteurs, relèveraient ainsi uniquement de *l'effet syndical*.

Parmi les études que nous avons déjà cités, Freeman (1984), Lemieux (1993), et Card (1996) ont entre autres, employé cette approche pour corriger le biais de sélection. Dans tous les cas, *l'effet syndical* estimé par données longitudinales s'est avéré moins

forte que son alternatif estimé par données transversales. Cette révélation argumente l'existence du biais de sélection. Toutefois, sous aucune circonstance ces auteurs ont-ils réfuté *l'effet syndical*. En conclusion, ces auteurs ont affirmé que l'estimation par données transversales ne sera que biaisée vers le haut.

En raison de la rareté des données qui existent au Canada, nous n'avons pu utiliser de donnée longitudinale. Il existe quelques rares données longitudinales qui font mention du statut syndical, mais celles-ci comptent un nombre d'observation bien moins grand que les données que nous avons utilisées. Comme notre choix de problématique nous requiert en plus de diviser nos données entre provinces, le nombre d'observations à notre disposition est déjà considérablement réduit.

L'analyse longitudinale implique que seuls les travailleurs qui ont subi un changement de secteur ne peuvent être considérés. Selon Freeman (1984), cette forme d'analyse implique une réduction considérable des observations de données. Selon lui, cette approche peut elle-même entraîner un biais d'estimation, seulement cette fois lié au manque de donnée. Dans notre cas, nous avons plutôt opté de se limiter aux données transversales, malgré le biais vers le haut sans doute imposé à nos estimations par mesure simple et par MCO.

#### ***4.5.2 Biais lié au salaire minimum***

Un second facteur qui pourrait invoquer un biais à notre estimation de *l'effet syndical* est l'influence du salaire minimum. Une hypothèse populaire est que l'existence du salaire minimum comprime les salaires de la queue inférieure de la distribution<sup>34</sup>. Si le salaire des travailleurs reflète en quelque sorte leur productivité, le salaire minimum assure un niveau de salaire supérieur à des travailleurs dont la productivité est sous le seuil du salaire minimum. En absence de salaire minimum, ces derniers recevraient en réalité un salaire inférieur, et la distribution des salaires serait plus étendue. Ainsi dit, le salaire minimum réduit la variance des salaires.

Selon Dinardo, Fortin et Lemieux (1996), cette compression de la distribution des salaires induite par le salaire minimum est plus influente dans le secteur non-syndical.

---

<sup>34</sup> Voir entre autre: Horrigan et Mincey (1993)

Cette prévision est avancée en raison de *l'effet intersectoriel*. Comme les travailleurs syndiqués peuvent espérer des gains salariaux au dépend de travailleurs non-syndiqués identiques, la distribution des salaires syndicaux est forcément décalée vers la droite de la distribution des salaires non-syndicaux. La majeure partie de la distribution des salaires syndicaux est donc davantage à la droite du seuil du salaire minimum, et une plus petite part de sa queue inférieure est comprimée par le salaire minimum.

Cette tendance est capturée par l'ensemble des graphiques 13 à 24<sup>35</sup>. Notons les légères élévations au niveau des queues inférieures des densités de salaires tracés dans ces graphiques. Nous supposons que ces élévations se situent au niveau du salaire minimum, et qu'elles sont le résultat de la compression infligée par le salaire minimum. Étant donné que les densités de salaires non-syndicaux sont davantage à la gauche, l'effet de la compression induite par le salaire minimum est visiblement plus considérable.

Comme le salaire minimum varie entre provinces canadiennes, nous pouvons anticiper que la compression accentuée de la distribution non-syndicale puisse se faire différemment entre provinces. Les salaires minimums de chaque province pour les périodes qui nous concernent sont présentés dans le tableau suivant<sup>36</sup> :

**Tableau 1 : Salaires minimums provinciaux en valeurs nominales**

<b>Salaires minimum nominaux en CDN\$</b>					
	<b>1984</b>	<b>1991</b>	<b>1997</b>	<b>2002</b>	<b>2007</b>
Québec	4	5.55	6.8	7.2	8
Ontario	4	6	6.85	6.85	8
Alberta	3.8	5	5	5.9	7
Colombie-Britannique	3.65	5.5	7	8	8

Nous constatons donc que vers la fin de la période qui nous concerne, la Colombie-Britannique connaissait le salaire minimum le plus élevé, alors que Alberta

<sup>35</sup> Ces graphiques comparent la densité des salaires parmi les travailleurs syndiqués et non-syndiqués. Ils seront présentés avec plus de détail en prochaine partie.

<sup>36</sup> Ces valeurs ont été tirées de la banque de données générale des Ressources Humaines et Développement de compétence du Canada.

connaissait celui le plus faible. Nous pourrions supposer que *l'effet syndical* estimé en Colombie-Britannique sera davantage sous-estimé par rapport aux autres provinces. Réciproquement, nos estimations pour l'Alberta devraient par rapport à toutes autres provinces, être les moins sous-estimées.

Toutefois, comme nous allons le voir, ces biais potentiels n'influenceront que légèrement nos conclusions. Les sources de biais que nous avons présentées seront reprises en fin de présentation de nos résultats. Leur mention n'avait que pour objectif de susciter une certaine prudence lorsque nous interpréterons nos résultats. Notons que nous ignorons toute autre source de biais potentiel qui échappe à notre considération, bien qu'elles puissent sans doute exister.

## 5. Résultats et interprétations

### 5.1 Présentation des graphiques, des tableaux, et des résultats

Les résultats de nos estimations sont présentés dans la série de tableaux 2, 3 et 4. Nos estimations par simulation sont présentées dans le tableau 2, nos estimations par mesure simple sont présentées dans le tableau 3, et nos estimations par MCO sont présentées dans le tableau 4. En appuie à nos résultats numériques, nous avons ajouté deux séries de graphiques qui nous permettent de capturer visuellement *l'effet syndical* et ses trois *sous effets*. Ces graphiques nous permettent également de mieux apprécier les différences entre provinces. Nous allons faire recours à ces graphiques dans l'interprétation de nos données.

La série de graphiques 1 à 12 démontre la structure des gains de salaire syndicaux dans l'économie de chaque province. Cette série de graphiques capture à la fois *l'effet intersectoriel*, et *l'effet de compression*. Les années présentées sont 1984, 1997, et 2007, et chaque graphique représente une province pour une année donnée. Les points dessinés dans ces graphiques représentent tous des groupes d'expérience particuliers. L'axe horizontal nous indique le salaire moyen des groupes d'expérience dans le secteur non-syndical. L'axe vertical nous indique les salaires moyens pour ces mêmes groupes dans le secteur syndical. Une droite trace la tendance de la disposition des points. L'angle et le lieu de cette tendance nous révèlent la structure selon laquelle les gains salariaux des syndicats sont répartis parmi les divers niveaux d'expérience. À titre comparatif, une diagonale trace la section où les salaires moyens sont égaux dans les deux secteurs. Les valeurs utilisées pour tracer ces nuages de points relèvent de nos estimations par mesure simple.

Si un groupe d'expérience se trouve au dessus de la diagonale, le salaire moyen du groupe en question est plus élevé dans le secteur syndical. *L'effet intersectoriel* prévoit alors que les groupes se situent en moyenne au dessus de cette diagonale. Par ailleurs, *l'effet de compression* prévoit que les groupes les plus élevés par rapport à la diagonale seront ceux qui concordent aux plus bas niveaux de salaires. Cela dit, la tendance tracée aura une pente inférieure à 1; soit la pente de la diagonale. En somme,

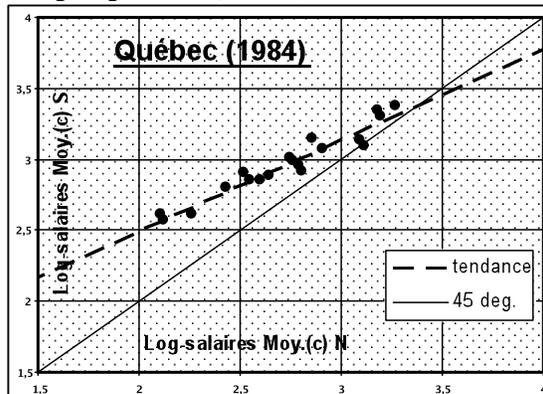
plus *l'effet intersectoriel* d'une province est grand, plus la tendance se situera au dessus de la diagonale. Plus *l'effet de compression* d'une province est fort, plus la pente de la tendance sera faible.

La série de graphiques 13 à 24 trace la densité des log-salaires dans les deux secteurs de chaque province en périodes différentes. Les années présentées sont 1984, 1997, et 2007. L'axe des « X » nous indique les niveaux de log-salaires, et l'axe des « Y » présente leur densité en pourcentage. Les log-salaires considérés relèvent des salaires observés dans nos données. Ces graphiques nous permettent à la fois d'apprécier *l'effet intersectoriel*, et *l'effet intra sectoriel*.

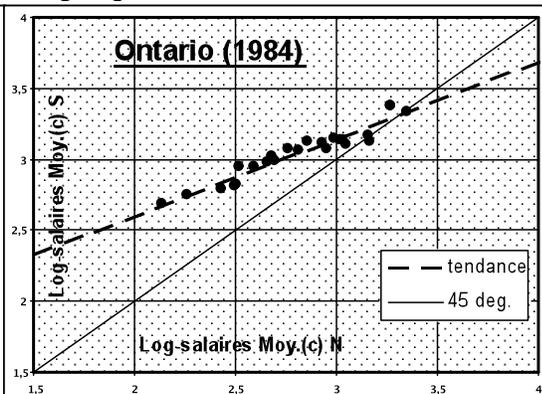
*L'effet intersectoriel* prévoie que les salaires syndicaux sont en moyenne plus élevés que les salaires non-syndicaux. Graphiquement, cette tendance sera capturée par la position relative de la moyenne des deux distributions. Ainsi, la distribution des salaires syndicaux se situera plus à la droite. Plus les gains salariaux du syndicat sont élevés, plus l'écart entre les deux distributions sera large. Par ailleurs, *l'effet intra sectoriel* prévoie que la variance dans le secteur syndical sera plus petite. Cela dit, cet effet sera capturé graphiquement si la distribution des log-salaires du secteur syndical est à la fois plus étroite, et plus allongée. Plus *l'effet intra sectoriel* est fort, plus la distribution syndicale aura cette forme particulière par rapport à la distribution non-syndicale.

## La structure des gains de salaires syndicaux.

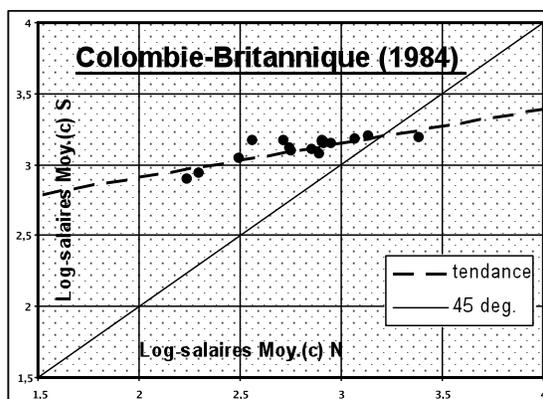
Graphique 1 : Québec, 1984



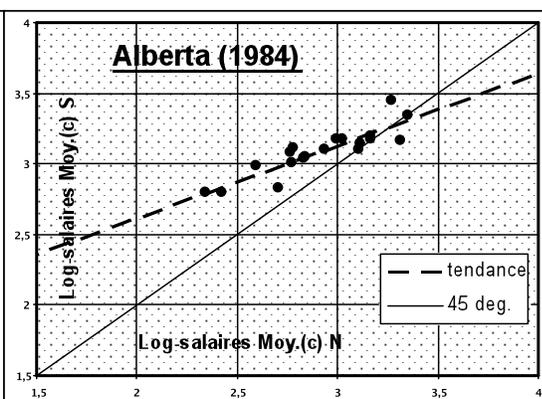
Graphique 2 : Ontario, 1984



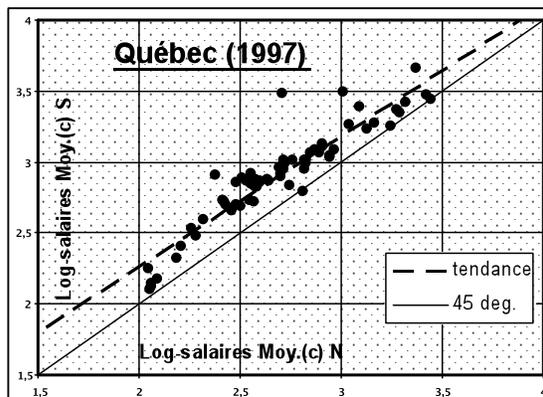
Graphique 3 : C.-B., 1984



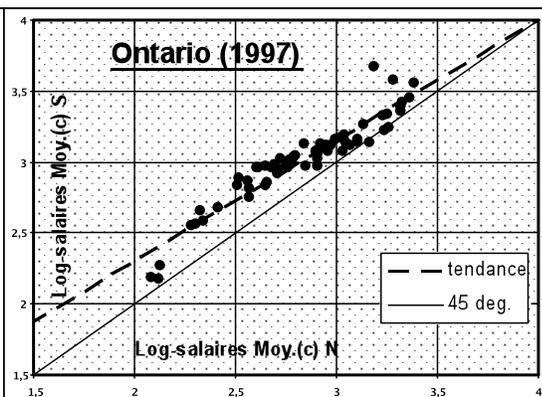
Graphique 4 : Alberta, 1984



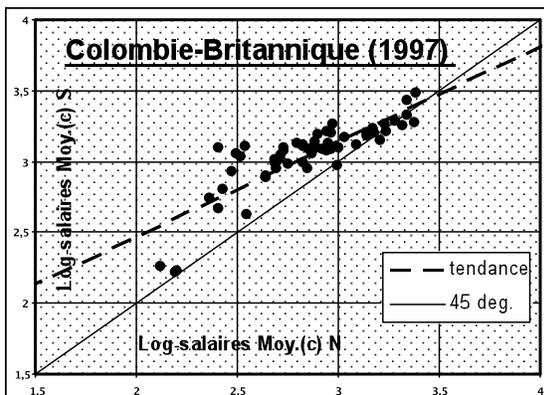
Graphique 5 : Québec, 1997



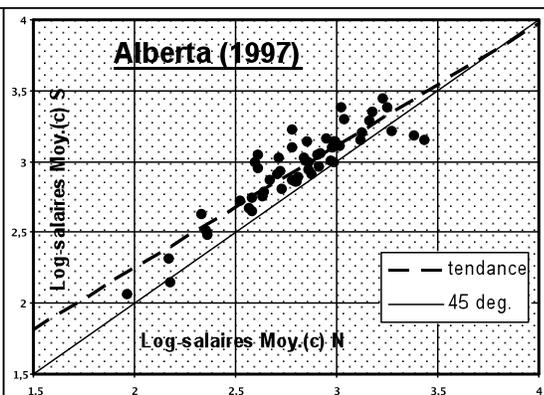
Graphique 6 : Ontario, 1997



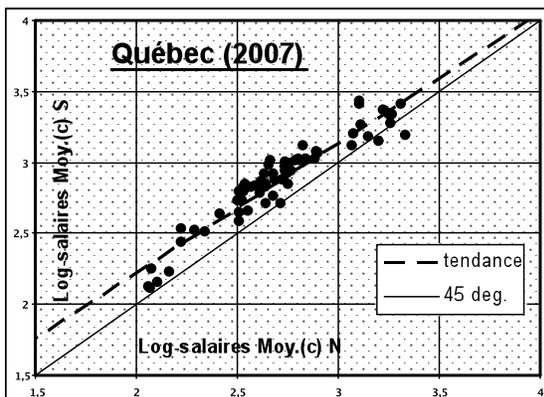
Graphique 7 : C.-B., 1997



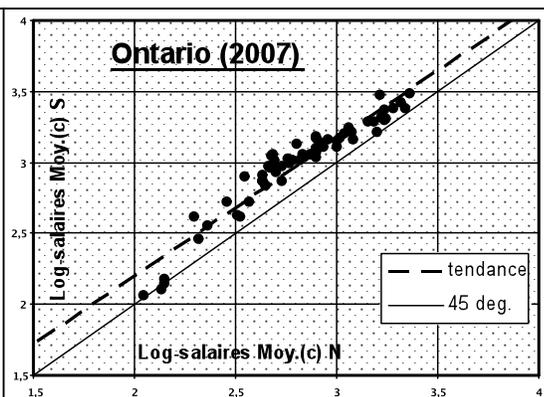
Graphique 8 : Alberta, 1997



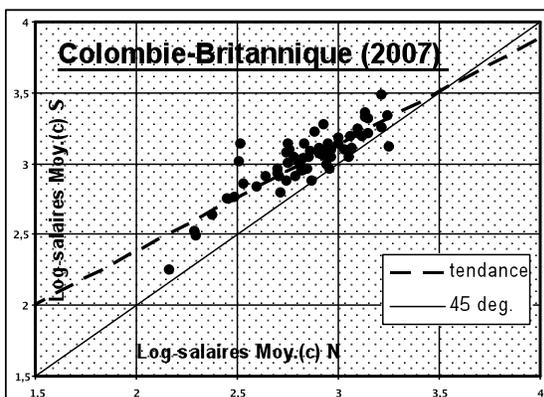
Graphique 9: Québec, 2007



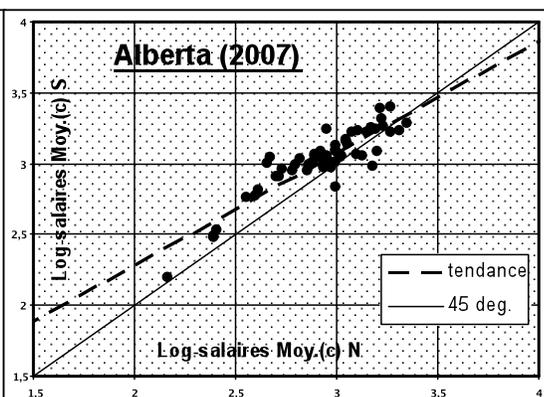
Graphique 10: Ontario, 2007



Graphique 11: C.-B., 2007

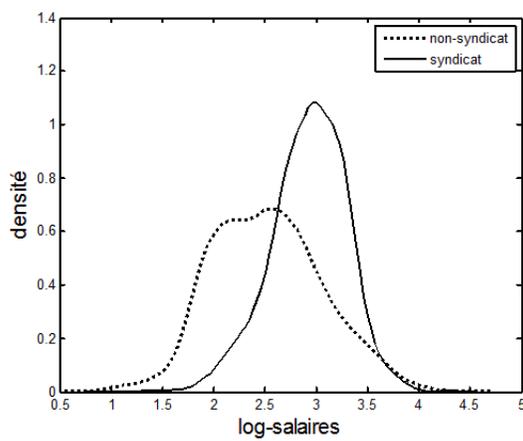


Graphique 12: Alberta, 2007

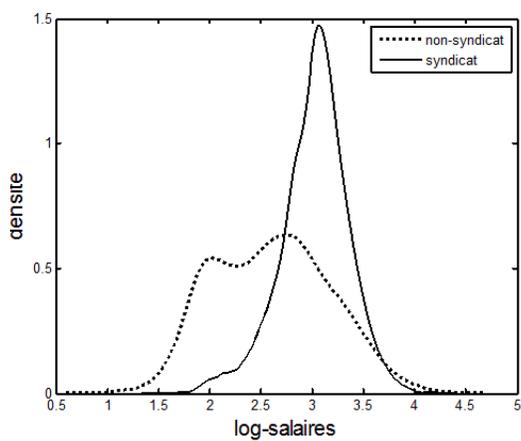


## La densité des log-salaires syndiqués et non-syndiqués.

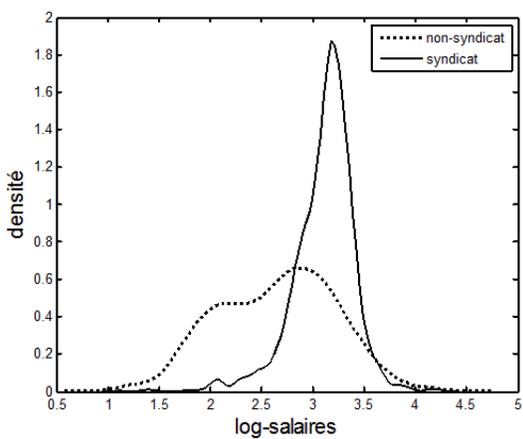
**Graphique 13 : Québec, 1984**



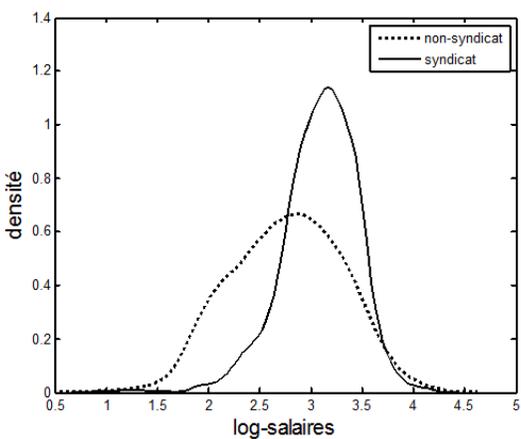
**Graphique 14 : Ontario, 1984**



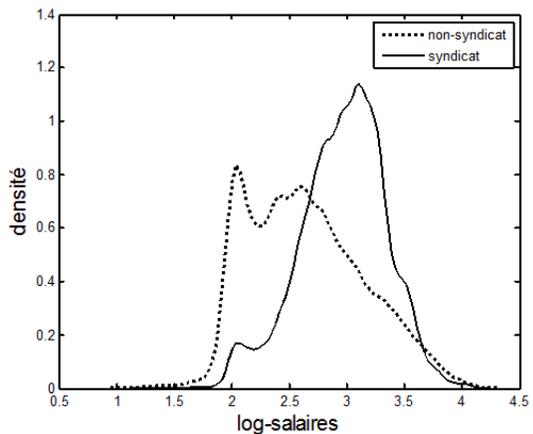
**Graphique 15 : C.-B., 1984**



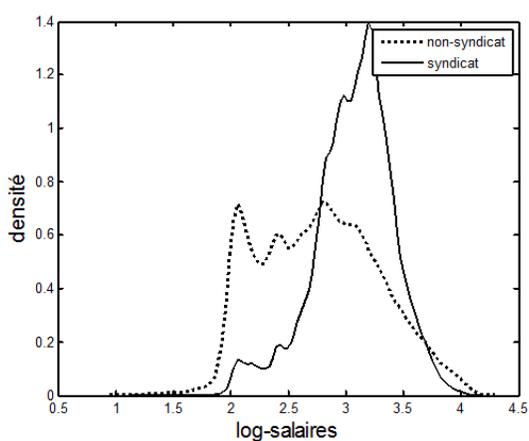
**Graphique 16 : Alberta, 1984**

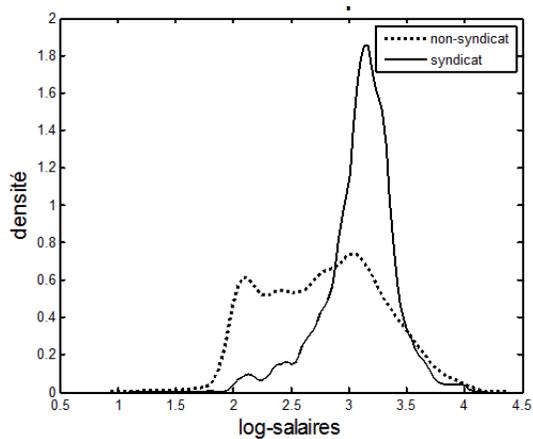
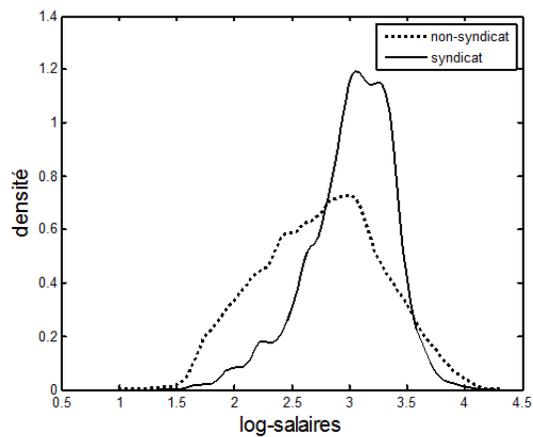
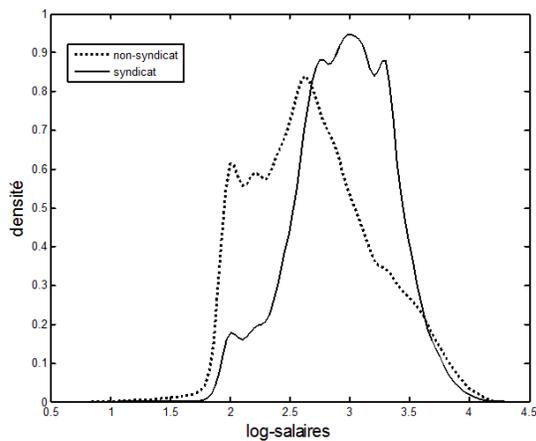
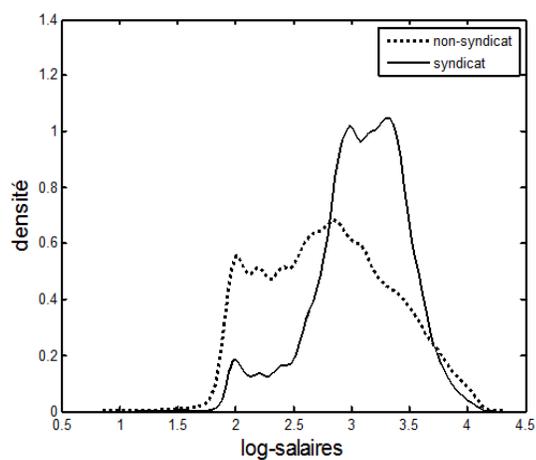
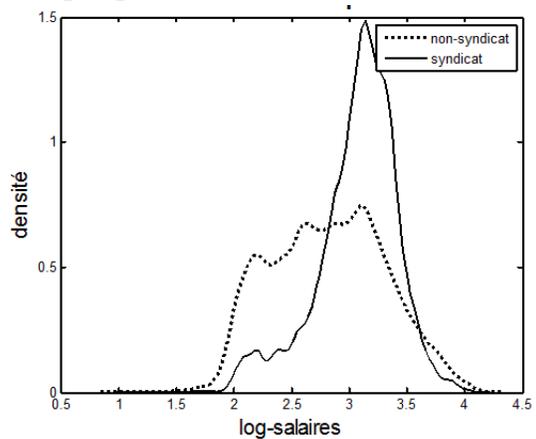
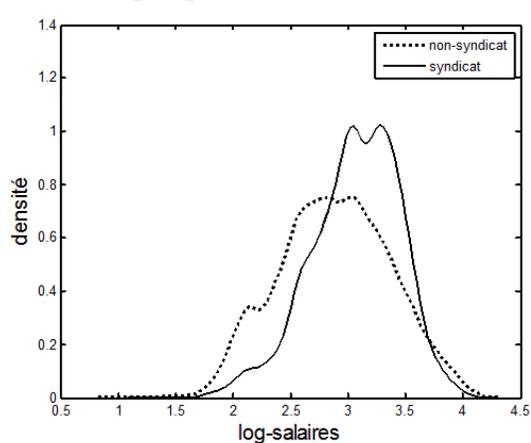


**Graphique 17 : Québec, 1997**



**Graphique 18 : Ontario, 1997**



**Graphique 19 : C.-B., 1997****Graphique 20 : Alberta, 1997****Graphique 21 : Québec, 2007****Graphique 22 : Ontario, 2007****Graphique 23 : C.-B., 2007****Graphique 24 : Alberta, 2007**

Les valeurs présentées dans les tableaux 2, 3 et 4, représentent en pourcentage, la transformation induite par chaque *effet* et *sous effet* sur la variance des log-salaires dans l'économie. Une valeur négative signifie que l'effet en question a été responsable de réduire la variance des log-salaires par le pourcentage donné. Une valeur positive signifie au contraire, que l'effet en question fut responsable d'accroître la variance des log-salaires par le pourcentage donné. Notons que les valeurs brutes qui ont été relevées à partir de nos équations présentées en parties 4.2 et 4.4 de ce travail, ne reflètent que l'écart nominal induit à la variance par chaque effet. Afin qu'elles soient comparables entre périodes et entre provinces, ces valeurs ont été ajustés relativement à la taille de la variance des log-salaire dans l'économie. Les valeurs présentées dans nos tableaux ont donc d'abord toutes été divisées par la variance totale dans leur économie respective, et ont ensuite été transformées en pourcentage. Dans la dernière colonne de chaque tableau, nous avons ajouté les valeurs moyennes des effets de chaque province. Celles-ci nous permettront de mieux synthétiser nos résultats dans nos interprétations. À la droite de chaque titre *d'effet*, nous avons entre parenthèse, fait référence à l'équation à partir de laquelle les valeurs présentées ont été relevées.

**Tableau 2** : Résultats des estimations par simulation

<b>Estimation par simulation</b>						
	1984	91/95	1997	2002	2007	moyenne
<b>Variance Totale</b>						
Québec	0.2563	0.2208	0.2237	0.2212	0.2273	-
Ontario	0.2723	0.2379	0.2333	0.2523	0.2714	-
Colombie-Britannique	0.2644	0.2114	0.2192	0.2281	0.217	-
Alberta	0.2684	0.2539	0.2562	0.2668	0.2224	-
<b>Effet syndical (16)</b>						
Québec	-9.29%	-19.57%	-19.94%	-14.83%	-13.64%	-15.45%
Ontario	-11.68%	-12.65%	-9.94%	-9.12%	-6.60%	-10.00%
Colombie-Britannique	-17.55%	-20.62%	-19.16%	-17.41%	-15.53%	-18.05%
Alberta	-9.58%	-12.88%	-8.24%	-4.31%	-4.59%	-7.92%

Tableau 3 : Résultats des estimations par mesure simple

<b>Estimation par mesure simple</b>						
	1984	91/95	1997	2002	2007	moyenne
<b>Variance Totale (3)</b>						
Québec	0.2704	0.2551	0.2694	0.2603	0.25	-
Ontario	0.2603	0.2375	0.2547	0.2653	0.2741	-
Colombie-Britannique	0.2195	0.1977	0.2375	0.2395	0.2214	-
Alberta	0.2449	0.2642	0.2667	0.2714	0.2288	-
<b>Effet de compression (5)</b>						
Québec	-7.29%	-2.74%	1.26%	-0.50%	0.08%	-1.84%
Ontario	-8.84%	-8.08%	-0.67%	-1.62%	0.99%	-3.64%
Colombie-Britannique	-13.67%	-4.45%	-6.23%	-3.22%	-1.22%	-5.76%
Alberta	-7.80%	-2.69%	0.00%	-0.55%	-1.22%	-2.45%
<b>Effet intra-sectoriel (6)</b>						
Québec	-20.56%	-20.58%	-16.85%	-12.75%	-9.16%	-15.98%
Ontario	-21.78%	-14.57%	-14.76%	-12.29%	-10.07%	-14.69%
Colombie-Britannique	-33.35%	-25.49%	-19.49%	-14.15%	-15.04%	-21.51%
Alberta	-16.46%	-13.10%	-12.60%	-10.72%	-6.64%	-11.90%
<b>Effet intersectoriel (7)</b>						
Québec	5.66%	6.47%	4.79%	3.03%	3.36%	4.66%
Ontario	5.88%	5.77%	3.38%	3.24%	2.81%	4.21%
Colombie-Britannique	13.21%	5.82%	5.98%	4.47%	4.07%	6.71%
Alberta	4.16%	3.10%	2.47%	1.69%	1.31%	2.55%
<b>Effet syndical (4)</b>						
Québec	-22.19%	-16.86%	-10.76%	-10.22%	-5.72%	-13.15%
Ontario	-24.70%	-16.88%	-12.05%	-10.67%	-6.24%	-14.11%
Colombie-Britannique	-33.80%	-24.13%	-19.75%	-12.90%	-12.20%	-20.56%
Alberta	-20.09%	-12.64%	-10.09%	-9.58%	-6.56%	-11.79%

Tableau 4 : Résultats des estimations par MCO

<b>Estimation par MCO</b>						
	1984	91/95	1997	2002	2007	moyenne
<b>Variance Totale (10)</b>						
Québec	0.2565	0.2312	0.3027	0.2362	0.2425	-
Ontario	0.2647	0.2438	0.2449	0.2645	0.2832	-
Colombie-Britannique	0.2512	0.1971	0.2299	0.2384	0.2246	-
Alberta	0.2627	0.2657	0.2705	0.2755	0.2322	-
<b>Effet de compression (13)</b>						
Québec	-1.33%	-2.08%	-0.76%	-1.02%	-0.58%	-1.15%
Ontario	-2.57%	-1.80%	-0.94%	-0.87%	-0.07%	-1.25%
Colombie-Britannique	-2.63%	-2.94%	-1.91%	-0.88%	-0.53%	-1.78%
Alberta	-3.01%	-2.18%	-0.59%	-0.44%	-0.22%	-1.29%
<b>Effet intra-sectoriel (14)</b>						
Québec	-18.32%	-16.13%	-8.85%	-8.47%	-6.39%	-11.63%
Ontario	-19.46%	-11.77%	-7.76%	-6.77%	-5.16%	-10.18%
Colombie-Britannique	-20.26%	-18.11%	-14.31%	-8.18%	-7.88%	-13.75%
Alberta	-14.31%	-6.96%	-4.36%	-5.08%	-2.76%	-6.70%
<b>Effet intersectoriel (15)</b>						
Québec	8.77%	5.23%	4.26%	4.78%	4.45%	5.50%
Ontario	7.29%	3.94%	4.08%	2.72%	2.97%	4.20%
Colombie-Britannique	11.86%	3.96%	3.31%	3.44%	3.07%	5.13%
Alberta	4.04%	1.84%	0.85%	1.27%	1.03%	1.81%
<b>Effet syndical (12)</b>						
Québec	-10.88%	-12.98%	-5.38%	-4.70%	-2.52%	-7.29%
Ontario	-14.73%	-9.68%	-4.61%	-4.95%	-2.26%	-7.25%
Colombie-Britannique	-11.03%	-17.10%	-12.92%	-5.62%	-5.39%	-10.41%
Alberta	-13.25%	-7.34%	-4.07%	-3.99%	-1.98%	-6.13%

Avant de comparer *l'effet syndical* et ses *sous effets* entre provinces, commentons sur les différences et les similarités générales rapportées par nos trois méthodes d'estimation. Notons d'abord que nous pouvons confirmer la direction de *l'effet syndical* et de ses *sous effets*, telle que postulée par la théorie économique. À part quelques rares exceptions que nous explorerons bientôt, *l'effet intra sectoriel* et *l'effet de compression* réduisent la variance des salaires dans toutes les provinces, alors que *l'effet intersectoriel* contribue à l'accroître. Comme il fut constaté pour une première fois par Freeman (1980), *l'effet intra sectoriel* est fort, négatif, et surmonte dans tous les cas l'influence

positive de *l'effet intersectoriel*. Subséquemment, la sommation qui nous permet de compiler *l'effet syndical* s'avère négative, et cela dans toutes les provinces et en toutes périodes, selon nos trois méthodes employées.

Nous pouvons également retrouver ces tendances dans nos graphiques. À partir des graphiques de la densité salariale, nous remarquons que la distribution des log-salaires syndicaux est toujours visiblement, à la fois décalée vers la droite et plus étroite que la distribution des log-salaires non-syndicaux. Ces particularités relèvent de *l'effet intersectoriel* et de *l'effet intra sectoriel*. Par ailleurs, nous remarquons à partir des droites qui tracent la tendance dans les graphiques de la structure des gains de salaires syndicaux, que les gains salariaux des membres syndiqués sont toujours plus significatifs parmi les niveaux de salaires inférieurs. Visiblement, la droite de la tendance se retrouve en moyenne au dessus de l'origine de 45 degré, et dispose d'une pente inférieure à 1. Cette tendance rappelle *l'effet de compression*.

En plus, nous remarquons que *l'effet syndical* a subi une détérioration générale dans toutes les provinces depuis 1984. Cette remarque rappelle le phénomène observé au Canada entre les années 1984 à 2001, par Card, Lemieux, et Riddell (2003 et 2004). Sachant nos résultats, nous pouvons désormais stipuler que cette détérioration de *l'effet syndical* au Canada s'étend jusqu'en 2007, et qu'elle s'est également réalisée du moins dans les quatre provinces canadiennes considérées. Notons par contre quelques cas exceptionnels qui s'appliquent uniquement à la période de 1984 à 1991/95, où il y eut plutôt une augmentation de *l'effet syndical*. Une telle augmentation à la période mentionnée se serait produite au Québec et en Colombie-Britannique, selon nos données par MCO; ainsi que dans toutes les provinces, selon nos données par simulation.

Malgré les similarités mentionnées plus haut, nos trois méthodes d'estimation nous rendent des valeurs numériques considérablement différentes. Tel que prévue, les effets estimés par mesure simple sont plus forts que les estimations par MCO. L'estimation par MCO ajoute une certaine mesure de contrôle, et nous permet d'éliminer les différences salariales qui existeraient entre travailleurs syndiqués et non-syndiqués, s'ils étaient tous non-syndiqués. En contre partie, nos estimations par simulation

s'avèrent plus fortes que prévue. En théorie, les poids imposés à la distribution non-syndicale observée devraient en partie corriger le biais de sélection. Cette méthode devrait donc nous rapporter des effets atténués. Il est donc fort surprenant de constater que l'ampleur de l'effet estimé par simulation est comparable à l'ampleur de l'effet calculé par mesure simple. Dans la lumière des nombreux témoignages que nous avons mentionnés plus haut, nous devons acquiescer à l'existence du biais de sélection. Nous n'avons donc aucun appui pour justifier cette particularité dans nos résultats, et nous devons ainsi supposer que nos estimations par simulation souffrent eux même d'un certain biais. Néanmoins, les valeurs relatives entre provinces relevées par cette méthode demeurent intéressantes, et nous allons pour cette raison tout de même les considérer.

Il est également intéressant de noter que comme nous allons le voir, les conclusions tirées de l'analyse de nos résultats sont constantes selon nos trois méthodes d'estimation. Il s'avère que les différences relatives entre les *effets syndicaux* des provinces sont semblables selon nos trois méthodes d'estimation.

Explorons maintenant les particularités provinciales mesurées à l'aide de nos trois méthodes, et appuyons certaines observations à l'aide de nos graphiques. Les résultats pour chaque province seront d'abord résumés, et ils seront par la suite comparés. Notons que quoique nous considérions les résultats de nos trois méthodes d'estimation, nous allons plus souvent accorder priorité à nos estimations par MCO. Compte tenu les mesures de contrôles supplémentaires qu'elle apporte à la méthode par mesure simple, et compte tenu également des résultats surprenant relevés par simulation, nous jugeons que notre méthode d'estimation par MCO nous rend les résultats les plus fiables.

## **5.2 Comparaison des résultats de l'effet syndical entre provinces**

Selon nos estimations par MCO, l'existence d'une organisation syndicale en Colombie-Britannique a réduit la variance des log-salaires de (11%) en 1984, de (17%) en début 1990s, de (12.9%) en 1997, de (5.6%) en 2002, et de (5.4%) en 2007. En moyenne, *l'effet syndical* en Colombie-Britannique a influencé la variance des log-salaires de (-

10.4%) selon nos données par MCO, de (-20.6%) selon nos données par mesure simple, et de (-18.1%) selon nos données par simulation.

Selon nos estimations par MCO, les *sous effets de compression, intra sectoriel, et intersectoriel* moyens en Colombie-Britannique, ont respectivement été (-1.8%), (-13.8%) et (5.1%). Selon nos estimations par mesure simple, ces derniers ont plutôt été (-5.8%), (-21.5%) et (6.7%).

Au Québec, l'existence d'une organisation syndicale a réduit la variance des log-salaires de (-14.8%) en 1984, de (-9.7%) en début 1990s, de (-4.6%) en 1997, de (-4.95%) en 2002, et de (-2.2%) en 2007, selon nos résultats par MCO. En moyenne, *l'effet syndical* au Québec a réduit la variance de (-7.3%) selon ces mêmes données, de (-13.2%) selon nos données par mesure simple, et de (-15.5%) selon nos données par simulation.

En moyenne, les *sous effets de compression, intra sectoriel, et intersectoriel* au Québec, ont respectivement été de (-1.15%), (-11.6%) et (5.5%) selon nos données par MCO. Selon nos estimations par mesure simple, ces mêmes *sous effets* ont respectivement été de (-1.8%), (-16%), et (4.7%).

En Ontario, l'existence d'une organisation syndicale aurait selon nos données par MCO, réduit la variance des log-salaires de (-10.88%) en 1984, de (-12.98%) en début 1990s, de (-5.38%) en 1997, de (-4.7%) en 2002, et de (-2.52%) en 2007. En moyenne, *l'effet syndical* en Ontario aurait réduit la variance de (-7.25%) selon ces mêmes données, de (-14.1%) par mesure simple, et de (-10%) par simulation.

Les *sous effets de compression, intra-sectoriel, et intersectoriel* moyens en Ontario, ont respectivement été (-1.25%), (-10.2%) et (4.2%) selon nos données par MCO, et de (-3.64%), (-14.7%) et (4.2%) avec estimation par mesure simple.

Finalement, l'existence d'une organisation syndicale en Alberta n'aurait selon nos données MCO, que réduit la variance des log-salaires de (-13.25%) en 1984, de (-7.34%) en début 1990s, de (-4.07%) en 1997, de (-3.99%) en 2002, et de (-1.98%) en 2007. En moyenne, *l'effet syndical* en Alberta n'aurait réduit la variance des log-salaires que de (-

6.1%) selon nos données MCO, de (-11.8%) par mesure simple, et de (-7.92%) par simulation.

Les *sous effets de compression, intra-sectoriel, et intersectoriel* moyens en Alberta, ont été (-1.29%), (-6.7%) et (1.8%) selon nos données par MCO, et (-2.45%), (-11.9%) et (2.55%) par mesure simple.

Dans tous les cas, la Colombie-Britannique a connu *l'effet syndical* de loin le plus fort de toutes les provinces. Notons qu'à la fois selon nos données par MCO et par mesure simple, l'écart observé entre *l'effet syndical* de la Colombie-Britannique et de toute autre province excède plus de deux fois l'écart observé entre les *effets syndicaux* de toutes autres provinces. Il est encore plus remarquable de noter que *l'effet syndical* soit si fort en Colombie-Britannique, alors que son *effet intersectoriel* soit tant bien considérable. Nous le rappelons, ce dernier atténue nécessairement le poids négatif du premier. Par ailleurs, la Colombie-Britannique a également connu les *sous effets* moyens les plus élevés. Ce constat se vérifie dans toutes nos données, hormis l'unique exception dans nos données par mesure simple, où *l'effet intersectoriel* du Québec s'avère légèrement plus élevé; soit par une différence de (0.37%).

En appuie, comparons la distribution des log-salaires syndicaux et non-syndicaux en Colombie-Britannique à partir des graphiques 15, 19, et 23. Plus que dans toute autre province, nous remarquons que la densité syndicale en Colombie-Britannique est considérablement plus étroite et plus élevés que sa distribution non-syndicale. Notons également les différences provinciales à partir des graphiques 3, 7, et 11. La pente de la tendance des gains salariaux est visiblement bien plus faible en Colombie-Britannique, ce qui indique un plus fort *effet de compression*.

Par ailleurs, la Colombie-Britannique a subi la diminution de *l'effet syndical* la moins prononcée de toutes les provinces. Entre 1984 et 2007, *l'effet syndical* en Colombie-Britannique s'est détérioré de (-63.9%) selon nos estimations par mesure simple, et de (-51.1%) selon nos estimations par MCO. Parmi leurs sources de données respectives, les taux de détérioration de *l'effet syndical* en Colombie-Britannique sont les plus faibles de toutes les provinces considérées. La même conclusion ne peut cependant

être tirée de nos données par simulation puisque celles-ci révèlent des résultats bien particuliers pour toutes les provinces à la période de 1984. Néanmoins, depuis la période de 1991/95, *l'effet syndical* de la Colombie-Britannique a connu un taux de détérioration de (-24.7%); soit encore une fois le plus faible parmi les provinces considérées.

Bien après le fort *effet syndical* de la Colombie-Britannique, se classent les *effets syndicaux* du Québec et de l'Ontario. Cependant, leur position relative est ambiguë. Selon nos estimations par simulation, le Québec profite d'un *effet syndical* plus élevé que celui de l'Ontario; soit de (-15.45%) contre (-10%). Toutefois, selon nos estimations par mesure simple *l'effet syndical* de l'Ontario est plus fort; soit de (-14.1%) contre (-13.15%). Finalement, nos estimations par MCO nous révèlent des *effets syndicaux* de charge essentiellement identiques; soit de (-7.29%) en Ontario, contre (-7.25%) au Québec. Nous allons ainsi par convention supposer des *effets syndicaux* en moyenne plutôt équivalents. Néanmoins, il existe quelques différences subtiles.

Une première différence se porte sur le taux de détérioration de *l'effet syndical* de chaque province. Selon nos données par mesure simple, la diminution de *l'effet syndical* au Québec et en Ontario aurait été essentiellement identiques; soit d'environ (-74%) depuis 1984. Toutefois, selon nos estimations par MCO et par simulation, *l'effet syndical* en Ontario aurait subi une détérioration bien plus importante. Selon nos données par MCO, cette détérioration aurait depuis 1984, été de (-84.7%) en Ontario, contre (-76.8%) au Québec. Selon nos données par simulation, elle aurait depuis 1991/95, été de (-47.8%) en Ontario, contre (-30.3%) au Québec.

Une deuxième différence se porte sur la composition de *l'effet syndical* des deux provinces, soit au niveau de leurs *sous effets*. À la fois selon nos estimations par MCO et par mesure simple, *l'effet intra sectoriel* fut en moyenne plus fort au Québec qu'en Ontario; soit de (-11.63%) contre (-10.18%) par MCO, et de (-15.98%) contre (-14.69%) par mesure simple. En contre partie, quoique son *effet intra sectoriel* ait été considérable, le Québec a connu un *effet intersectoriel* également très fort. Ce dernier fut plus fort au Québec qu'en Ontario selon nos deux méthodes d'estimation; soit de (5.5%) contre

(4.2%) par MCO, et de (4.66%) contre (4.2%) par mesure simple. Remarquons que selon nos données par MCO, *l'effet intersectoriel* du Québec a même en moyenne surpassé celui de la Colombie-Britannique, et s'est donc avéré plus élevé qu'en toutes autres provinces. La forte contribution de *l'effet intra-sectoriel* sur *l'effet syndical* au Québec, aurait donc en partie été atténuée par son fort *effet intersectoriel*.

De plus, remarquons le faible *effet de compression* au Québec. L'effet en question, soit estimé en moyenne à (-1.15%) par MCO, et à (-1.84%) par mesure simple, s'avère être le plus faible parmi toutes les provinces. Soulignons qu'il fut même positif en 1997, (1.26%), et essentiellement nulle en 2007, (0.08%). En appui, consultons les graphiques 5 et 9. Nous observons dans tous les cas que la tendance est bien au dessus de la diagonale, impliquant un grand *effet intersectoriel*. La pente de la tendance suit de très près la pente de la diagonale, ce qui implique en retour un faible *effet de compression*. En somme, le faible *effet de compression* au Québec ne contre que légèrement les inégalités salariales entre travailleurs syndiqués et non-syndiqués, induites par *l'effet intersectoriel*. *L'effet syndical* québécois se retrouve ainsi semblable à celui de l'Ontario, malgré son plus fort *effet intra sectoriel*.

Finalement, l'Alberta a connu selon nos trois méthodes d'estimations, *l'effet syndical* en moyenne le plus faible parmi les quatre provinces de notre analyse. Il est encore plus marquant de comparer les *sous effets syndicaux* en Alberta à ceux des autres provinces. Contrairement au Québec, le faible *effet syndical* en Alberta ne semble aucunement résulter d'un fort *effet intersectoriel* qui s'imposerait en contre partie. Mis à part *l'effet de compression*, qui tend avoir une charge plutôt comparable entre chaque province, les *sous effets intra sectoriel* et *intersectoriel* sont de loin plus faibles en Alberta que dans toute autre province. Selon nos données à la fois par MCO et par mesure simple, *l'effet intersectoriel* en Alberta est en moyenne plus de deux fois, voir même parfois trois fois, plus petit que *l'effet intersectoriel* dans toutes autres provinces. Encore selon toutes nos données, *l'effet intra-sectoriel* est en moyenne entre cinquante à cent pourcent plus petit en Alberta que dans toute autre province. En somme, nous devons en conclure que l'influence du syndicat en Alberta est bien plus faible qu'ailleurs.

En appuie, soulignons ces particularités à l'aide de nos graphiques. À partir des graphiques de la structure des gains de salaires syndicaux, nous remarquons que la tendance en Alberta pour les années 1997 et 2007 n'est que faiblement au dessus de droite de l'origine à l'endroit de la plus dense agglomération d'indicateurs de groupes d'expérience. Ceci implique un faible *effet intersectoriel*. Par ailleurs, soulignons les différences relativement moindres entre les densités syndicales et non-syndicales en Alberta. Notons entre autres les moyennes rapprochées des deux distributions.

En dernier lieu, il est intéressant de noter que *l'effet syndical* en Alberta était bien comparable à celui des autres provinces en 1984. Les faibles résultats que nous avons remarqués plus tard en Alberta sont conséquemment dus à la forte détérioration subséquente de son *effet syndical*. L'Alberta aurait connu le taux de détérioration de *l'effet syndical* le plus significatif à la fois selon nos données par MCO et par simulation; soit de (-85%) et de (-64.4%), respectivement.

En retour, nos résultats nous dessinent un portrait d'*effets syndicaux* uniques à chaque province considérée. À l'intérieur de leurs contextes provinciaux respectifs, les syndicats semblent exercer une influence particulière sur les inégalités salariales. Cette influence, que nous avons au travers cette présentation nommé *l'effet syndical*, semble également avoir subi une transformation différente dans chaque province. En récapitulant nos résultats, *l'effet syndical* s'est en moyenne manifesté plus fortement d'abord en Colombie-Britannique, suivie par le Québec et l'Ontario, et finalement en Alberta. *L'effet syndical* en Colombie-Britannique aurait également connue la détérioration la moins forte. En contraste, *l'effet syndical* en Alberta, qui était de charge plutôt comparable aux autres provinces canadiennes en 1984, a depuis cette période connu la détérioration la plus significative.

### **5.3 Retour sur les biais potentiels**

Dans la lumière de nos résultats, revoyons les sources de biais potentiel que nous avons soulevées en partie 4.5 de ce travail. Considérons en quoi elles auraient pu influencer nos

résultats, et s'il y a lieu, à quel point elles pourraient nous inciter à remettre en question notre classification des *effets syndicaux* provinciaux.

En premier lieu, nous avons mentionné le biais de sélection. Celui-ci introduit une réduction de la variance des salaires syndicaux qui ne relève aucunement de *l'effet syndical*. Nous avons vu en raison des préférences à la fois des travailleurs et des employeurs, que les travailleurs aux bornes inférieurs et supérieurs de la distribution des qualifications personnelles seront difficilement syndiqués. En résultat, une sélection à partir du centre de cette distribution sera encouragée et le secteur syndical se retrouvera ainsi plus homogène que le secteur non-syndical. Comme nous l'avons mentionné, le biais de sélection dépend tout d'abord de l'existence de *l'effet intersectoriel* et de *l'effet de compression*.

Il est par ailleurs légitime de supposer que le biais de sélection s'effectuerait plus fortement si les *effets intersectoriels* et de *compression* étaient plus puissant. Plus les gains salariaux potentiels des travailleurs moins qualifiés sont forts, plus les employeurs auraient intérêt à bloquer leur adhérence au secteur syndical. Par ailleurs, plus ces mêmes gains potentiels sont décroissants pour les travailleurs plus qualifiés, moins ces derniers aspireraient à rejoindre le secteur syndical.

Comme *l'effet de compression* et *l'effet intersectoriel* n'ont pas la même charge dans toutes les provinces, il se peut que le biais de sélection soit plus influent dans certaines provinces. Étant donné que la Colombie-Britannique a connu à la fois *l'effet intersectoriel* et *l'effet de compression* les plus forts, notre mesure de son *effet syndical* est tout probablement encore plus surestimée que nos mesures dans les autres provinces. Réciproquement, l'Alberta qui a connu des *sous effets* plutôt faibles, s'est tout probablement retrouvée avec la mesure de *l'effet syndical* la moins surestimée par le biais de sélection. En somme, le biais de sélection nous porte non seulement à surestimer la charge des *effets syndicaux* estimés, mais il pourrait également nous porter à surestimer les différences remarquées entre provinces. Il nous faut donc aborder l'étendue de l'écart entre les *effets syndicaux* des provinces avec une certaine prudence. Celle-ci est tout probablement en réalité, un peu moins large que ce que nous avons observé dans ce travail.

En troisième partie, nous avons également considéré la possibilité d'un biais lié aux différences du salaire minimum entre provinces. Le salaire minimum assure un salaire supérieur à des travailleurs dont la productivité est en réalité inférieure. Le salaire minimum comprime ainsi la queue inférieure de la distribution des salaires, et il réduit l'étendue de la distribution totale. Nous avons également vu que cette compression se fait habituellement plus fortement sur la distribution des salaires du secteur non-syndical, ce qui nous porte en retour à sous-estimer *l'effet syndical*.

Étant donné les différences provinciales concernant le salaire minimum, nous pouvons anticiper que les provinces dont le salaire minimum est plus élevé, connaîtrons une plus grande compression de la distribution des salaires non-syndicaux. Pour ces provinces, notre mesure de *l'effet syndical* serait davantage sous-estimée. Nous avons constaté que depuis les années récentes, le salaire minimum était plus élevé en Colombie-Britannique, un peu moins élevé au Québec et en Ontario, et plus faible en Alberta. Cette suite reflète précisément l'ordre selon laquelle nous avons classé en ordre décroissant, la charge des *effets syndicaux* provinciaux. Cela dit, si le biais lié au salaire minimum existe bien, nous pouvons anticiper que *l'effet syndical* en Colombie-Britannique est relativement plus sous-estimé, alors que *l'effet syndical* en Alberta est le moins sous-estimé. En somme, sachant ce biais, les différences que nous observons entre les *effets syndicaux* des provinces sont possiblement sous-estimées.

En somme, la considération des deux sources de biais abordées dans ce travail influence nos conclusions de manière opposée. Alors que le biais de sélection implique probablement que les différences entre *l'effet syndical* des provinces sont surestimées, le biais lié au salaire minimum implique qu'elles sont probablement plutôt sous-estimées. Malheureusement, nous ignorons à quel point ces deux sources de biais pourraient dans notre cas, brouiller nos conclusions. Nous ignorons également si leur influence entraîne une déformation significative ou minime à nos résultats.

#### 5.4 Interprétation des résultats

Avant de conclure, proposons une piste d'interprétation potentielle aux différences que nous avons mesuré entre *l'effet syndical* des provinces. Quoique l'objectif de ce travail ne fût que d'explorer si *l'effet syndical* pouvait varier entre certaines provinces canadiennes, il est intéressant de considérer certaines caractéristiques du contexte social, politique, et législatif de chaque province pour mieux apprécier nos résultats. Sachant que *l'effet syndical* varie entre province, mais que comme nous en avons posé l'hypothèse en partie 2.2, l'objectif des syndicats est sensiblement semblable entre provinces, nous jugeons qu'il soit sensiblement légitime de supposer que certaines provinces offrent un cadre plus favorable aux ambitions syndicales.

En appuie de ce dernier propos, mentionnons Johnson (2002), qui dans le cadre d'une évaluation de l'effet d'une transformation législative sur le taux de syndicalisation au Canada, justifie l'ajout d'une variable de contrôle des provinces en se souciant précisément de l'influence de la culture provinciale sur les taux de syndicalisation<sup>37</sup>. L'emploi de cette variable s'avère statistiquement significatif, et selon Johnson, elle capture précisément les différences idéologiques entre provinces. Compte tenu l'histoire politique différente de chaque province, elle suppose qu'il se manifeste fort probablement dans certaines provinces, une plus grande sympathie face aux objectifs syndicaux<sup>38</sup>.

Par ailleurs, mentionnons également l'étude de Thomason et Pozzebon (1998). Celle-ci se porte sur les techniques de dissuasion utilisées par des employeurs au Québec et en Ontario pour décourager les soulèvements syndicaux. En recensant plusieurs sondages d'entreprises, les auteurs relèvent et catégorisent des techniques de dissuasion selon leur niveau d'agressivité. Ils constatent enfin qu'il est 20% plus probable pour les employeurs en Ontario de faire recours à des techniques plus agressives telles que la publication de littérature antisyndicale et la menace directe des membres de syndicats pour contrer aux ambitions syndicales<sup>39</sup>. Les employeurs en Colombie-Britannique et en Alberta ne sont pas considérés dans leur étude. Néanmoins, à titre d'interprétation, les

---

<sup>37</sup> Johnson (2002), p.354

<sup>38</sup> IBID

<sup>39</sup> Thomason et Pozzebon (1998). p.10

auteurs soulignent la position populaire face aux objectifs syndicaux qui diffère entre plusieurs provinces canadiennes.

Plus précisément, il est intéressant de considérer les différences de culture politique dans chaque province. Étant donné que le Canada est un pays démocratique, nous pouvons supposer que l'opinion politique de chaque province reflète en quelque sorte l'opinion publique. Plus précisément, l'opinion politique face au syndicalisme doit également en quelque sorte refléter l'opinion publique face au syndicalisme. Nous pouvons supposer que la nature favorable ou défavorable du contexte économique de chaque province face aux ambitions syndicales, est définie en fonction de l'opinion politique et publique. Par exemple, la souplesse des lois et les réglementations qui s'imposent aux syndicats va tout probablement refléter l'opinion publique et politique du milieu.

Haddow et Klassen (2006) ont spécifiquement exploré et caractérisé les différences d'idéologie politique des quatre provinces qui nous intéressent. Entre autres, ils ont défini la position politique générale de chaque province concernant les relations industrielles. Dans le cadre de leur étude, Haddow et Klassen ont relevé la tendance suivante :

Au Canada, les partis politiques de droite ont tendance à plutôt favoriser les employeurs, et à encourager la compétitivité des marchés<sup>40</sup>. Ils ont tendance à apporter des changements législatifs qui entravent la syndicalisation, et qui offrent aux employeurs plus de libertés pour contrer les revendications syndicales. De l'autre côté, les partis de gauche ont plutôt tendance à supporter l'équité et l'objectif syndical<sup>41</sup>. Ils préfèrent instaurer des lois qui rendent la syndicalisation plus facile, et qui offrent plus de protection aux syndicats en négociation.

Selon Haddow et Klassen, le Québec et la Colombie-Britannique offrent les cadres politiques les plus favorables aux syndicats. D'une part, le Québec connaît deux partis politiques en concurrence considérable; soit *l'Action Démocratique du Québec*

---

<sup>40</sup> Haddow et Klassen (2006), p.80

<sup>41</sup> IBID, p.81

(ADQ) et le *Parti Québécois* (PQ). Par convention, le PLQ se déclare à au centre-droit, et le PQ au centre-gauche. Toutefois, l'écart idéologique entre la droite et la gauche est selon les auteurs<sup>42</sup>, minime en comparaison aux autres provinces traitées ici. Depuis les années 1970s, les distinctions idéologiques entre les deux partis se sont portées plutôt sur des questions sociales et nationalistes. Sur le plan économique, et entre autres en matière concernant les relations industrielles, les politiques des deux partis se sont avérées peu distinctes<sup>43</sup>. En 1977 le PQ élabora une série de législations favorables aux objectifs syndicaux, et celles-ci ne se firent désormais jamais sérieusement contester par les administrations ultérieures. Selon les auteurs, il n'y a jamais eu de renversement significatif des politiques concernant les relations industrielles lorsqu'un nouveau parti politique s'est fait élire<sup>44</sup>. Il existe au Québec une idéologie stable et favorable face au mouvement syndical<sup>45</sup>.

D'autre part, selon Haddow et Klassen la Colombie Britannique détient la réputation de supporter politiquement l'objectif plutôt droitiste d'encourager la compétitivité des marchés<sup>46</sup>. Toutefois, elle se situe en moyenne plutôt à la gauche du centre en matière de relations industrielles<sup>47</sup>. Durant la période de 1984 à 2007, il y eut trois partis politiques concurrentiels : le *Parti Crédit Social* (PCS), le *Nouveau Parti Démocratique* (NDP), et le *Parti Libéral* (PL). Les auteurs catégorisent le PCS à la droite, le PL au centre-droit, et le NDP au centre-gauche. Ce dernier siégea au pouvoir de 1991 à 2001, favorisa très ouvertement l'objectif syndical<sup>48</sup>, et instaura une infrastructure législative très favorable aux ambitions syndicales. Selon les auteurs, les contributions les plus importantes du NDP à l'objectif syndical ne se firent jamais altérées par le PL, soit le parti qui succéda le NDP en 2001. Malgré l'identification centre droitiste du PL, leur politique en matière de relations industrielles demeura jusqu'en 2006, bien à la gauche<sup>49</sup>.

---

<sup>42</sup> IBID p.56

<sup>43</sup> IBID, p.123-124

<sup>44</sup> IBID, p.135

<sup>45</sup> IBID

<sup>46</sup> IBID, p.151-177.

<sup>47</sup> IBID p.161

<sup>48</sup> IBID, p.157

<sup>49</sup> IBID, p.161

Par ailleurs, l'Ontario et encore bien plus l'Alberta, offrent les cadres politiques les moins favorables aux ambitions syndicales, selon Haddow et Klassen (2006). En Ontario les renversements idéologiques du gouvernement ont été volatiles, fréquents et considérables au long de la période traitée. Il existe trois partis politiques en sérieuse compétition en Ontario : le *Parti Conservateur* (PC), le *Parti Libéral* (PL), et le *Nouveau Parti Démocratique* (NDP). L'idéologie de chacun concernant les relations industrielles varie considérablement<sup>50</sup>. Néanmoins, de 1943-1985, l'Ontario était gouverné par le PC, soit le parti plutôt droite et manifestement moins favorable aux objectifs syndicaux. Selon les auteurs cette longue période aurait concrétisé la position politique populaire en Ontario; soit une position qui se serait désormais maintenue malgré les transformations politiques ultérieures<sup>51</sup>. En 1990, le NDP se fit élire, était composé entre autres d'anciens administrateurs syndicaux, et supportait ouvertement les objectifs syndicaux. Néanmoins, les politiques favorables au syndicat du NDP n'étaient peu populaires parmi le publique<sup>52</sup>. Il y eu un renversement vers la droite en 1995 avec le retour au pouvoir du PC. L'abolition des politiques du NDP et la réinstauration des politiques plus contraignantes aux mouvements syndicaux d'avant 1985, furent bien reçues par le publique<sup>53</sup>.

Finalement, l'Alberta se situe politiquement selon les auteurs, plus que les autres provinces traitées dans cette analyse, à la droite<sup>54</sup>. Depuis 1935, l'Alberta a connu deux longues périodes de domination d'un parti politique de droite. Depuis 1971, le gouvernement de l'Alberta a été administré sans interruption, par le *Parti Conservateur* (PC). Selon Haddow et Klassen, le cadre législatif établi par le PC est le moins favorable aux syndicats, de toutes les provinces traitées. Il existe, plus que dans toutes autres provinces canadiennes, un sentiment « antisyndical » en Alberta<sup>55</sup>. Les auteurs rappellent les nombreuses frictions entre syndicats et employeurs, et soulignent les résistances souvent agressives aux soulèvements syndicaux qui ne profitent que très rarement de

---

<sup>50</sup> IBID p.93-122.

<sup>51</sup> IBID, p. 120

<sup>52</sup> IBID

<sup>53</sup> IBID, p.120-121

<sup>54</sup> Haddow et Klassen (2006), p.178-200.

<sup>55</sup> IBID, p.184

l'appuie du publique. La culture « individualiste » de l'Alberta, pose selon les auteurs une forte contrainte aux objectifs syndicaux<sup>56</sup>.

En somme, il s'avère que les provinces qui selon nos estimations, ont connu *l'effet syndical* le plus élevé, sont également les provinces dont le cadre politique et législatif est le plus favorable aux syndicats. Jon Pierce (2000) a mené une comparaison complète des législations relatives aux clauses syndicales dans chaque province. En compilant les caractéristiques parfois souples et parfois restrictives des cadres législatifs de chaque province, il a conclu que la Colombie-Britannique, suivi de près par le Québec, offrent les cadres législatifs les plus favorables aux syndicats. La législation de l'Ontario est marquée à la fois de caractéristiques libérales et restrictives, et se classe un peu moins favorable aux ambitions syndicales que la législation québécoise. En dernier lieu, l'Alberta offre selon Pierce, le cadre législatif le plus défavorable aux syndicats de toutes les provinces canadiennes. Selon ses critères de comparaison, sa législation ne fait preuve que de caractéristiques restrictives<sup>57</sup>. En appuie, Block, Robert, et Clarke (2003) ont mené une comparaison des niveaux de protection assurés aux travailleurs dans la législation de chaque province. Il est intéressant de noter que leur conclusion est identique à celle de Pierce. En matière de relations industrielles, la Colombie-Britannique, suivie du Québec, et ensuite de l'Ontario offrent les cadres les plus favorables, alors que l'Alberta offre le cadre le moins favorable de toutes les provinces canadiennes.

Voyons deux exemples de caractéristiques législatives qui varient entre provinces. Parmi les législations qui influencent les syndicats, on en compte deux qui reviennent souvent dans la littérature : la loi sur la certification syndicale<sup>58</sup> et la loi « Anti-Scab »<sup>59</sup>.

Au Canada la certification syndicale, soit le processus par lequel les syndicats se forment, est effectuée soit par le processus « Card Check » ou par le « Mandatory Voting ». D'après le « Card Check », un syndicat peut être reconnu si une quantité

---

<sup>56</sup> IBID

<sup>57</sup> Ces conclusions sont résumés dans Pierce (2000), p.279-280.

<sup>58</sup> Voir entre autres Riddell (2001) et Weiler (1984)

<sup>59</sup> Voir entre autres Johnson (2001) et Haddow et Klassen (2006).

suffisante de signataires réclament la formation d'un syndicat. De l'autre côté, le « Mandatory Voting » impose une étape supplémentaire à la reconnaissance d'un syndicat. Suite à la revendication d'une formation de syndicat tel qu'effectué dans le processus « Card Check », un vote doit ensuite être remporté à majorité parmi l'ensemble des travailleurs. Cette dernière mesure impose un délai entre la demande initiale et le vote, ce qui offre une période supplémentaire aux employeurs pour décourager la tentative de syndicalisation<sup>60</sup>. La formule « Card Check » offre le processus de reconnaissance le plus rapide et favorable aux syndicats. Dans le cadre d'une comparaison de ces deux formules législatives au Canada, Johnson (2002) estime que l'adoption du vote obligatoire dans les provinces canadiennes réduit significativement le taux de syndicalisation. Elle estime en générale, que le vote obligatoire réduit la probabilité de syndicalisation de 9% au Canada<sup>61</sup>.

Parmi les quatre provinces qui nous concernent, le Québec et la Colombie-Britannique ont pratiqué la formule « Card Check » pendant les plus longues périodes. La Colombie-Britannique a rapidement abolie le vote obligatoire pour adopter la procédure « Card Check » en 1993 dans le cadre des réformes pro syndicales du NDP<sup>62</sup>. Au Québec, la formule « Card Check » fut en effet depuis 1976, et le vote obligatoire ne se fit désormais jamais adopté<sup>63</sup>. En Ontario, le vote obligatoire fut adopté relativement tard; soit en 1996 par le PC dans le cadre de l'éradication des politiques du NDP, et il demeure toujours en vigueur aujourd'hui<sup>64</sup>. Par ailleurs, l'Alberta adopta le vote obligatoire tôt en 1988, et le maintint depuis<sup>65</sup>.

La loi « Anti-Scab » est une législation qui prohibe le remplacement de travailleurs en temps de grève. La grève, ou du moins la menace de grève, est un élément important en relations industrielles<sup>66</sup>. La liberté au recours à la grève contribue sans doute au pouvoir d'un syndicat en négociation. Il est donc fort évident que l'instauration

---

<sup>60</sup> Riddell (2001), p.397

<sup>61</sup> Johnson (2002), p.358

<sup>62</sup> Haddow et Klassen (2006), p.161

<sup>63</sup> IBID, p.123-152

<sup>64</sup> IBID, p.93-122

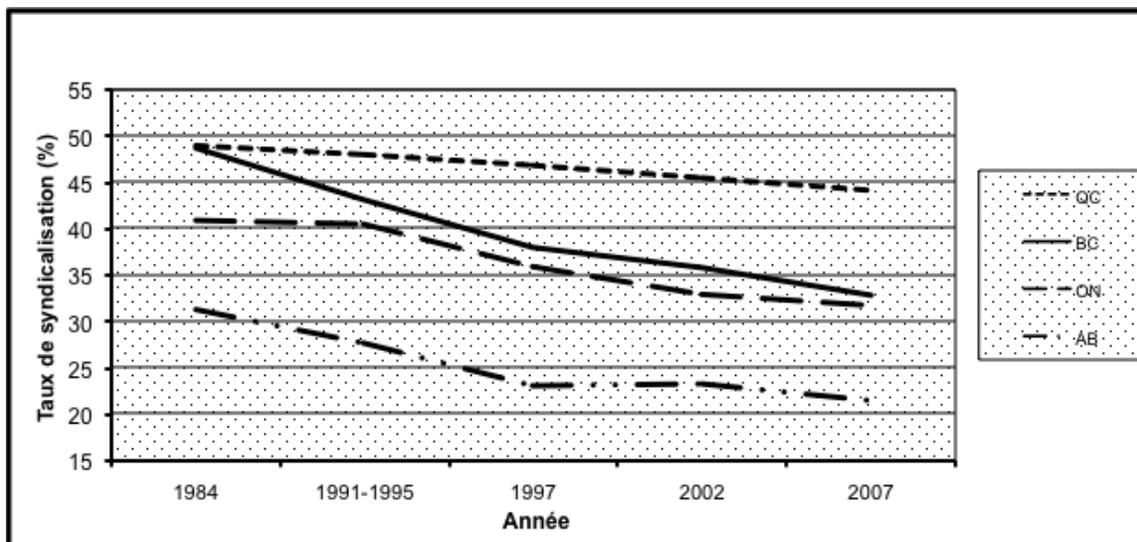
<sup>65</sup> Haddow et Klassen (2006), p.178-200

<sup>66</sup> D. Benjamin, M. Gunderson, C. Riddell (1998)

de la loi « Anti-Scab » contribue énormément à améliorer le contexte en faveur des syndicats.

Sachant cette loi qui protège l'intérêt des syndicats, il s'avère que le Québec et la Colombie-Britannique offrent encore une fois le contexte le plus favorable. La loi Anti Scab fut adoptée en 1992 par le NDP en Colombie-Britannique, et malgré les menaces par les gouvernements ultérieurs, elle ne fut désormais jamais abolie. Au Québec elle fut adoptée en 1977 et comme en Colombie-Britannique, elle demeure encore en vigueur aujourd'hui. Cependant, la loi Anti-Scab n'est aujourd'hui pas appliquée en Ontario ni en Alberta. Elle n'a connu qu'une brève existence en Ontario, lorsqu'elle fut adoptée en 1991 par le NDP pour être rapidement éradiquée en 1995. En Alberta, la loi Anti-Scab ne se fit jamais adopter.

En appuie de la distinction que nous essayons établir entre les contextes de provinces canadiennes concernant le support syndical, il est encore plus convainquant de considérer le taux de syndicalisation de chaque province. En partie 4.1 de ce travail, nous avons argumenté que l'ampleur du taux de syndicalisation n'était non seulement produit d'un contexte favorable aux motivations syndicales, mais qu'il contribuait également sûrement à accentuer *l'effet syndical*. Cette conception était appuyée par Card, Lemieux, et Riddell (2003) et (2004). À partir de nos données, nous avons mesuré les taux de syndicalisation pour les hommes de 15 à 65 ans de chaque province. Nos résultats sont présentés dans le tableau 5.

**Graphique 25** : Évolution des taux de syndicalisation (1984-2007).**Tableau 5** : Taux de syndicalisation provinciaux (1984-2007)

Taux de syndicalisation (%)					
	1984	1991-1995	1997	2002	2007
QC	48.96	47.78	46.68	45.23	44.14
BC	48.7	43.1	37.87	35.75	32.84
ON	40.91	40.4	35.9	32.83	31.73
AB	31.29	27.57	23.06	23.25	21.49

Remarquons d'abord à partir du graphique 25, qu'une désyndicalisation générale s'est effectuée dans toutes les provinces traitées. Mis à part les différences législatives, il y a eu selon Riddell et Riddell (2003), une diminution générale de la propension à la syndicalisation dans toutes les provinces canadiennes. Cette désyndicalisation rappelle la détérioration de *l'effet syndical* observée dans les quatre provinces. Le même phénomène avait été remarqué par Card, Lemieux, et Riddell (2004) à l'échelle du Canada en entier.

Néanmoins, à tous les moments de la période qui nous concerne, nous observons un écart significatif entre les taux de syndicalisation des quatre provinces. En moyenne, les taux de syndicalisation du Québec et de l'Alberta ont été séparés par plus de 20 points

de pourcentage. Cet écart équivaut à l'écart qu'on observe en moyenne entre le Canada et les États-Unis<sup>67</sup>. En tout moment, le Québec a connu le plus grand taux de syndicalisation. Il est suivi de la Colombie-Britannique, de l'Ontario, et finalement de l'Alberta.

Cet ordre rappelle bien les particularités sociales et législatives de chaque province que nous avons brièvement développées plus haut. La Colombie-Britannique et le Québec ont connu les taux de syndicalisation les plus élevés, alors qu'ils offraient les cadres contextuels les plus favorables aux syndicats. Mentionnons que le Québec a connu le taux de syndicalisation le plus stable pour la période qui nous concerne. Elle n'a subi une désyndicalisation que de 9.8% entre 1984 à 2007. Nous jugeons que ceci puisse refléter la stabilité politique et législative en matière de relations industrielles au Québec. Quoique la Colombie-Britannique connu à tout moment un taux de syndicalisation relativement important, elle a également connu la plus importante désyndicalisation; soit de 32.57% entre 1984 à 2007. Ce résultat est surprenant compte tenu l'instauration d'un cadre législatif très favorable aux syndicats en 1992 par le NDP qui siégea ensuite au pouvoir pendant 10 ans. Remarquons par la suite, que l'Ontario a connu sa plus importante désyndicalisation dans la période après 1995; soit de 21.46%. Il est intéressant de noter que cette date coïncide au retour en pouvoir du PC et aux nombreuses réformes législatives qu'il apporta en relations industrielles. Finalement, le très faible taux de syndicalisation en Alberta rappelle le fort sentiment défavorable qui existe par réputation en Alberta face aux mouvements syndicaux.

Consolidant ensuite ces remarques aux résultats des *effets syndicaux* de province que nous avons estimés, nous retrouvons plusieurs résultats qui concordent bien. Entre autres, l'ordre des provinces qui offrent les contextes les plus favorables aux syndicats, concorde plus ou moins bien à l'ordre des provinces dont *l'effet syndical* est le plus fort. Le taux de syndicalisation relativement élevé de la Colombie-Britannique, ainsi que son cadre politique et législatif qui selon Pierce (2000) est le plus favorables aux ambitions syndicales, semblent donner lieu à un *effet syndical* très fort. Par ailleurs, le très faible

---

<sup>67</sup> Voir par exemple Card, Lemieux, et Riddell (2004). En 1980, 1990, et 1999, le taux de syndicalisation aux États-Unis a été de 22.2%, 15.3%, et 13.5%, respectivement. Au Canada, il a été de 35.7%, 34.5%, et 32.6%

taux de syndicalisation et le cadre législatif et politique défavorable de l'Alberta concordent bien à son très faible *effet syndical*.

Toutefois, nous retrouvons également quelques discordances surprenantes. Il est surprenant de constater que le taux de syndicalisation au Québec soit si élevé, alors que l'ampleur de son *effet syndical* soit comparable à l'Ontario. Selon l'analyse de Pierce (2000), le cadre législatif et politique du Québec était fort plus favorable aux objectifs syndicaux que l'Ontario. Malgré son *effet syndical* relativement faible, nous devons apprécier que l'influence du syndicat québécois demeure tout de même forte. Comme nous l'avons constaté à partir *l'effet intersectoriel*, les travailleurs syndiqués du Québec profitent de gains salariaux bien plus fort que les travailleurs syndiqués de l'Ontario. En valeur absolue, le Québec profiterait d'un *effet syndical* moyen de (18.3%), contre (15.6%) en Ontario. Ces valeurs se composeraient à partir de la somme en valeur absolue de leurs sous effets respectifs, et représenteraient une cumulation positive des transformations que les syndicats emportent à la variance des log salaires de chaque province. Ainsi dit, nous pourrions argumenter que le syndicat au Québec est plus influent que le syndicat en Ontario.

## 6. Conclusion

Dans le cadre de ce travail, nous avons exploré l'influence syndicale sur les inégalités salariales. Pour simplifier notre présentation, nous avons nommé ce phénomène : « *l'effet syndical* ». En récapitulation, nous avons décomposé *l'effet syndical* en trois *sous effets*. Un premier *sous effet*, soit *l'effet intersectoriel*, marque la tendance selon laquelle les travailleurs syndiqués reçoivent en moyenne, des salaires plus élevés que les travailleurs non-syndiqués. Cet effet contribue à accroître les inégalités entre travailleurs syndiqués et non-syndiqués. Un second *sous effet*, soit *l'effet de compression*, capture la tendance selon laquelle les gains salariaux invoqués par *l'effet intersectoriel* sont habituellement plus forts chez les travailleurs à niveaux de salaires inférieurs. Cet effet contribue à réduire les inégalités en comprimant la distribution des salaires parmi les travailleurs à niveaux d'expérience différents. Un troisième *sous effet*, soit *l'effet intra sectoriel*, représente le phénomène selon lequel la politique salariale des syndicats tend à réduire la variance des salaires à l'intérieur du secteur syndical. La somme de ces trois *sous effets*, soit *l'effet syndical*, tend à réduire les inégalités salariales.

Au Canada, l'existence d'un *effet syndical* actif et influent, est documentée dans la littérature. Cependant, le Canada est un pays fragmenté en provinces autonomes selon plusieurs domaines, et dont les identités sont parfois très uniques. Nous avons alors cherché à découvrir si les différences interprovinciales pouvaient impliquer des *effets syndicaux* différents. Supposant qu'il soit ainsi, nous avons également cherché à savoir comment ces différences ont évolués dans la période de 1984 à 2007. À titre de sujet d'analyse, nous avons opté de comparer *l'effet syndical* chez les hommes au Québec, en Ontario, en Alberta et en Colombie-Britannique.

En vue de répondre à cette question, nous avons d'abord défini *l'effet syndical*, et nous avons exploré l'objectif du syndicat en matière salariale. À titre d'hypothèse, nous avons proposé que les syndicats aient à la fois l'objectif d'augmenter les salaires de leurs membres, et d'instaurer une politique salariale qui accessoirement réduira les variations salariales. La réalisation de ses objectifs relève néanmoins du pouvoir influent dont disposent les syndicats. Celui-ci, nous l'avons supposé, doit énormément dépendre du

contexte social et légal dans lequel les syndicats se manifestent. Étant donné les taux de syndicalisation, les cultures politiques et sociales, et les cadres législatifs différents entre provinces, nous avons jugé nécessaire d'explorer notre problématique.

Comme l'inégalité salariale est un concept qui n'est pas directement mesurable, nous l'avons interprété à partir de la variance des salaires. Pour capturer l'influence du syndicalisme sur l'inégalité salariale, nous avons considéré les transformations induites à la variance des salaires. Concrètement, nous avons déduit cette transformation induite, soit *l'effet syndical*, à partir de la différence entre la variance des salaires observée, et la variance hypothétique qui se manifesterait si tous les travailleurs étaient non-syndiqués. Pour ce faire, nous avons emprunté un modèle inspiré de Freeman (1980), et raffiné par la suite par Lemieux (1993) et Card (2001).

À partir de micros données sur des hommes salariés de chaque province, nous avons proposé trois approches pour estimer *l'effet syndical*. Nous avons d'abord estimés les paramètres de notre modèle par mesure simple des valeurs observées dans nos échantillons. Nous avons ensuite estimé ces mêmes paramètres à l'aide d'une équation de salaire conçue par *MCO*. Finalement, de façon semblable à notre estimation par mesure simple, nous avons estimé *l'effet syndical* en mesurant les paramètres de notre modèle simplifié, cette fois à partir d'une distribution synthétique.

À partir de nos trois approches, nous avons constaté que *l'effet syndical* semble se produire à l'échelle provinciale, et que celui-ci semble également effectivement se manifester différemment dans chaque province. Quoique l'ampleur de *l'effet syndical* rapportée par nos trois méthodes ait été différente, les différences relatives qu'elles ont relevées entre provinces étaient plutôt comparables. Nous jugeons que ce dernier constat a su contribuer à la robustesse de nos conclusions.

D'après les résultats de nos trois approches, la Colombie-Britannique a connu en moyenne, *l'effet syndical* de loin le plus fort. La force de son *effet syndical* relève de la charge considérable de ses *sous effets*. En fait, c'est également en Colombie-Britannique où nous avons mesuré les sous effets les plus forts. À l'opposé, l'Alberta a connu en moyenne, *l'effet syndical* le plus faible. Contrairement à la Colombie-Britannique,

l'Alberta également a connu les *sous effets* moyens les plus faibles de toutes les provinces. Entre ces deux derniers, nous avons situé ambigument *l'effet syndical* du Québec et de l'Ontario. Selon nos estimations par simulation, *l'effet syndical* du Québec nous a semblé de loin le plus fort des deux. Selon nos estimations par mesure simple, *l'effet syndical* de l'Ontario s'est plutôt avéré être le plus fort. Finalement, nos estimations par MCO nous ont relevé des *effets syndicaux* essentiellement identiques dans les deux provinces. Par contre, il existe entre ces deux provinces des différences au niveau de leurs *sous effets*. En moyenne, nous avons estimé que *l'effet intersectoriel* et *l'effet intra-sectoriel* ont tous les deux été plus forts au Québec. Toutefois, étant donnée que l'un contribue à accroître les inégalités salariales et que l'autre les réduit, *l'effet syndical* au Québec s'est avéré comparable à celui de l'Ontario.

Par ailleurs, conforme aux études à l'échelle nationale de Card, Lemieux et Riddell (2004), nous avons remarqué une diminution générale de *l'effet syndical* dans toutes les provinces canadiennes au long de la période de 1984 à 2007. Selon les résultats de nos trois approches, la Colombie-Britannique n'aurait non seulement connu *l'effet syndical* la plus significative, mais son *effet syndical* aurait également connu la détérioration la moins prononcée depuis 1984. En contre partie, l'Alberta aurait non seulement connu *l'effet syndical* le plus faible, mais il aurait également connu la détérioration de *l'effet syndical* la plus prononcée, à la fois selon nos données par MCO et par simulation. Ceci aurait en grande partie été dû au fait que *l'effet syndical* en Alberta était comparable à celui des autres provinces en 1984. Par ailleurs, le Québec et l'Ontario ont tous les deux connu une détérioration *d'effet syndical* significative. Celle-ci fut comparable dans les deux provinces selon nos estimations par mesure simple. Toutefois, elle fut plus prononcée en Ontario, à la fois selon nos estimations par MCO et par simulation.

En vue d'offrir une interprétation à ces observations, nous avons considéré quelques particularités politiques et législatives dans chaque province. Compte tenu les différences interprovinciales, nous avons supposé que certaines provinces pourraient offrir un contexte économique plus favorable aux ambitions syndicales. En présence

d'un contexte plus favorable, c'est à dire d'un contexte qui offre plus de libertés et moins de restrictions, un syndicat pourrait réaliser plus efficacement ses objectifs, et donc accessoirement entraîner un plus fort *effet syndical*. Selon cette hypothèse, la Colombie-Britannique offrirait le cadre le plus favorable, et l'Alberta, le moins favorable.

Conforme à nos résultats, nous avons vu que le Québec et la Colombie-Britannique semblent effectivement offrir les contextes les plus favorables aux syndicats. L'Ontario et surtout l'Alberta, semblent offrir les contextes les moins favorables. Politiquement il semble exister selon certains auteurs<sup>68</sup>, une plus forte sympathie face aux mouvements syndicaux dans les deux premières provinces. Ce favoritisme semble bien se refléter dans les politiques exécutées dans chaque province. Selon Pierce (2000), les cadres législatifs les plus favorables aux mouvements syndicaux sont d'abord celui de la Colombie-Britannique, du Québec, de l'Ontario, et dernièrement celui de l'Alberta, qui est de loin le plus contraignant. Par ailleurs, les différences marquantes observées aux taux de syndicalisation de chaque province, semblent bien concrétiser l'hypothèse qu'il existe une culture syndicale bien différente entre provinces. Ces taux de syndicalisation reflètent non seulement les cadres favorables et défavorables des provinces, mais tel que supposé par Card, Lemieux, et Riddell (2004), ils contribuent également à faire augmenter *l'effet syndical*. Encore une fois, le Québec et la Colombie-Britannique offrent les taux de syndicalisation les plus élevés, et l'Ontario et surtout l'Alberta offrent les taux les moins élevés.

Toutefois, certains résultats de notre estimation des *effets syndicaux* sont difficilement expliqués à partir de notre bref survol des caractéristiques provinciales. Entre autres, la faible détérioration de *l'effet syndical* en Colombie-Britannique fait bien contraste à la diminution accrue de son taux de syndicalisation. Réciproquement, la détérioration de *l'effet syndical* au Québec fait fort contraste à la stabilité politique en matière syndicale qu'elle a connue, et à la faible désyndicalisation qu'elle a subie depuis les années 1980s. Par ailleurs, l'écart considérable de *l'effet syndical* de la Colombie-Britannique sur *l'effet syndical* du Québec est également surprenant. La similarité de *l'effet syndical* du Québec à celui de l'Ontario est d'autant plus surprenante. Notre

---

<sup>68</sup> Haddow et Klassen (2006)

portrait fort non exhaustif des caractéristiques provinciales susceptibles d'influencer *l'effet syndical* ne réussit évidemment pas à capturer les pleines distinctions susceptibles d'influencer *l'effet syndical* entre provinces. Le raisonnement qui nous a porté à explorer les particularités contextuelles de chaque province dans le but d'expliquer nos résultats, part du constat initial que les corps syndicaux ont tous le même objectif. Ainsi dit, toute manifestation différentielle de *l'effet syndical*, soit le phénomène qui découle de l'effort des syndicats à réaliser leurs objectifs, devrait dériver des particularités externes au syndicat. Dans notre cas, nous avons proposé le contexte légal et politique de chaque province. Toutefois, il se puisse bien que l'objectif même des syndicats varie également entre provinces. Pour offrir une interprétation plus sérieuse des *effets syndicaux* qui diffèrent entre provinces, il nous faudrait plus de recherche. Un portrait plus complet des particularités provinciales devrait d'une part être considéré. D'autre part, il nous faudrait explorer la possibilité que l'objectif des syndicats en négociation, soit lui-même fonction des particularités culturelles et contextuelles des provinces.

Néanmoins, l'objectif de notre travail ne fut que de déterminer si *l'effet syndical* pouvait bien différer entre provinces. Malgré les biais potentiels liés à notre méthodologie, nous jugeons qu'il est tout de même légitime d'adhérer à nos conclusions avec une certaine prudence. Quoique les différences relatives de *l'effet syndical* entre provinces puissent varier légèrement en raison des sources de biais potentiel, nous les jugeons assez significatives pour qu'elles soient considérées.

Il est intéressant de comparer l'écart que nous avons mesuré entre les *effets syndicaux* des quatre provinces, aux écarts mesurés dans les travaux antérieurs, entre les *effets syndicaux* de pays différents. Dans le cadre de leurs études, Card, Lemieux, et Riddell (2003) ont comparé par le biais de notre méthode d'estimation par mesure simple, *l'effet syndical* entre la Grande-Bretagne, les Etats-Unis, et le Canada. En toute période, *l'effet syndical* au Canada était plus fort qu'aux Etats-Unis, mais moins fort qu'en Grande-Bretagne. Durant les années 1984, 1993, et 2001, l'écart entre *l'effet syndical* canadienne et américaine fut de 10.1%, 6.5%, et 3%, respectivement. Entre *l'effet syndical* canadienne et britannique, l'écart fut de 7.1%, 3.26%, et 6.5%. Selon nos estimations par la même méthode, l'écart entre les *effets syndicaux* de la Colombie-

Britannique et de l'Alberta pour les années 1984, débuts 1990s, 1997, 2002, et 2007, ont été de 13.71%, 11.49%, 3.32%, et 5.64%. En plus, selon nos estimations les plus sous-estimées, soit nos estimations par MCO, les écarts entre ces deux mêmes provinces ont été de 2.22%, 9.76%, 8.85%, 1.63%, et 3.41%. Cela dit, les différences que nous avons soulevées semblent d'ampleur comparables aux différences qu'on observe entre le Canada et d'autres pays. Selon nous, il est légitime de supposer que les syndicats réduisent différemment les inégalités salariales entre hommes, à l'intérieur de chaque province canadienne.

## **BIBLIOGRAPHIE**

- ABOWD, J.M., et FARBER, H.S. (1982). « Job Queues and the Union Status of Workers. » *Industrial and Labor Relations Review*, vol. 35 (avril) : 354-367.
- ASHENFELTER, O., et PENCAVEL, J. (1969). « American Trade Union Growth : 1900-1960. » *Quarterly Journal of Economics*, vol. 83 (août) : 434-448.
- BENJAMIN, D., GUNDERSON, M., et RIDDELL, C. (1998). *Labour Market Economics : Theory, Evidence, and Policy in Canada*, Quatrième édition. McGraw-Hill Ryerson Limited, Toronto.
- BLOCK, R.N., ROBERTS, K., et CLARKE, R.O. (2003). *Labour Standards in the United States and Canada*. W.E. Upjohn Institute for Employment Research, Michigan.
- BROWN, J., et ASHENFELTER, O. (1986). « Testing the Efficiency of Employment Contracts. » *Journal of Political Economy*, vol. 94 (juillet) : S40-S80.
- CARD, D. (1996). « The Effects of Unions on the Structure of Wages: A Longitudinal Analysis. » *Econometrica*, vol. 64 (juillet) : 957-979.
- CARD, D. (2001). « The Effect of Unions on Wage Inequality in the U.S. Labor Market. » *Industrial and Labor Relations Review*, vol. 54 (janvier) : 296-315.
- CARD, D., LEMIEUX, T., et RIDDELL, W.C. (2003). « Unionization and Wage Inequality: A Comparative Study of the U.S, the U.K., and Canada. » *NBER Working Papers*, 9473. National Bureau of Economic Research, Inc.
- CARD, D., LEMIEUX, T., et RIDDELL, W.C. (2004). « Unions and Wage Inequality. » *Journal of Labour Research*, vol. 25(4) (octobre) : 519-562.
- DERTOUZOS, J., et PENCAVEL, J. (1981). « Wage and Employment Determination Under Trade Unionism : The International Typographical Union. » *Journal of Political Economy*, vol. 89 (décembre) : 1162-1181.
- DINARDO, J., FORTIN, N.M., et LEMIEUX, T. (1996). « Labour Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973-1992 : A Semi-Parametric Approach. » *Econometrica*, vol. 64 (septembre) : 1001-1044.
- DINARDO, J., et LEMIEUX, T. (1997). « Diverging Male Wage Inequality in the United States and Canada, 1981-88: Do Institutions Explain the Difference? » *Industrial and Labor Relations Review*, vol. 50 (juillet) : 629-651.
- DUNLOP, J.T. (1944). *Wage Determination Under Trade Union*. Macmillan, New York.

FARBER, H. (1978). « Individual Preferences and Union Wage Determination : The Case of the United Mine Workers. » *Journal of Political Economy*, vol. 86 (octobre) : 923-942.

FRIEDMAN, M. (1956). « Some Comments on the Significance for Labor Unions on Economic Policy. » dans David McCord Wright, *The Impact of the Union*. Kelley and Millman, New York. : 204-234.

FREEMAN, R.B. (1993). « How Much has Deunionization Contributed to the Rise of Male Earnings Inequality? » dans Danziger, S. et Gottschalk, P. *Uneven Tides: Rising Income Inequality in America*, Russell Sage Foundation, New York : 133-163.

FREEMAN, R.B. (1980). « Unionism and the Dispersion of Wages. » *Industrial and Labor Relations Review*, vol. 34 (octobre) : 3-23.

FREEMAN, R.B. (1982). « Union Wage Practices and Wage Dispersion Within Establishments. » *Industrial and Labor Relations Review*, vol. 36 (octobre) : 3-21.

FREEMAN, R.B. (1984). « Longitudinal Analyses of the Effects of Trade Unions. » *Journal of Labor Economics*, vol. 228 (janvier) : 1-26.

GREEN, D. (1991). « A Comparison of Estimation Approaches for the Union-Nonunion Wage Differential. » *UBC Department of Economics Working Paper*, 91-13.

HADDOW, R., et KLASSEN, T. (2006). *Partisanship, Globalization, and Canadian Labour Market Policy: Four Provinces in Comparative Perspective*, University of Toronto Press Incorporated, Toronto.

HIRSCH, B.T., et SCHUMACHER, E.J. (1998). « Unions, Wages, and Skills » *The Journal of Human Resources*, vol. 33, no. 1 : 201-219.

HORRIGAN MINCY (1993) « The Minimum Wage and Earnings and Income Inequality. » dans Danziger, S. et Gottschalk, P. *Uneven Tides: Rising Income Inequality in America*, Russell Sage Foundation, New York : 251-269.

JOHNSON, S. (2002). « Card Check or Mandatory Representation Vote? How the Type of Union Recognition Procedure Affects Union Certification Success. » *The Economic Journal*, vol. 112, no. 479 (avril) : 344-361.

JOHNSON, G.E., et YOUMANS, K.C. (1971). « Union Relative Wage Effects by Age and Education. » *Industrial and Labor Relations Review*, vol. 24, no. 2 (janvier) : 171-179.

- KUMAR, P. (1972). « Differentials in Wage Rates of Unskilled Labour in Canadian Manufacturing Industries. » *Industrial & Labour Relations Review*, vol. 26 (octobre) : 631-645.
- KUMAR, P., et STENGOS, T. (1985). « Measuring the Union Relative Wage Impact : A Methodological Note. » *Canadian Journal of Economics*, vol. 18 (février) : 182-189.
- LEMIEUX, T. (1993) « Unions and Wage Inequality in Canada and the United States. » dans Card, D., et Freeman, R.B., *Small Differences That Matter: Labor Markets and Income Maintenance in Canada and the United States*. University of Chicago Press, Chicago : 69-107.
- LEWIS, H.G. (1963). *Unionism and Relative Wages in the United States*. University of Chicago Press, Chicago.
- LEWIS, H.G. (1986). *Union Relative Wage Effects: A Survey*. University of Chicago Press, Chicago.
- DUMONT, L. (1977). *Homo aequalis*. Gallimard, Paris.
- PIERCE, J. (2000) *Canadian Industrial Relations*. Prentice Hall, Scarborough.
- REES, A. (1962). *The Economics of Trade Unions*. University of Chicago Press, Chicago.
- RIDDELL, C. (2001). « Union Suppression and Certification Success. » *Canadian Journal of Economics*, vol. 34 (mai) : 396-410.
- RIDDELL, C., et RIDDELL, W.C. (2003). « Changing Patterns of Unionization: The North American Experience, 1984-1988. » *University of British Columbia, Department of Economics, Discussion Paper* : 01-24.
- ROBINSON, C. (1989). « The Joint Determination of Union Status and Union Wage Effects : Some Tests of Alternate Models. » *Journal of Political Economy*, vol. 97 (juin) : 639-667.
- ROSS, A. (1948). *Trade Union Wage Policy*. University of California Press, Berkley.
- ROSEN, S. (1970). « Unionism and the Occupational Wage Structure in the United States. » *International Economic Review*, vol. 11 (juin) : 269-286.
- SLICHTER, S.H., HEALY, J.J., et LIVERNASH, E.R. (1960). *The Impact of Collective Bargaining on Management*. Brooking Institution, Washington D.C.
- STAFFORD, F.P. (1968). « Concentration and Labor Earnings: Comment » *The American Economic Review*, vol. 58, no. 1 (mars) : 174-181.

THOMASON, T., et POZZEBON, S. (1998). « Managerial Opposition to Union Certification in Quebec and Ontario. » *Industrial Relations*, vol. 53, no. 4 : 750-771.

WEBB, S., et WEBB, B.P. (1897). *Industrial Democracy*. Longmans, Green.