



CIRANO

*Allier savoir et décision*

# Évolution séculaire du profil des salaires en fonction de l'âge : Québec, Canada et États-Unis

BENOIT DOSTIE  
GENEVIÈVE DUFOUR  
RAQUEL FONSECA  
ÉTIENNE LALÉ

2020RP-21  
RAPPORT DE PROJET

RP

**Les rapports de projet** sont destinés plus spécifiquement aux partenaires et à un public informé. Ils ne sont ni écrits à des fins de publication dans des revues scientifiques ni destinés à un public spécialisé, mais constituent un médium d'échange entre le monde de la recherche et le monde de la pratique.

*Project Reports are specifically targeted to our partners and an informed readership. They are not destined for publication in academic journals nor aimed at a specialized readership, but are rather conceived as a medium of exchange between the research and practice worlds.*

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

*CIRANO is a private non-profit organization incorporated under the Quebec Companies Act. Its infrastructure and research activities are funded through fees paid by member organizations, an infrastructure grant from the government of Quebec, and grants and research mandates obtained by its research teams.*

### **Les partenaires du CIRANO – CIRANO Partners**

#### **Partenaires corporatifs – Corporate Partners**

Autorité des marchés financiers  
Banque de développement du Canada  
Banque du Canada  
Banque nationale du Canada  
Bell Canada  
BMO Groupe financier  
Caisse de dépôt et placement du Québec  
Énergir  
Hydro-Québec  
Innovation, Sciences et Développement économique Canada  
Intact Corporation Financière  
Investissements PSP  
Manuvie Canada  
Ministère de l'Économie, de la Science et de l'Innovation  
Ministère des finances du Québec  
Mouvement Desjardins  
Power Corporation du Canada  
Rio Tinto  
Ville de Montréal

#### **Partenaires universitaires – Academic Partners**

École de technologie supérieure  
École nationale d'administration publique  
HEC Montréal  
Institut national de la recherche scientifique  
Polytechnique Montréal  
Université Concordia  
Université de Montréal  
Université de Sherbrooke  
Université du Québec  
Université du Québec à Montréal  
Université Laval  
Université McGill

Le CIRANO collabore avec de nombreux centres et chaires de recherche universitaires dont on peut consulter la liste sur son site web. *CIRANO collaborates with many centers and university research chairs; list available on its website.*

© Septembre 2020. Benoit Dostie, Geneviève Dufour, Raquel Fonseca, Étienne Lalé. Tous droits réservés. *All rights reserved.* Reproduction partielle permise avec citation du document source, incluant la notice ©. *Short sections may be quoted without explicit permission, if full credit, including © notice, is given to the source.*

Les idées et les opinions émises dans cette publication sont sous l'unique responsabilité des auteurs et ne représentent pas nécessairement les positions du CIRANO ou de ses partenaires. *The observations and viewpoints expressed in this publication are the sole responsibility of the authors; they do not necessarily represent the positions of CIRANO or its partners.*

# Évolution séculaire du profil des salaires en fonction de l'âge : Québec, Canada et États-Unis \*

*Benoit Dostie* †, *Geneviève Dufour* ‡, *Raquel Fonseca* §, *Étienne Lalé* \*\*

## Résumé

Plusieurs études mettent en évidence un aplanissement du profil des salaires en fonction de l'âge aux États-Unis et au Canada chez les cohortes récentes. Autrement dit, ces dernières connaîtraient une moindre progression des salaires avec l'âge lorsqu'on les compare aux cohortes précédentes. Les implications de ce phénomène sont multiples, affectant par exemple les inégalités salariales mesurées dans les données transversales ainsi que celles de revenu de long terme entre générations. Dans cette étude, nous utilisons les données de l'Enquête sur la population active (EPA) au Canada et du *Current Population Survey* (CPS) aux États-Unis pour dresser un état des lieux et vérifier si le phénomène d'aplanissement du profil des salaires affecte les cohortes les plus récentes. Nous interprétons ensuite les résultats au prisme de la théorie du capital humain qui nous permet de relier le profil des salaires selon l'âge aux différences individuelles qui préexistent à l'entrée sur le marché du travail au sein des cohortes et entre les cohortes.

**Mots-clés :** Inégalités, Cycles de vie, Vieillesse, Capital humain

---

\* Nous remercions Ghyslain Laurendeau pour l'excellent travail d'assistance de recherche qu'il a effectué pour cette étude. Les analyses contenues dans ce texte ont été réalisées au Centre interuniversitaire québécois de statistiques sociales (CIQSS), membre du Réseau canadien des Centres de données de recherche (RCCDR). Les activités du CIQSS sont rendues possibles grâce à l'appui financier du Conseil de recherche en sciences humaines (CRSH), des Instituts de recherche en santé du Canada (IRSC), de la Fondation canadienne pour l'innovation (FCI), de Statistique Canada, des Fonds de recherche du Québec ainsi que de l'ensemble des universités québécoises qui participent à leur financement. Les idées exprimées dans ce texte sont celles des auteurs et pas nécessairement celles du RCCDR, du CIQSS ou de leurs partenaires.

† HEC Montréal, CIQSS, CIRANO

‡ CIRANO

§ ESG-UQAM, CREEi, CRIUGM, CRREP, CIRANO, RAND Corporation

\*\* ESG-UQAM, CIRANO

## Sommaire

Plusieurs études empiriques mettent en évidence un phénomène d'aplanissement du profil des salaires en fonction de l'âge pour les cohortes récentes aux États-Unis. Autrement dit, le salaire progresse moins rapidement avec l'âge pour les travailleurs entrés plus récemment sur le marché du travail. Ce phénomène a de multiples implications : il affecte par exemple le degré d'inégalités salariales intergénérationnelles, le taux de participation au marché du travail, ou encore le taux d'épargne des ménages. Dans les données canadiennes, le phénomène d'aplanissement du profil des salaires semble également présent. Toutefois, les dernières études sur ce sujet datent du début des années 2000. L'objectif principal de cette recherche est donc d'actualiser dans un premier temps les travaux antérieurs consacrés à l'aplanissement du profil de salaires au Canada en utilisant des données permettant d'étudier les cohortes entrées sur le marché du travail entre 1970 et 2015. Une étude parallèle des données américaines permet de mettre en perspective les résultats obtenus pour le Canada. Dans un second temps, ce projet mobilise les théories du capital humain afin d'interpréter l'évolution du profil des salaires selon l'âge. Ces théories permettent notamment d'étudier la nature des inégalités de salaires qui émergent au sein d'une cohorte durant le cycle de vie professionnelle ; elles permettent de relier ces inégalités salariales aux différences entre individus qui préexistent à l'entrée sur le marché du travail.

Les principaux articles consacrés au phénomène d'aplanissement du profil des salaires sont ceux de Beaudry et Green (2000) pour le Canada, et ceux de Guvenen et Kuruscu (2010), Kambourov et Manovskii (2009a, 2009b), Jeong, Kim et Manovskii (2015), Kong Ravikumar et Vadenbroucke (2018), et Hendricks (2018) pour les États-Unis. En plus des travaux portant sur le Canada et les États-Unis, une étude du phénomène d'aplanissement du profil des salaires dans un contexte international a été réalisée par Lagakos, Moll, Porzio, Qian et Schoellman (2018).

Les explications de l'aplanissement du profil des salaires mises en avant dans la littérature font intervenir de multiples facteurs tels que, par exemple, des transformations du processus d'accumulation du capital humain, des changements dans les rendements liés à l'expérience et la rémunération des compétences individuelles, ou encore une évolution de la mobilité professionnelle et de la composition démographique de la main d'œuvre.

Nous utilisons les données de l'Enquête sur la population active pour le Canada et les données du *Current Population Survey* pour les États-Unis. Nos données proviennent des enquêtes de 1997 à 2018. Notre échantillon principal comprend les travailleurs salariés âgés de 25 à 60 ans qui effectuent au moins 30 heures de travail hebdomadaire. Nous étudions 10 cohortes regroupant chacune les individus qui entrent sur le marché du travail au cours d'une même période d'une durée de 5 années. Ainsi, nous étudions les cohortes entrées sur le marché du travail en 1970, 1975, etc. jusqu'en 2015. Pour chaque cohorte, nous distinguons de plus les hommes et les femmes titulaires ou non d'un diplôme de niveau universitaire.

Les statistiques descriptives semblent montrer un aplanissement des profils de salaires pour les cohortes entrées plus récemment sur le marché du travail, à la fois au Canada dans son ensemble et au Québec en particulier. Ce phénomène s'accompagne d'un salaire d'entrée plus élevé pour les cohortes les plus récentes. Aux États-Unis, si on assiste bien à un aplanissement du profil des salaires parmi les cohortes plus anciennes, il semble en revanche que ce phénomène ne se confirme pas pour les cohortes plus récentes. De plus, il ne semble pas y avoir de hausse du salaire à l'entrée pour les cohortes plus récentes.

Les résultats économétriques confirment l'aplanissement du profil de salaires pour les travailleurs canadiens. Ce résultat vaut à la fois pour les hommes et les femmes titulaires ou non d'un diplôme de niveau universitaire. Si l'aplanissement du profil des salaires aux États-Unis est difficile à détecter par l'analyse descriptive, il se confirme en revanche lorsqu'on procède à l'analyse par régression économétrique.

Au Québec, le phénomène d'aplanissement du profil de salaires est inégal entre les hommes et les femmes : le profil des salaires s'aplanit pour les femmes mais change assez peu pour les hommes. Plus précisément, le profil des salaires s'aplanit pour les hommes titulaires d'un diplôme d'études secondaires, mais pas pour ceux qui ont effectué des études universitaires.

Pour interpréter ces résultats, nous utilisons un modèle théorique inspiré directement des travaux de Ben-Porath (1967) et développé par la suite par Huggett, Ventura et Yaron (2006, 2011). Ce modèle décrit les décisions d'investissement en capital humain effectuées tout au long du cycle de vie professionnelle.

Nous utilisons les résultats de l'analyse économétrique pour calibrer le modèle. En particulier, nous montrons que ce modèle est capable de bien expliquer les régularités empiriques concernant le salaire moyen, la dispersion du salaire et les asymétries de distribution des salaires qui émergent durant le cycle de vie professionnelle des cohortes étudiées. Prenant appui sur cette bonne performance empirique du modèle de capital humain, nous dégageons trois résultats principaux :

- Les distributions du niveau de capital humain à l'entrée sur le marché du travail et des habiletés individuelles sont relativement stables dans le temps.
- Le niveau moyen d'habileté individuelle conditionnelle au capital humain initial (qui peut être vu comme le produit de la scolarité) ne progresse pas non plus dans le temps.
- Le niveau de capital humain à l'entrée sur le marché du travail est plus élevé parmi les cohortes les plus récentes.

Nous concluons que cette hausse de capital humain initial combinée à une habileté individuelle conditionnelle stable dans le temps permet d'expliquer nos résultats empiriques. En effet, cette dynamique conduit à la fois à une progression du salaire à l'entrée sur le marché du travail et à un aplanissement du profil de salaire selon l'âge. En particulier, notre modèle permet aussi d'écarter que l'évolution du profil des salaires que nous avons documentée serait expliquée par une progression des inégalités antérieures à l'entrée sur le marché du travail.

Notre analyse suggère que l'accès à davantage d'éducation dont ont bénéficié les cohortes entrées sur le marché du travail depuis 1970 s'est fait de manière relativement égalitaire au Canada et au Québec. Partant, ces résultats plaident en faveur du maintien d'un accès égalitaire aux études supérieures, ce qui suppose de continuer de soutenir le financement du système universitaire, de maintenir des frais de scolarité peu élevés, et d'améliorer l'accès au système de prêts et bourses universitaires.

## Table des matières

Résumé.....	1
Mots-clés.....	1
Sommaire.....	2
Table des matières.....	5
Liste des figures.....	7
Liste des tableaux.....	8
1. Introduction.....	9
2. Revue de la littérature.....	11
2.1. Aux États-Unis.....	11
2.2. Ailleurs dans le monde.....	13
2.3. Au Canada.....	14
2.4. Synthèse des explications.....	15
3. Données et définitions.....	16
3.1. Données canadiennes : L'Enquête sur la population active.....	17
3.2. États-Unis : Le <i>Current Population Survey</i> (CPS).....	18
4. Résultats empiriques.....	19
4.1. Profils des gains salariaux selon l'âge : primes de compétences et inégalités.....	19
4.2. Évolution de l'augmentation des salaires par cohorte.....	23
4.3. Analyse économétrique.....	30
5. Résumé des résultats et hypothèses.....	34
6. Le modèle.....	36
6.1. Description du modèle.....	36
6.2. Estimation/calibration et validation du modèle.....	39
6.3. Résultats numériques.....	41

7. Conclusion .....	49
Bibliographie.....	51
ANNEXE.....	54
A. Données et définitions des variables.....	54
B. Inégalités par cohorte et éducation.....	55
C. Tableaux de régressions .....	57
D. Annexe du modèle .....	60

## Liste des figures

Figure 1 : Comparaison du revenu hebdomadaire des hommes et des femmes titulaire d'un diplôme d'études secondaires (panel du haut) et d'un diplôme d'études universitaires (panel du bas), Canada .....	25
Figure 2 : Comparaisons des revenus hebdomadaires des hommes (panel du haut) et des femmes (panel du bas) titulaires d'un diplôme d'études secondaires au Québec et dans l'ensemble du Canada .....	26
Figure 3 : Comparaisons des revenus hebdomadaires des hommes (panel du haut) et de femmes (panel du bas) titulaires d'un diplôme d'études universitaires au Québec et dans l'ensemble du Canada .....	27
Figure 4 : Comparaisons des revenus hebdomadaires des hommes et des femmes titulaires d'un diplôme d'études secondaires (panel du haut) et d'un diplôme d'études universitaires (panel du bas) aux États-Unis.....	29
Figure 5 : Distribution du capital humain initial et de l'habileté individuelle, Québec .....	44
Figure 6 : Distribution du capital humain initial et de l'habileté individuelle, Canada .....	45
Figure 7 : Distribution du capital humain initial et de l'habileté individuelle, États-Unis.....	46
Figure D1 : Moments prédits et moments empiriques pour la cohorte 1970 .....	62
Figure D2 : Moments prédits et moments empiriques pour la cohorte 1975 .....	63
Figure D3 : Moments prédits et moments empiriques pour la cohorte 1980 .....	64
Figure D4 : Moments prédits et moments empiriques pour la cohorte 1985 .....	65
Figure D5 : Moments prédits et moments empiriques pour la cohorte 1990 .....	66
Figure D6 : Moments prédits et moments empiriques pour la cohorte 1995 .....	67
Figure D7 : Moments prédits et moments empiriques pour la cohorte 2000 .....	68
Figure D8 : Moments prédits et moments empiriques pour la cohorte 2005 .....	69
Figure D9 : Moments prédits et moments empiriques pour la cohorte 2010 .....	70
Figure D10 : Moments prédits et moments empiriques pour la cohorte 2015.....	71

## Liste des tableaux

Tableau 1 : Primes des compétences relatives par cohorte, âge et sexe .....	22
Tableau 2 : Inégalités par cohortes.....	23
Tableau 3 : Résultats des régressions pour l'échantillon des salaires du cycle de vie entre 25 et 60 ans.....	32
Tableau 4 : Résultats des régressions pour l'échantillon des salaires du cycle de vie entre 25 et 55 ans.....	33
Tableau 5 : Résultats des régressions pour l'échantillon des salaires du cycle de vie entre 25 et 65 ans.....	33
Tableau 6 : Décomposition de la variance des revenus le long du cycle de vie : Rôle des différences d'habileté qui préexistent à l'entrée sur le marché du travail.....	48
Tableau D1 : Valeur des paramètres du modèle .....	60
Tableau D2 : Écart moyen entre les moments prédits et les moments empiriques .....	61

## 1. Introduction

Plusieurs études empiriques mettent en évidence un aplanissement du profil des salaires en fonction de l'âge aux États-Unis et au Canada au cours des dernières décennies : comparées aux cohortes plus anciennes, les cohortes récentes connaissent une moindre progression du salaire avec l'âge. Les implications de ce phénomène sont nombreuses. En effet, il affecte le degré d'inégalités salariales mesurées dans les données transversales ainsi que les inégalités intergénérationnelles de revenu de long terme. Au-delà de l'effet sur les distributions de revenu, l'aplanissement du profil des salaires modifie les taux de participation au marché du travail (Elsby et Shapiro, 2012) et le taux d'épargne des ménages (Song et Yang, 2012).<sup>2</sup>

Afin de rendre compte de ce phénomène, plusieurs explications ont été mises en avant. Ces explications font intervenir de multiples facteurs tels que des transformations du processus d'accumulation du capital humain, des rendements liés à l'expérience et de la rémunération des compétences individuelles, ou encore une évolution de la mobilité professionnelle et de la composition démographique de la main d'œuvre.

Ainsi, Kambourov et Manovskii (2009a, 2009b) établissent un lien de causalité entre changement du profil des salaires et mobilité professionnelle : dans un environnement dans lequel les compétences individuelles se déprécient plus rapidement, les individus sont plus mobiles et les inégalités salariales plus fortes. Plus précisément, les auteurs montrent comment la dépréciation du rendement des compétences (ou de l'expérience) modifie à la fois le profil des revenus dans les données transversales et les profils de revenu intergénérationnel. Guvenen et Kuruscu (2010) et Kong, Ravikumar et Vandenbroucke (2018) avancent quant à eux une explication basée sur des changements dans la composition de la main-d'œuvre provoquée par la hausse générale du niveau d'éducation. Dans ce contexte, les auteurs montrent qu'une hausse du taux de rémunération des compétences peut conduire simultanément à une progression du salaire à l'entrée sur le marché du travail suivie d'une progression salariale plus faible au cours du cycle de vie professionnelle.

---

<sup>2</sup> Song et Yang (2012) montrent qu'un aplanissement du profil de salaire conduit à un aplanissement du profil des taux d'épargne en fonction de l'âge.

Ces résultats permettent de poser un premier jalon : ils soulignent l'importance d'étudier à la fois l'évolution du profil des salaires selon l'âge et l'évolution du salaire à l'entrée sur le marché du travail. Ces résultats permettent aussi d'évoquer une faiblesse de la littérature empirique. En effet, cette littérature présente des messages contradictoires s'agissant de la dynamique du salaire à l'entrée sur le marché du travail. Par exemple, Hendricks (2018) montre que ce salaire diminue ou augmente dans le temps selon qu'on le calcule en utilisant une régression du type âge-temps ou une régression du type âge-cohorte. À tout le moins, ces contradictions appellent un réexamen plus systématique de l'évolution du profil des salaires selon l'âge.

Le premier objectif de notre étude est de dresser un état des lieux quant à l'aplanissement du profil des salaires selon l'âge. Pour le Canada, la dernière étude d'ampleur de ce phénomène est celle de Beaudry et Green (2000). Outre une comparaison systématique du Canada dans son ensemble, du Québec en particulier et des États-Unis, nous souhaitons vérifier si le phénomène affecte également les cohortes plus récentes qui ne figuraient pas dans l'étude de Beaudry et Green (2020). Pour ce faire, nous utilisons les données de l'Enquête sur la population active (EPA) au Canada et du *Current Population Survey* (CPS) aux États-Unis. Nous étudions les profils de salaires de 10 cohortes successives en séparant dans l'analyse les hommes et les femmes et en distinguant deux niveaux d'éducation, à savoir les études secondaires et le niveau universitaire.

Dans un second temps, l'objectif de l'étude est d'interpréter les résultats à la lumière de la théorie du capital humain. Celle-ci nous permet de relier le profil des salaires selon l'âge aux différences individuelles qui préexistent à l'entrée sur le marché du travail au sein des cohortes et entre les cohortes. Plus précisément, nous calibrons un modèle d'investissement en capital humain qui nous permet de calculer les paramètres « structurels » qui déterminent le profil des salaires des cohortes de notre étude. Nous utilisons ces résultats pour départager plusieurs explications possibles de l'évolution du profil des salaires selon l'âge. Bien que le modèle ne permette pas d'effectuer des simulations de politique économique, il offre des enseignements quant aux dispositifs qui sont le plus à même de modifier le profil des salaires observés dans les données.

Nos résultats empiriques montrent que le profil des salaires selon l'âge tend à s'aplanir, et que le salaire moyen d'entrée dans le marché du travail pour les cohortes les plus récentes augmente. Notre modèle permet d'écarter le scénario dit de « renforcement de la corrélation entre capital

humain initial et habileté individuelle ». Selon ce scénario, l'évolution du profil des salaires que nous avons documentée serait expliquée par une progression des inégalités antérieures à l'entrée sur le marché du travail. Au contraire, le modèle favorise le scénario que nous appelons « diffusion moyenne du capital humain initial ». Partant, l'analyse suggère que l'accès à davantage d'éducation dont ont bénéficié les cohortes entrées sur le marché du travail depuis 1970 s'est fait de manière relativement égalitaire au Canada et au Québec.

## 2. Revue de la littérature

Dans cette section, nous décrivons la littérature consacrée à l'évolution du profil des salaires selon l'âge. Nous commençons par les études qui concernent les États-Unis, poursuivons avec celles portant sur le reste du monde, puis nous nous penchons plus spécifiquement sur le cas du Canada. Enfin, nous proposons une synthèse des explications qui ont été avancées pour rendre compte de l'aplanissement de la courbe du profil des salaires.

### 2.1. Aux États-Unis

Les travaux de Katz et Murphy (1992) constituent une référence importante sur l'étude de l'évolution des profils de salaire aux États-Unis. Les auteurs comparent la structure des salaires des travailleurs titulaires d'un diplôme universitaire à celle des travailleurs sans formation universitaire au cours de la période 1963-1987. Ils attribuent les variations du ratio entre le salaire moyen des plus éduqués et celui des moins éduqués (*college wage premium*) à l'entrée sur le marché du travail de travailleurs qualifiés en plus grands nombres.

Par la suite, plusieurs études se sont intéressées au phénomène d'aplanissement du profil des salaires durant la période 1960-2000. Kambourov et Manovskii (2009a, 2009b) relient ce phénomène à l'augmentation des inégalités en données transversales et à la hausse de la mobilité professionnelle. Dans leur modèle, les individus accumulent du capital humain spécifique à une profession et détruisent ce capital humain en changeant de profession. Une progression de la

mobilité des travailleurs entre professions s'accompagne alors d'une plus forte dispersion des salaires en données transversales ainsi qu'au sein des cohortes.

Guvenen et Kuruscu (2010) proposent une analyse de l'évolution de la distribution des salaires aux États-Unis de 1970 à 2000 des travailleurs à temps plein âgés de 20 à 65 ans. Pour ce faire, ils développent un modèle reliant les salaires à la force brute de travail (santé et force de travail) et le capital humain accumulé des travailleurs (connaissances, habiletés, etc.). S'agissant du profil du salaire en fonction de l'âge, leur modèle prédit une augmentation rapide en début de carrière, une stabilisation en milieu et un déclin en fin de carrière.

Jeong, Kim et Manovskii (2015) mettent l'accent sur les changements démographiques des quatre dernières décennies aux États-Unis pour expliquer l'aplanissement du profil de salaire selon l'âge pour les cohortes plus récentes. Selon les auteurs, c'est l'entrée des baby-boomers et l'augmentation du nombre de femmes présentes sur le marché du travail qui provoquent des changements dans le rendement de l'expérience. Ils montrent que le phénomène d'aplanissement du profil de salaire est présent dans les données du *Panel Study of Income Dynamics* (PSID).

Ravikumar et Vanderbroucke (2017) comparent la croissance du salaire des travailleurs âgés entre 20 et 39 ans et celle des travailleurs âgés entre 40 et 59 ans. Ils montrent que, pour la cohorte de 1940, les salaires sont multipliés par 2,22 entre les deux tranches d'âge pour les titulaires d'un diplôme d'études secondaires, et par 2,52 pour ceux détenant un diplôme d'études universitaires. Pour la cohorte de 1980, les chiffres correspondants sont respectivement de 1,31 et 1,84. L'aplanissement de la courbe des profils des salaires serait imputable à un niveau d'éducation de la main-d'œuvre plus élevée et à une plus forte valorisation des compétences (par rapport à la valorisation de l'expérience) pour les cohortes récentes.

Avec une méthodologie différente de celle utilisée par Ravikumar et Vanderbroucke (2017), Kong, Ravikumar et Vandebroucke (2018) étudient les différences entre les profils salariaux liés au cycle de vie pour les cohortes entrées sur le marché du travail en 1940 et en 1980 aux États-Unis. Ils montrent que le profil des salaires s'aplanit pour les cohortes les plus récentes : la pente diminue de 34 % entre la cohorte de 1940 et celle de 1980. Ainsi, les travailleurs entrés sur le marché du

travail en 1940 munis d'un diplôme universitaire voyaient leurs revenus quadrupler entre 25 et 55 ans, tandis que ceux qui entrent sur le marché du travail en 1980 voient leur salaire augmenter seulement d'un facteur de 2,6. Les auteurs trouvent des résultats similaires pour les travailleurs qui en sont restés aux études secondaires, avec des multiplicateurs respectifs de 3,6 et 3,5 en 1940 et 1980.

Enfin, dans son étude de l'aplanissement du profil des salaires, Hendricks (2018) montre qu'il est important de distinguer changements longitudinaux et changements en coupe transversale. En effet, les changements longitudinaux dans les rendements de l'expérience reflètent une croissance des salaires qui varie dans le temps à mesure qu'une cohorte avance en âge. Quant aux changements des rendements de l'expérience dans les données en coupe transversale, ils reflètent l'évolution dans le temps des caractéristiques spécifiques à chaque cohorte.

## 2.2. Ailleurs dans le monde

Dans les données européennes, la situation est plus ambivalente. Rosolia et Torrini (2016) étudient les données italiennes au cours de la période 1974-2014. Ils observent une baisse du salaire d'entrée à partir du milieu des années 1990 pour les cohortes les plus récentes par rapport aux cohortes plus anciennes. Cette baisse s'accompagne d'une plus grande dispersion des taux de croissance du salaire des cohortes récentes. Les auteurs attribuent cette dispersion des salaires à une plus grande hétérogénéité des travailleurs et à davantage de revenus de travail temporaires. Selon eux, ces changements résultent des réformes institutionnelles du marché du travail ayant amené plus de flexibilité à partir du début de la décennie 1990. De leur côté, Fitzenberg, McCurdy et Schnabel (2001) comparent différentes cohortes en Allemagne et montrent que la structure des salaires est très stable. Ainsi, dans les données allemandes, le phénomène d'aplanissement du profil des salaires est sinon absent, du moins plus difficile à discerner.

Au Royaume-Uni, Grosling, Machin et Meghir (2000) observent une forte augmentation de la dispersion de la distribution des salaires entre la fin des années 1970 et le milieu des années 1990 chez les hommes. Selon les auteurs, cet accroissement des inégalités serait dû à l'augmentation des différentiels d'éducation (différences de processus d'acquisition de capital humain suivant les

générations) et à un ralentissement du taux de croissance du salaire d'entrée médian pour les cohortes entrées plus récemment sur le marché du travail.

Card et Lemieux (2001) comparent les différences de salaires entre les diplômés du secondaire et les titulaires d'un diplôme universitaire pour des cohortes successives sur la période 1974 - 1996 pour le Royaume-Uni, 1959 - 1996 pour les États-Unis, et 1980 - 1995 pour le Canada. Ils soulignent la forte tendance à la hausse de l'écart des salaires lié au rendement du diplôme. Cette augmentation est due principalement aux différences de salaires à l'entrée entre les diplômés universitaires et secondaires parmi les jeunes travailleurs ; le même écart pour les travailleurs plus âgés demeure presque constant dans les trois pays de leur étude. Pour interpréter les résultats, les auteurs utilisent un modèle théorique dans lequel les travailleurs plus ou moins âgés au sein de chaque niveau d'éducation sont imparfaitement substituables entre eux. Ce modèle leur permet de conclure que l'augmentation des inégalités s'explique essentiellement par un effet « demande », à savoir une demande soutenue pour les compétences universitaires. Remarquons que, dans leur étude, Card et Lemieux (2001) trouvent que l'augmentation du rendement de l'éducation est plus élevée aux États-Unis et au Royaume-Uni qu'elle ne l'est au Canada. Beaudry, Green et Sand (2016) constatent quant à eux que la demande pour les compétences universitaires semble avoir diminué au cours de la période récente aux États-Unis. En effet, en utilisant les données du *Current Population Survey* sur la période 1979-2013, ils observent une diminution de cette demande dès le début des années 2000. Cette diminution s'intensifie avec la grande récession de 2009.

Enfin, dans une série d'études basées sur des comparaisons internationales, Lagakos, Moll, Porzio, Qian et Schoellman (2018) constatent que le phénomène d'aplanissement du profil salarial selon l'âge ou l'expérience est plus prononcé dans les pays pauvres que dans les pays riches. Ils expliquent cette différence par le fait que l'accumulation de capital humain serait moins importante dans les pays moins développés.

### 2.3. Au Canada

Les résultats pour le Canada proviennent principalement de l'étude de Beaudry et Green (2000). Les auteurs cherchent à déterminer si les inégalités de salaire sont plus élevées parmi les cohortes

entrées sur le marché du travail récemment (ce qui correspond dans leur étude à la cohorte de 1990) par rapport aux cohortes précédentes. Pour ce faire, ils utilisent les données de l'enquête sur les finances des consommateurs (EFC). Ils montrent que différentes cohortes suivent des profils salariaux différents à mesure qu'elles avancent en âge, et les différences sont plus importantes pour les hommes titulaires d'un diplôme universitaire que pour ceux qui détiennent un diplôme du secondaire. Pour les femmes, en revanche, il ne semble pas y avoir de changement significatif dans l'évolution du profil des salaires selon l'âge.

Tout comme Baker et Solon (2003) et Autor et Dorn (2013) pour les États-Unis, Beaudry et Green (2000) ne trouvent pas d'augmentation de l'écart de salaire au sein des cohortes récentes. Beaudry et Green (2000) avancent de plus que la baisse du profil des salaires des cohortes récentes provient d'une baisse de salaire moyen pour l'ensemble de la cohorte, et non d'une augmentation des écarts de salaire au sein de la cohorte.

Beach et Finnie (2004) ont reproduit et généralisé les résultats de Beaudry et Green (2000) avec la base de données administratives longitudinales (DAL) de 1982 à 1999 pour la population âgée de 20 à 64 ans. Bien que les auteurs utilisent une méthodologie différente, leurs résultats confirment ceux de Beaudry et Green (2000) s'agissant de l'aplanissement du profil des salaires pour les cohortes de travailleurs entrés sur le marché du travail dans les années 1980 et 1990. Ils remarquent cependant que la tendance s'inverse pour les cohortes plus récentes de leur étude (1990-1994). Chez ces cohortes, il y a une augmentation plus marquée du profil de salaire (c'est-à-dire de la pente de la courbe) qui suggère une progression plus importante de la valeur (ou taux de rémunération) de l'expérience. Beach et Finnie (2004) concluent que la cohorte d'entrée sur le marché du travail joue un rôle prépondérant sur les revenus perçus tout au long du cycle de vie professionnelle.

#### 2.4. Synthèse des explications

Le phénomène d'aplanissement de la courbe des salaires en fonction de l'âge observé notamment aux États-Unis peut être relié à différents facteurs. En effet, les études montrent que les changements dans les rendements de l'expérience peuvent s'expliquer par des transformations du

processus d'accumulation du capital humain (Lagakos, Moll, Porzio, Qian et Schoellman (2018)) ; des transformations de la rémunération des compétences individuelles et une évolution de la mobilité professionnelle (Kambourov et Manovskii (2009a, 2009b)) ; des réformes du marché du travail (Rosolia et Torrini (2016)) ; ou encore de changements majeurs dans la composition démographique de la main-d'œuvre (Guvenen et Kuruscu (2010), Jeong, kim et Manovskii (2015), Kong, Ravikumar et Vandenbroucke (2018)). Ce dernier point apparaît comme l'une des explications les plus souvent mises en avant pour expliquer la dynamique du profil des salaires.

Les transformations et les innovations technologiques jouent un rôle prépondérant dans ces évolutions. Ainsi, Autor et Dorn (2013) montrent que la forte progression des inégalités salariales aux États-Unis depuis 1980 est en grande partie due au changement technologique, et réfutent par là-même l'idée selon laquelle cette progression serait temporaire. Baker et Solon (2003) parviennent à la même conclusion : ils expliquent que les innovations technologiques éliminent graduellement les tâches routinières, ce qui a pour effet de diminuer la demande pour les travailleurs non qualifiés. Cette baisse de la demande est renforcée par la diminution du prix des technologies innovantes. En revanche, pour Beaudry et Green (2000), cette explication n'est pas forcément pertinente pour comprendre les données canadiennes. En effet, les auteurs ne trouvent pas d'augmentation des écarts des salaires au sein des cohortes – augmentation qui serait cohérente avec une explication de type « changement technologique » de la dynamique des salaires.

### **3. Données et définitions**

Dans cette section, nous présentons les sources de données utilisées pour nos statistiques descriptives, nos analyses empiriques et les simulations de notre modèle. Pour le Canada et les États-Unis, les microdonnées que nous utilisons proviennent respectivement de l'Enquête sur la population active (EPA) et du *Current Population Survey* (CPS). Dans les deux cas, il s'agit des données d'enquêtes réalisées entre 1997 et 2018. Ainsi, avec les données de l'EPA, nous calculons les profils salariaux selon l'âge au Canada et au Québec en distinguant les cohortes de travailleurs en fonction de leur année d'entrée sur le marché du travail. Nous distinguons également les cohortes

en fonction de certaines caractéristiques sociodémographiques des travailleurs, à savoir le sexe et le niveau d'éducation. Des informations supplémentaires sur nos données sont présentées dans l'annexe A.

### 3.1. Données canadiennes : L'Enquête sur la population active

L'EPA a été menée pour la première fois en novembre 1945. L'enquête a subi plusieurs transformations depuis cette date. Elle acquiert le format qui, pour l'essentiel, est encore le sien aujourd'hui à l'occasion du remaniement intervenu en 1976. De nouvelles modifications ont été apportées au questionnaire de l'EPA entre septembre 1996 et janvier 1997. Ces modifications ont permis l'introduction de nouvelles variables portant sur les revenus horaires et hebdomadaires des individus échantillonnés. Puisque notre analyse repose sur l'exploitation de ces variables, nous utilisons les données de l'EPA à partir de 1997 jusqu'à 2018.

Nous utilisons le revenu hebdomadaire tel que le définit Statistique Canada, ce qui inclut les pourboires et les commissions, et exclut le paiement des heures supplémentaires.<sup>3</sup> Les valeurs sont calculées avant impôts et autres déductions. Les montants sont ramenés en dollars de 2016 en utilisant l'indice de prix de Statistique Canada.<sup>4</sup>

Dans notre analyse principale, nous restreignons l'échantillon aux travailleurs âgés de 25 à 60 ans, soit la période durant laquelle les individus sont généralement actifs sur le marché du travail.<sup>5</sup> Nous nous intéressons aux individus qui disposent d'un emploi salarié au moment de l'enquête et qui travaillent au moins 30 heures par semaine.

---

<sup>3</sup> On peut construire différentes variables de revenus à partir des données de l'EPA. Nos résultats restent robustes à l'utilisation d'une autre variable de revenu que celle utilisée dans l'analyse principale.

<sup>4</sup> <https://www150.statcan.gc.ca/t1/tbl1/fr/tv.action?pid=1810000413>.

<sup>5</sup> Nos résultats sont robustes à ces restrictions d'échantillons. Ainsi, nous montrons dans l'Annexe C que nos résultats restent sensiblement les mêmes lorsque notre échantillon est limité aux individus âgés de 25 à 55 ans ou lorsque nous étendons l'échantillon pour y inclure tous les individus ayant entre 25 à 65 ans.

Nous définissons 10 cohortes regroupant les individus qui sont entrés au cours d'une même période sur le marché du travail. Nous identifions l'année d'entrée sur le marché du travail en supposant que celle-ci s'effectue lorsque l'individu entre dans sa 25<sup>e</sup> année. En effet, la plupart des individus ont terminé leurs études à ce moment, et le taux de participation au marché du travail, d'abord croissant avec l'âge, se stabilise à partir de 25 ans (Beaudry et Green, 2000). Plus précisément, nous définissons la variable « cohorte » de la manière suivante :

$$\text{cohorte} = \text{année d'enquête} - (\text{âge} - 25 \text{ ans}) \quad (1)$$

Nous effectuons ensuite un groupement par fenêtres de 5 années. Ainsi, nous appelons « cohorte 1970 » le groupe des individus pour lesquels la variable « cohorte » prend les valeurs 1970, 1971, 1972, 1973 ou 1974. La cohorte 1970 désigne donc la cohorte entrée sur le marché du travail entre 1970 et 1974. La première cohorte de notre étude est la cohorte 1970, et la dernière cohorte est celle de 2015. Puisque nos données s'arrêtent en 2018, nous ne disposons que de 3 années pour la cohorte 2015 au lieu de 5 années pour les autres cohortes.

En plus de la période d'entrée sur le marché du travail, nous regroupons les individus en fonction de leur province de résidence (2 catégories : le Canada dans son ensemble et le Québec), du sexe (2 catégories : hommes et femmes) et du niveau d'éducation (2 catégories : les individus qui n'ont pas été au-delà des études secondaires et ceux qui étudié à l'université). En croisant ces différents critères, on obtient 8 sous-catégories pour chaque cohorte.

### 3.2. États-Unis : Le *Current Population Survey* (CPS)

Le CPS est une enquête administrée conjointement par le *Census Bureau* et le *U.S. Bureau of Labor Statistics*. Le CPS est la principale source d'information statistique à propos du marché du travail américain. Les données du CPS que nous utilisons proviennent du supplément annuel démographique de l'enquête (parfois appelé supplément du mois de Mars du CPS). Les données du CPS que nous utilisons correspondent à la période 1997-2018.

Nous calculons les revenus hebdomadaires du travail en multipliant le nombre d'heures hebdomadaires habituellement travaillées par le salaire horaire. Les revenus ainsi calculés correspondent aux revenus avant impôts et autres déductions. Nous utilisons l'indice de prix du *Bureau of Labor Statistics* pour exprimer ces revenus en dollars américains de 2016.<sup>6</sup>

Notre définition des cohortes d'entrée sur le marché du travail est identique à celle utilisée dans le traitement des données canadiennes. Le regroupement des individus selon le niveau d'éducation s'effectue aussi selon deux catégories : les individus dont le diplôme le plus élevé est un diplôme d'études secondaires et ceux qui ont étudié à l'université (cf. Annexe A). Cette définition permet d'obtenir une partition de la population par niveau d'éducation similaire à celle que nous obtenons dans les données canadiennes.

## 4. Résultats empiriques

### 4.1. Profils des gains salariaux selon l'âge : primes de compétences et inégalités

Dans cette section, nous présentons quelques statistiques descriptives relatives à l'évolution des salaires hebdomadaires en fonction de l'âge. Nous centrons cette présentation sur les « primes de compétences », c'est-à-dire les gains moyens en salaire associés à la détention d'un niveau d'études universitaires ( $U$ ) relativement à un niveau d'études secondaires ( $S$ ). Nous comparons les primes de compétences mesurées à différents âges au sein de différentes cohortes.

Afin de présenter les résultats de manière synthétique, nous nous concentrons sur les cohortes 1980 et 1990, et nous comparons les salaires moyens des individus âgés de 30 à 35 ans ( $J$ , indiquant la tranche d'âge plus jeune) à ceux des individus âgés de 50 à 55 ans ( $A$ , indiquant la tranche d'âge plus avancée). Nous présentons différents indicateurs statistiques qui ont été utilisés dans la littérature empirique consacrée aux primes de compétence aux États-Unis. Ces indicateurs (décrits dans les paragraphes suivants) sont définis de la manière suivante :

---

<sup>6</sup> *Bureau of Labor Statistics* : <https://data.bls.gov/pdq/SurveyOutputServlet>.

$$Ind_1 = S_U / S_S \quad \text{où } S_U = \text{Salaires}_{UA} / \text{Salaires}_{UJ} \quad \text{et } S_S = \text{Salaires}_{SA} / \text{Salaires}_{SJ} \quad (2)$$

$$Ind_2 = S_A / S_J \quad \text{où } S_A = \text{Salaires}_{UA} / \text{Salaires}_{SA} \quad \text{et } S_J = \text{Salaires}_{UJ} / \text{Salaires}_{SJ} \quad (3)$$

Le Tableau 1 présente les résultats obtenus pour le Canada dans son ensemble, le Québec et les États-Unis. L'indicateur 1 ( $Ind_1$ ) est le ratio étudié par Katz et Murphy (1992). Le numérateur correspond aux gains associés au cycle de vie, c'est-à-dire à la tranche d'âge plus avancée (les 50-55 ans) par rapport à la tranche d'âge plus jeune (les 30-35 ans), mesurés parmi les individus ayant effectué des études universitaires ( $S_U$ ).

Le dénominateur mesure ces mêmes gains parmi les individus dont le niveau d'étude s'arrête au secondaire ( $S_S$ ).  $Ind_1$  est le ratio entre  $S_U$  et  $S_S$ . La comparaison des cohortes de 1980 et 1990 fait apparaître des différences dans l'espace et selon le sexe. En effet, le ratio  $S_U$  diminue légèrement pour la cohorte 1990 par rapport à la cohorte 1980 pour les hommes au Canada dans son ensemble, mais ce ratio augmente lorsqu'on restreint l'analyse au Québec. Dans le cas des femmes au Québec comme dans le reste du Canada, le ratio  $S_U$  est plus élevé pour la cohorte 1990.

Aux États-Unis, en revanche, le ratio  $S_U$  diminue pour la cohorte 1990 par rapport à la cohorte 1980, tant pour les hommes que pour les femmes. En d'autres termes, la progression du salaire le long du cycle de vie parmi les individus les plus éduqués est plus marquée pour la cohorte 1980 que pour la cohorte 1990. Il en va de même pour les hommes au Canada, mais pas pour les femmes. En ce qui concerne le ratio  $S_S$ , on constate une même évolution pour les hommes et les femmes au Canada dans son ensemble et au Québec, à savoir une progression du ratio pour la cohorte la plus récente. L'évolution est contraire à celle observée aux États-Unis, où le ratio diminue pour la cohorte 1990 par rapport à la cohorte qui la précède. Autrement dit, parmi les individus moins diplômés, la progression du salaire le long du cycle de vie est plus importante pour la cohorte la plus récente tant chez les hommes que chez les femmes au Canada. Le contraire se produit aux États-Unis lorsqu'on compare la cohorte 1990 à celle de 1980.

L'indicateur 2 ( $Ind_2$ ) est celui privilégié par Card et Lemieux (2001) dans leur étude de l'évolution des primes de compétences aux États-Unis. Au numérateur,  $S_A$  mesure les gains associés à des études universitaires, relativement aux études secondaires, parmi les individus d'âge plus avancé.  $S_J$  calcule ces mêmes gains parmi les individus appartenant à la tranche d'âge la plus jeune. Le ratio  $Ind_2$  correspond à  $S_A$  divisé par  $S_J$ . Dans presque tous les cas, on observe une diminution des ratios  $S_A$  et  $S_J$ ; la seule exception concerne les hommes aux États-Unis, puisqu'on observe dans ce cas une légère progression de  $S_J$  entre les cohortes 1980 et 1990. Ainsi, le rendement des diplômes universitaires, mesuré soit en début ou milieu de cycle de vie professionnelle (30-35 ans) ou plus tard dans le cycle de vie (50-55 ans) diminue pour la cohorte 1990 par rapport à la cohorte 1980. Ce constat est vrai au Canada dans son ensemble et au Québec en particulier, ainsi que dans la plupart des cas aux États-Unis.

Par construction, les indicateurs  $Ind_1$  et  $Ind_2$  sont égaux entre eux. Ils sont présentés à la ligne du Tableau 1 intitulée *Indicateurs*. Pour les hommes au Canada et aux États-Unis, ces indicateurs sont en léger recul lorsqu'on compare la cohorte 1990 à la cohorte 1980. Ce résultat indique que le profil de salaire selon l'âge s'aplatit davantage pour les hommes les plus éduqués que pour ceux qui sont restés au niveau des études secondaires. Remarquons que cette évolution ne semble pas vérifiée lorsqu'on restreint l'analyse des données canadiennes au seul cas du Québec. Pour les femmes, qu'il s'agisse du Canada dans son ensemble, du Québec ou des États-Unis, on observe une évolution contraire : entre les cohortes 1980 et 1990, le profil de salaire selon l'âge devient plus pentu pour les femmes les plus éduquées par rapport à celles n'ayant pas plus du niveau d'étude secondaire. Dans la prochaine section, nous mettrons en œuvre une stratégie économétrique permettant de déceler de manière systématique les phénomènes d'aplanissement et de raidissement du profil des salaires.

**Tableau 1 : Primes des compétences relatives par cohorte, âge et sexe**

Cohorte		Homme			Cohorte		Femme		
		Québec	Canada	États-Unis			Québec	Canada	États-Unis
1980	<i>S<sub>U</sub></i>	1,183	1,229	1,526	1980	<i>S<sub>U</sub></i>	1,183	1,155	1,230
	<i>S<sub>S</sub></i>	1,174	1,179	1,242		<i>S<sub>S</sub></i>	1,219	1,202	1,218
	<i>S<sub>A</sub></i>	1,474	1,429	2,208		<i>S<sub>A</sub></i>	1,612	1,591	2,026
	<i>S<sub>J</sub></i>	1,462	1,370	1,797		<i>S<sub>J</sub></i>	1,660	1,656	2,007
	<i>Indicateurs</i>	1,008	1,043	1,229		<i>Indicateurs</i>	0,971	0,961	1,010
1990	<i>S<sub>U</sub></i>	1,244	1,218	1,392	1990	<i>S<sub>U</sub></i>	1,244	1,201	1,224
	<i>S<sub>S</sub></i>	1,208	1,190	1,175		<i>S<sub>S</sub></i>	1,253	1,220	1,198
	<i>S<sub>A</sub></i>	1,449	1,400	2,138		<i>S<sub>A</sub></i>	1,608	1,558	1,998
	<i>S<sub>J</sub></i>	1,407	1,368	1,805		<i>S<sub>J</sub></i>	1,620	1,583	1,956
	<i>Indicateurs</i>	1,030	1,023	1,185		<i>Indicateurs</i>	0,993	0,984	1,022
Écart entre cohorte	<i>S<sub>U</sub></i>	0,060	-0,011	-0,135	Écart entre cohorte	<i>S<sub>U</sub></i>	0,061	0,046	-0,006
	<i>S<sub>S</sub></i>	0,033	0,012	-0,067		<i>S<sub>S</sub></i>	0,035	0,018	-0,020
	<i>S<sub>A</sub></i>	-0,025	-0,029	-0,070		<i>S<sub>A</sub></i>	-0,004	-0,033	-0,028
	<i>S<sub>J</sub></i>	-0,056	-0,002	0,008		<i>S<sub>J</sub></i>	-0,041	-0,073	-0,051
	<i>Indicateurs</i>	0,022	-0,020	-0,045		<i>Indicateurs</i>	0,022	0,023	0,012

**Note :** *S<sub>U</sub>* désigne les gains moyens en salaire associés à la détention d'un niveau d'études universitaires, *S<sub>S</sub>* les gains moyens en salaire associés à un niveau d'études secondaires, *J* désigne la tranche d'âge plus jeune et *A* la tranche d'âge plus avancée.

Le Tableau 2 présente deux indicateurs décrivant la distribution des salaires au sein de chacune des cohortes de notre étude. Le premier indicateur est le coefficient de Gini ; le second est un indicateur d'asymétrie correspondant au ratio entre la moyenne et la médiane des salaires. En moyenne, sur l'ensemble des cohortes, il y a davantage d'inégalités aux États-Unis qu'au Canada, et légèrement plus d'inégalités au Canada dans son ensemble qu'au sein du Québec.

Lorsqu'on compare les cohortes les unes aux autres, on observe que le coefficient de Gini est assez stable dans tous les cas de figure. Ceci n'exclut pas une évolution de la distribution des salaires des différentes cohortes. Ainsi, au Québec et au Canada, il y a une légère progression de l'asymétrie de la distribution, ce qui suggère que les salaires les plus élevés tendent à s'éloigner de ceux du reste de la distribution – les rémunérations les plus élevées sont de plus en plus élevées. Aux États-Unis en revanche, il semble que les distributions de salaire propres à chaque cohorte soient plus stables tant du point de vue du coefficient de Gini que de l'indicateur d'asymétrie.

Dans les tableaux de l'Annexe B, nous présentons les mêmes statistiques en distinguant les cohortes selon le niveau d'étude. Au Canada, au Québec et aux États-Unis, chez les hommes, les deux

indicateurs d'inégalité augmentent pour les cohortes d'individus ayant arrêté leurs études au niveau secondaire.

La situation présentée dans le Tableau 2 est en fait représentative de celle qui prévaut parmi les individus les plus éduqués, lesquels représentent une part de plus en plus importante de chaque cohorte à mesure qu'on s'intéresse aux cohortes les plus récentes. Chez les femmes, les inégalités diminuent dans les cohortes récentes lorsqu'on s'intéresse aux moins éduquées, tandis qu'elles progressent parmi celles qui ont étudié à l'université.

**Tableau 2 : Inégalités par cohortes**

Inégalités par cohorte						
Homme						
Cohorte	Québec		Canada		États-Unis	
	Gini	Asymétrie	Gini	Asymétrie	Gini	Asymétrie
1970	0,22	1,05	0,23	1,06	0,37	1,26
1975	0,22	1,05	0,24	1,06	0,36	1,23
1980	0,23	1,05	0,24	1,06	0,37	1,24
1985	0,22	1,05	0,24	1,06	0,36	1,23
1990	0,22	1,05	0,24	1,06	0,35	1,21
1995	0,22	1,06	0,24	1,07	0,34	1,21
2000	0,22	1,05	0,24	1,07	0,34	1,22
2005	0,21	1,06	0,24	1,09	0,34	1,22
2010	0,22	1,08	0,24	1,09	0,35	1,23
2015	0,22	1,09	0,24	1,10	0,35	1,25
Femme						
Cohorte	Québec		Canada		États-Unis	
	Gini	Asymétrie	Gini	Asymétrie	Gini	Asymétrie
1970	0,21	1,02	0,22	1,02	0,32	1,17
1975	0,21	1,02	0,23	1,04	0,32	1,18
1980	0,22	1,04	0,24	1,06	0,33	1,20
1985	0,22	1,05	0,24	1,06	0,34	1,22
1990	0,21	1,05	0,23	1,06	0,32	1,18
1995	0,21	1,05	0,23	1,07	0,32	1,18
2000	0,20	1,04	0,23	1,06	0,32	1,18
2005	0,20	1,04	0,23	1,07	0,31	1,17
2010	0,20	1,07	0,22	1,08	0,30	1,18
2015	0,20	1,07	0,22	1,09	0,29	1,13

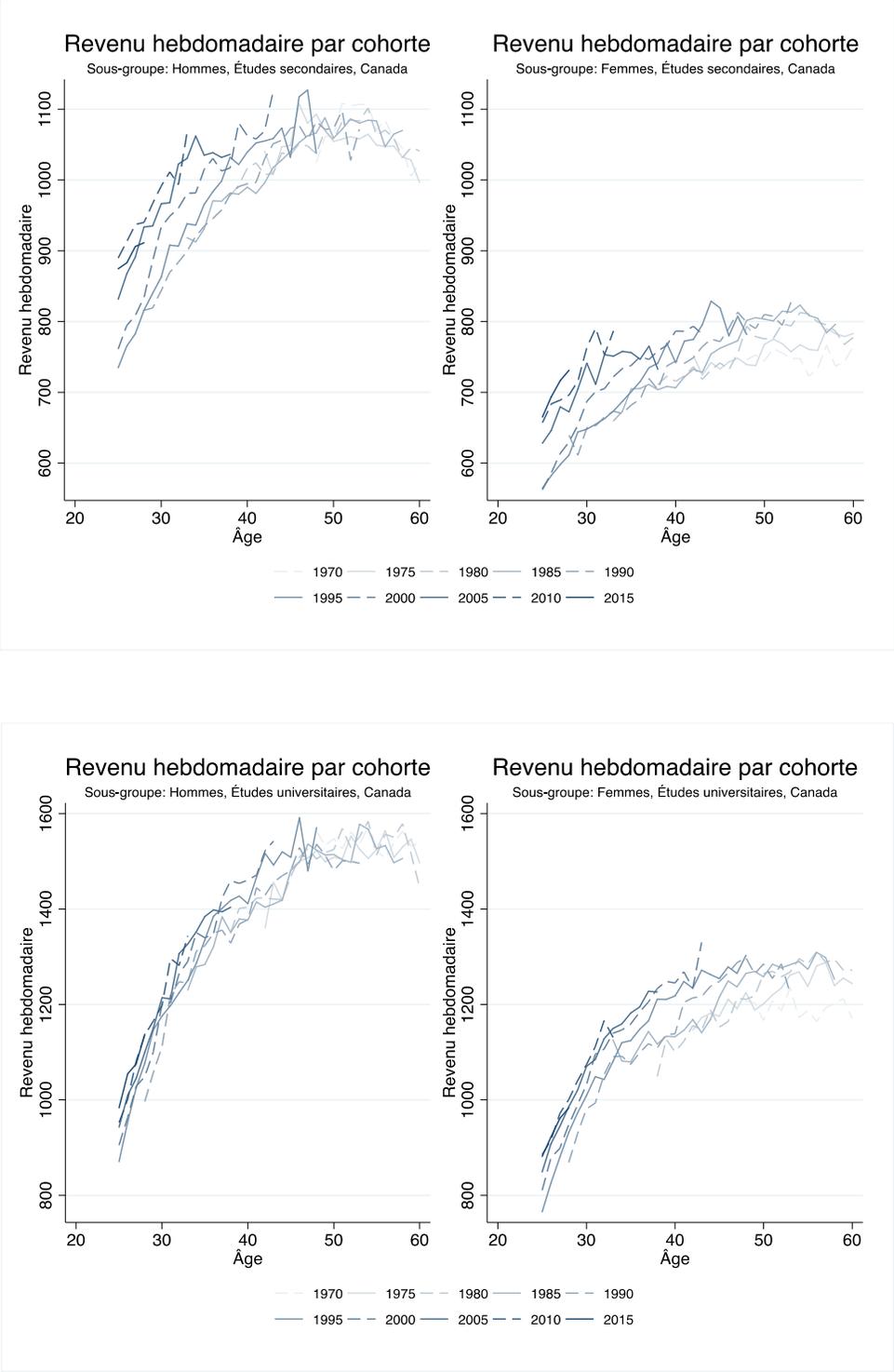
#### 4.2. Évolution de l'augmentation des salaires par cohorte

Dans cette section, nous décrivons brièvement l'évolution des salaires moyens par âge et par cohorte. La Figure 1 montre les données pour le Canada. La première remarque concerne le salaire

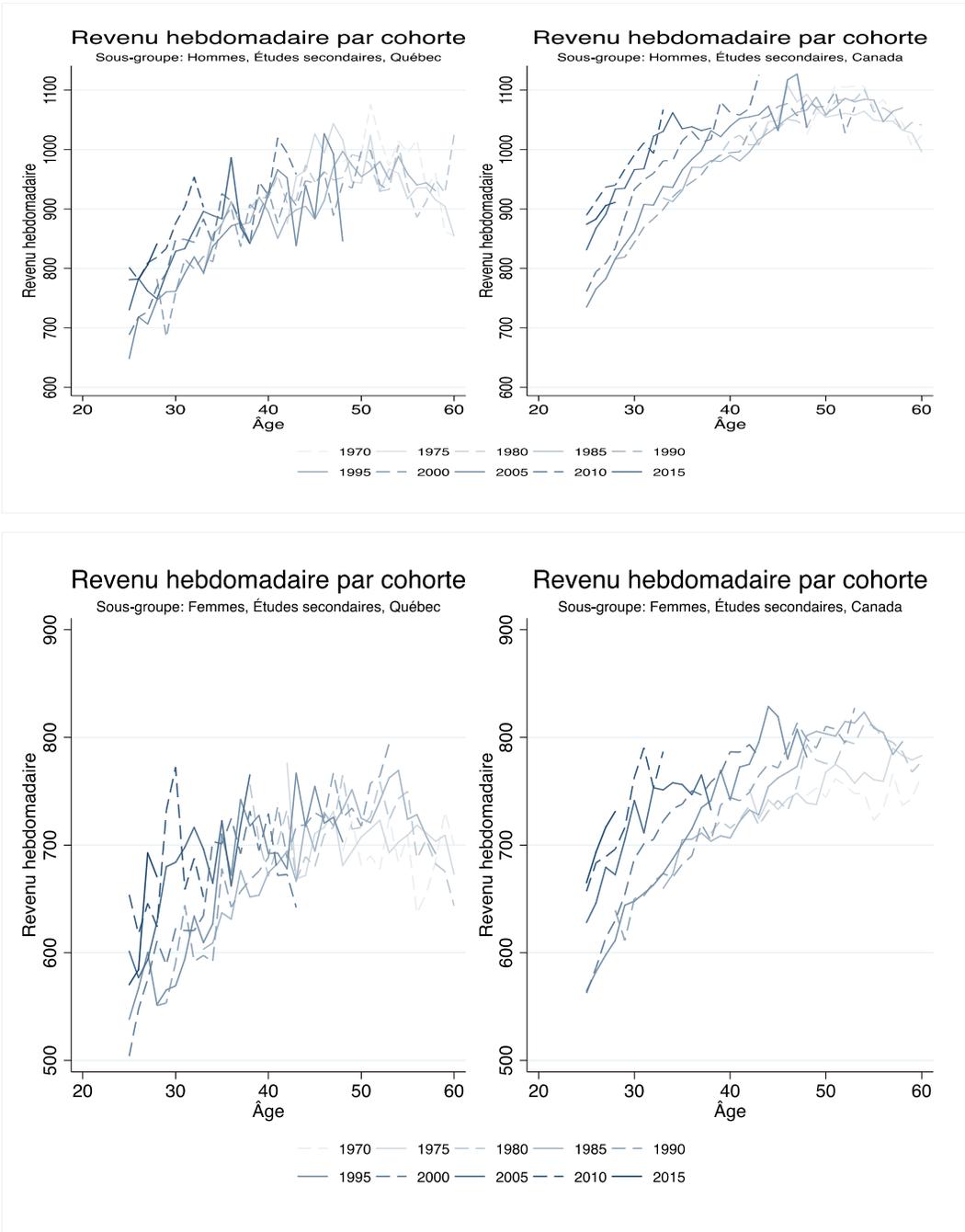
moyen à l'entrée. Il augmente continuellement à mesure que l'on considère les cohortes plus récentes, particulièrement pour les cohortes postérieures à 1995. Deuxièmement, on constate que les salaires des cohortes plus récentes croissent plus rapidement et atteignent leur maximum de plus en plus tôt. Troisièmement, les différences de salaire moyen entre hommes et femmes restent importantes pour toutes les cohortes et à tous les niveaux d'éducation. Enfin, on observe que la pente du profil de salaire de ceux qui ont effectué des études au niveau universitaire est plus forte que celle du profil des salaires de ceux qui en sont restés au niveau secondaire. Autrement dit, le salaire des travailleurs les plus éduqués augmente plus rapidement après l'entrée sur le marché du travail que le salaire des moins éduqués.

Les Figures 2 et 3 présentent les mêmes évolutions du salaire moyen en comparant le Québec avec le reste du Canada. Sur la Figure 2, la comparaison porte sur les hommes et les femmes titulaires d'un diplôme d'études secondaires. Tout d'abord, on remarque que les salaires moyens sont plus faibles au Québec que dans le reste du Canada. Deuxièmement, cette différence est moins importante pour les femmes qu'elle ne l'est pour les hommes. La Figure 3 répète le même exercice de comparaison pour les individus qui ont été à l'université. On remarque en premier lieu que le salaire d'entrée sur le marché du travail croît pour les femmes titulaires d'un diplôme universitaire. Ensuite, la figure montre que, chez les cohortes de femmes les plus anciennes (c'est-à-dire celles de 1970 et de 1975), le revenu moyen continue de progresser après 55 ans quand on étudie le Canada dans son ensemble, mais pas lorsqu'on restreint l'analyse au Québec. Enfin, sur la Figure 3, il ne semble pas y avoir de phénomène d'aplanissement du profil des salaires pour les cohortes récentes chez les hommes. La comparaison des Figures 2 et 3 montre de plus que, au Québec et dans l'ensemble du Canada, il existe un écart de salaire important entre les individus qui en sont restés aux études secondaires et ceux qui sont allés à l'université. Cette comparaison montre de plus que, malgré les différences de niveau, le profil de salaire parmi les titulaires d'un diplôme universitaire est semblable au Québec et au Canada.

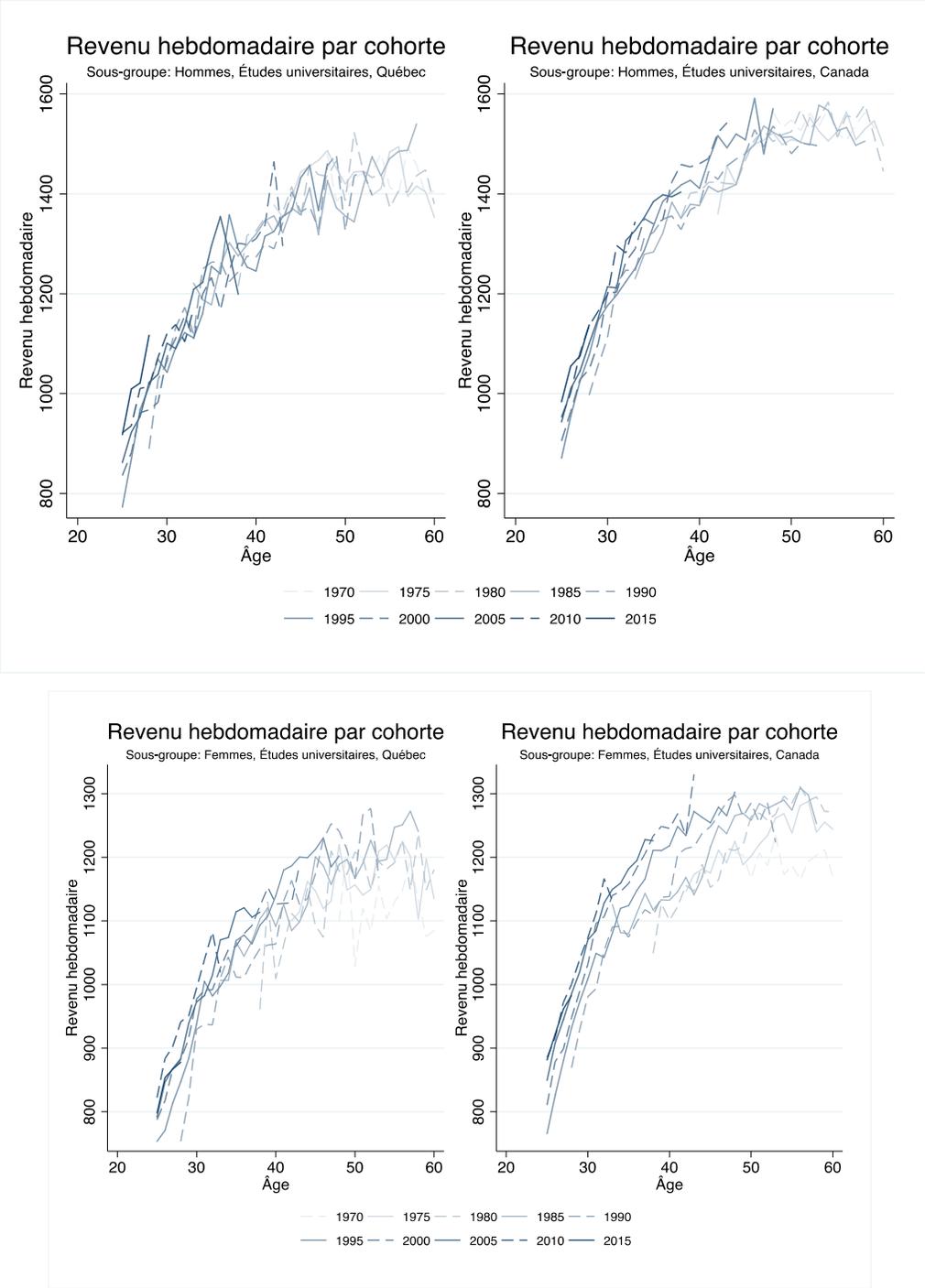
**Figure 1 :** Comparaison du revenu hebdomadaire des hommes et des femmes titulaires d'un diplôme d'études secondaires (panel du haut) et d'un diplôme d'études universitaires (panel du bas), Canada



**Figure 2 :** Comparaisons des revenus hebdomadaires des hommes (panel du haut) et des femmes (panel du bas) titulaires d'un diplôme d'études secondaires au Québec et dans l'ensemble du Canada

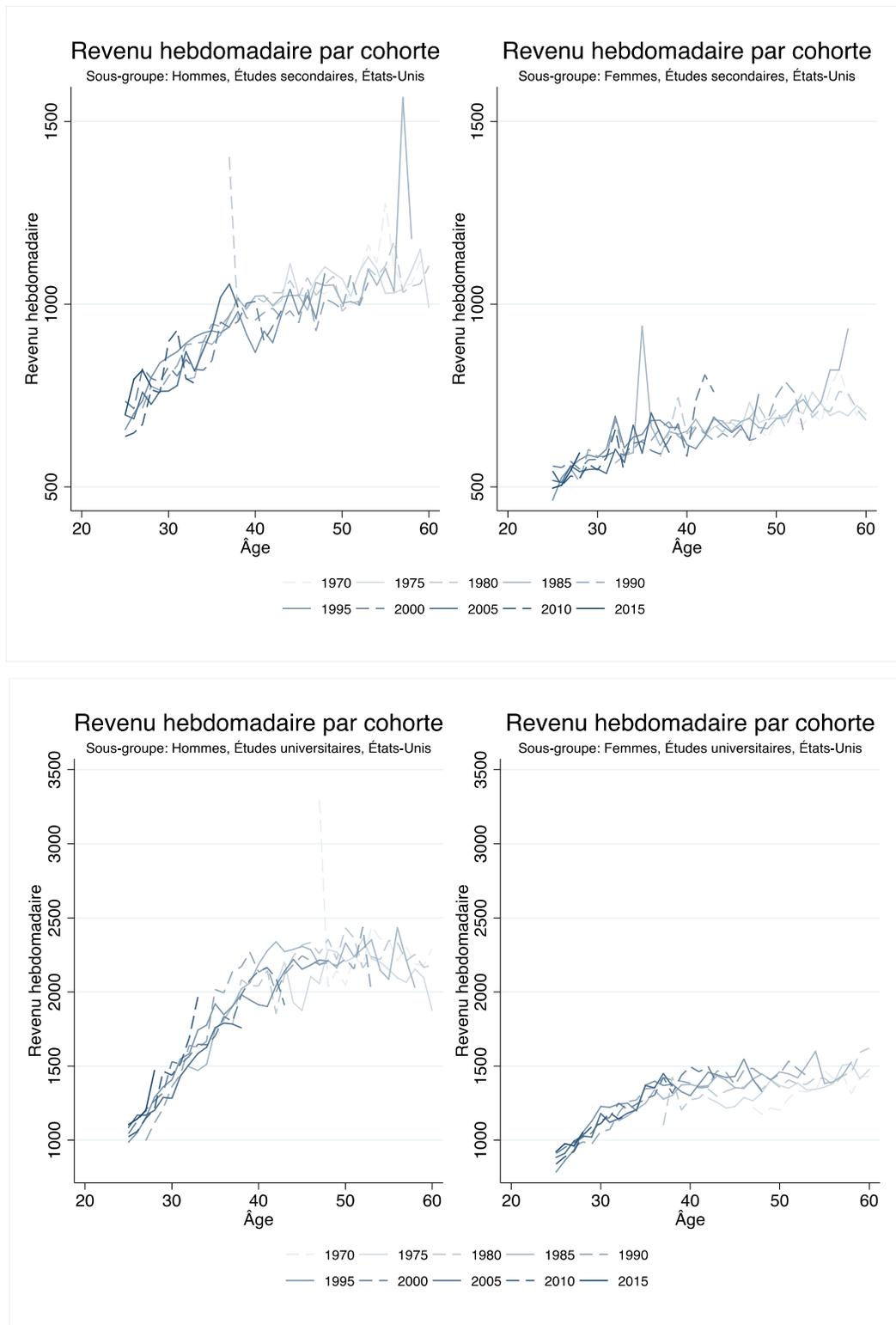


**Figure 3 :** Comparaisons des revenus hebdomadaires des hommes (panel du haut) et de femmes (panel du bas) titulaires d'un diplôme d'études universitaires au Québec et dans l'ensemble du Canada



La Figure 4 permet de mettre les résultats précédents en perspective en les comparant avec ceux des États-Unis. S'agissant du salaire à l'entrée, la tendance à la hausse observée au Canada semble moins claire dans le cas des États-Unis. Quant au profil des salaires, celui-ci semble stagner, voire même décroître pour les cohortes plus âgées. Ainsi, tandis que l'on constate une progression des salaires pour les cohortes plus récentes au Canada, il semble plutôt que les revenus hebdomadaires diminuent pour leurs homologues aux États-Unis. Cette baisse intervient de plus en plus tôt durant le cycle de vie professionnelle, particulièrement pour les titulaires d'un diplôme universitaire.

**Figure 4 :** Comparaisons des revenus hebdomadaires des hommes et des femmes titulaires d'un diplôme d'études secondaires (panel du haut) et d'un diplôme d'études universitaires (panel du bas) aux États-Unis.



En résumé : (i) Au Québec et au Canada, il semble que le salaire à l'entrée sur le marché du travail est de plus en plus élevé pour les cohortes récentes, alors qu'il diminue légèrement aux États-Unis ; (ii) Parmi les titulaires d'un diplôme d'études secondaires, les salaires sont légèrement plus élevés pour les cohortes récentes. (iii) Au Canada, le phénomène d'aplanissement des salaires semble difficile à discerner par la seule observation des figures présentées ici ; (iv) Aux États-Unis, le phénomène d'aplanissement du profil des salaires semble visible « à l'œil nu » pour les cohortes ayant étudié au niveau universitaire, particulièrement chez les hommes.

### 4.3 Analyse économétrique

Pour approfondir les analyses des sections précédentes, nous mettons en place une stratégie empirique tirée de Beaudry et Green (2000) qui nous permet de déceler plus systématiquement le phénomène d'aplanissement des salaires. Pour chaque catégorie de notre analyse (région, sexe et niveau d'éducation), nous estimons le modèle suivant :

$$\log S_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Cohorte_i + \alpha_2 Cohorte_i^2 + \alpha_3 \hat{Age}_{it} + \alpha_4 \hat{Age}_{it}^2 + \alpha_5 \hat{Age}_{it}^3 + \alpha_6 Cohorte_i \times \hat{Age}_{it} + \alpha_7 Ch\hat{omage}_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

La variable dépendante est le logarithme du salaire hebdomadaire moyen ( $S$ ) mesuré durant l'année  $t$  pour la cohorte  $i$ . Les variables indépendantes sont les suivantes : l'année d'entrée sur le marché du travail de la cohorte, l'âge des individus de la cohorte, et le taux de chômage pour la cohorte. La régression comprend plusieurs termes d'interaction. Tout d'abord, l'année d'entrée sur le marché du travail intervient sous forme d'un polynôme d'ordre 2, ce qui autorise une évolution à la hausse, à la baisse, ou sous forme de U (inversé ou non) pour le salaire d'entrée de la cohorte (c'est-à-dire le salaire à 25 ans). Ensuite, l'âge intervient sous forme d'un polynôme d'ordre 3.

De cette manière, nous cherchons à donner au modèle de régression le maximum de flexibilité possible dans l'estimation du profil de salaire. Le terme d'intérêt est l'interaction entre l'année d'entrée de la cohorte et l'âge. Si le coefficient du terme d'interaction  $\alpha_6$  est négatif, alors les cohortes les plus récentes ont un profil de salaire plus plat que les cohortes plus anciennes. Au contraire, si le coefficient du terme d'interaction est positif, alors le profil de salaire devient plus

pentu pour les cohortes récentes par rapport aux cohortes les plus anciennes. Le dernier terme de la régression, à savoir le niveau de chômage, vise à contrôler l'effet du cycle économique sur les profils de salaires des cohortes de notre étude.<sup>7</sup>

Dans les Tableaux 3 à 5, nous présentons les coefficients de l'interaction entre l'âge et la cohorte,  $\alpha_6$ . Les résultats complets des régressions sont présentés dans l'Annexe C. Le Tableau 3 confirme le phénomène d'aplanissement du profil des salaires aux États-Unis et au Canada.<sup>8</sup> L'aplanissement est manifeste pour les hommes et femmes au Canada titulaires d'un diplôme secondaire ainsi que pour ceux qui ont un diplôme d'études universitaires. Toutefois, pour les femmes, le coefficient n'est statistiquement significatif qu'au seuil de 10 %.

Une étude plus détaillée des résultats des régressions (cf. Annexe C) montre, de plus, que le salaire d'entrée des cohortes récentes est inférieur à celui des cohortes plus anciennes pour les hommes et femmes aux États-Unis titulaires d'un diplôme d'études universitaires. Au Québec, le coefficient correspondant n'est pas significatif pour les hommes ; il est négatif pour les femmes mais n'est statistiquement significatif qu'au seuil de 10 %.

---

<sup>7</sup> Pour les régressions au niveau du Canada et des États-Unis, la variable de chômage est le taux de chômage national. Pour les régressions au niveau du Québec, la variable de contrôle est le taux de chômage de la province québécoise.

<sup>8</sup> Le nombre d'observations pour le Québec et le Canada est inférieur dans certains cas à celui pour les États-Unis. En effet, pour certains sous-groupes de population, la taille des échantillons pour le Québec est trop petite pour permettre de divulguer les résultats sans déroger aux règles de confidentialité de Statistique Canada.

**Tableau 3** : Résultats des régressions pour l'échantillon des salaires du cycle de vie entre 25 et 60 ans

Profil salarial 25 à 60 ans						
Homme	Québec		Canada		États-Unis	
	Études secondaires	Études universitaires	Études secondaires	Études universitaires	Études secondaires	Études universitaires
Âge Cohorte	0.0001 (0.0008)	0.0009 (0.0007)	-0.0014** (0.0004)	-0.0010** (0.0004)	-0.0001 (0.0003)	-0.0010** (0.0004)
R <sup>2</sup>	0.8185	0.9479	0.9415	0.9788	0.8293	0.9377
Nombre d'observations	177	177	177	177	181	181
Femme	Québec		Canada		États-Unis	
	Études secondaires	Études universitaires	Études secondaires	Études universitaires	Études secondaires	Études universitaires
Âge Cohorte	-0.0020* (0.0009)	-0.0007 (0.0006)	-0.0010* (0.0004)	-0.0011* (0.0004)	-0.0002 (0.0002)	-0.0006*** (0.0002)
R <sup>2</sup>	0.7382	0.9296	0.9365	0.9619	0.7179	0.9285
Nombre d'observations	177	177	177	177	181	181

Note: \* p<0,05; \*\* p<0,01; \*\*\* p<0,001. Les écarts types se trouvent entre parenthèses.

Lorsqu'on restreint l'analyse aux 25-55 ans (Tableau 4), on obtient des résultats similaires à ceux du Tableau 3. Pour les femmes du Québec, le coefficient négatif devient significatif au seuil de 5 %. Au Canada, dans tous les cas, les coefficients sont négatifs et significatifs. Lorsqu'on étend l'analyse aux 25-65 ans (Tableau 5), nous obtenons des résultats similaires à ceux du Tableau 3 aussi bien au Québec, au Canada et aux États-Unis. La différence principale concerne les femmes titulaires d'un diplôme d'études secondaires au Canada : pour ce groupe, le coefficient négatif n'est plus significatif.

**Tableau 4 : Résultats des régressions pour l'échantillon des salaires du cycle de vie entre 25 et 55 ans**

Profil salarial 25 à 55 ans						
Homme	Québec		Canada		États-Unis	
	Études secondaires	Études universitaires	Études secondaires	Études universitaires	Études secondaires	Études universitaires
Âge Cohorte	-0.0008 (0.0009)	0.0002 (0.0008)	-0.0020*** (0.0005)	-0.0009* (0.0004)	-0.0003 (0.0003)	-0.0011** (0.0003)
R <sup>2</sup>	0.8465	0.9498	0.9506	0.9811	0.8567	0.9395
Nombre d'observations	159	159	159	159	163	163
Femme	Québec		Canada		États-Unis	
	Études secondaires	Études universitaires	Études secondaires	Études universitaires	Études secondaires	Études universitaires
Âge Cohorte	-0.0022* (0.001)	-0.0011** (0.0006)	-0.0011** (0.0004)	-0.0012** (0.0005)	-0.0002 (0.0002)	-0.0006*** (0.0002)
R <sup>2</sup>	0.7608	0.9363	0.9388	0.9681	0.6993	0.9301
Nombre d'observations	159	159	159	159	163	163

Note: \* p<0,05; \*\* p<0,01; \*\*\* p<0,001. Les écarts types se trouvent entre parenthèses.

**Tableau 5 : Résultats des régressions pour l'échantillon des salaires du cycle de vie entre 25 et 65 ans**

Profil salarial 25 à 65 ans						
Homme	Québec		Canada		États-Unis	
	Études secondaires	Études universitaires	Études secondaires	Études universitaires	Études secondaires	Études universitaires
Âge Cohorte	-0.0001 (0.0008)	0.0005 (0.0008)	-0.0014** (0.0004)	-0.0008* (0.0004)	-0.00004 (0.0003)	-0.0011** (0.0004)
R <sup>2</sup>	0.7974	0.9320	0.9283	0.9728	0.8159	0.9304
Nombre d'observations	190	190	190	190	194	194
Femme	Québec		Canada		États-Unis	
	Études secondaires	Études universitaires	Études secondaires	Études universitaires	Études secondaires	Études universitaires
Âge Cohorte	-0.0019* (0.0009)	-0.0009 (0.0006)	-0.0007 (0.0004)	-0.0011** (0.0004)	-0.0002 (0.0002)	-0.0006*** (0.0002)
R <sup>2</sup>	0.6986	0.9086	0.9318	0.9518	0.7124	0.9132
Nombre d'observations	190	190	190	190	194	194

Note: \* p<0,05; \*\* p<0,01; \*\*\* p<0,001. Les écarts types se trouvent entre parenthèses.

## 5. Résumé des résultats et hypothèses

Dans la section précédente, nous avons mis en évidence deux évolutions du profil des salaires selon l'âge. Premièrement, il tend à s'aplanir, c'est-à-dire à progresser moins rapidement avec l'âge, pour les cohortes entrées sur le marché du travail plus récemment. Deuxièmement, le salaire moyen auquel les cohortes plus récentes entrent sur le marché du travail augmente légèrement. En particulier, ces résultats caractérisent les deux niveaux d'éducation étudiés ici : le niveau secondaire et le niveau de diplôme universitaire.

Nous proposons d'interpréter ces résultats à la lumière de la théorie du capital humain. Celle-ci met en avant deux éléments qui permettraient de rendre compte des évolutions que nous avons documentées. Le premier d'entre eux est l'« habileté individuelle ». Cette notion désigne la capacité qu'un individu a à faire fructifier son capital humain tout au long de son cycle de vie professionnelle. Le deuxième élément est le niveau de capital humain initial, destiné à évoluer par la suite, et avec lequel les individus entrent sur le marché du travail.

Nous tirons alors deux implications de la théorie du capital humain. Premièrement, un aplanissement du profil de salaire pourrait provenir d'une baisse de l'habileté individuelle *moyenne conditionnelle* au niveau d'éducation. Cette implication est plausible. En effet, parmi les cohortes que nous étudions, l'accès aux études universitaires se généralise ; la sélection dans les deux niveaux d'éducation considérés évolue donc entre cohortes. Comme les individus les mieux dotés en « habileté » se sélectionnent positivement dans l'éducation, et que l'accès à l'université se diffuse, il est possible que l'habileté *moyenne* au sein de chaque niveau d'éducation diminue : le haut de la distribution des habiletés qui autrefois s'arrêtait au niveau secondaire va désormais à l'université. Ainsi, si le niveau d'habileté moyen dans les deux catégories d'éducation diminue, le profil des salaires obtenus par la suite deviendra moins pentu. La deuxième implication est la suivante : la hausse du salaire d'entrée pourrait refléter le fait que les cohortes récentes arrivent sur le marché du travail en étant mieux dotées en capital humain initial.

Dans la section suivante, nous utilisons un modèle de capital humain permettant d'explorer ces mécanismes. En particulier, le modèle va nous permettre de comparer deux hypothèses,

concurrentes l'une de l'autre, pouvant expliquer la dynamique du profil des salaires observés dans les données :

- Hypothèse 1 : « diffusion moyenne du capital humain initial ». Sous cette hypothèse, la sélection sur les habiletés individuelles dans les deux niveaux d'éducation évolue assez peu, tandis que le capital humain moyen augmente à tous les niveaux d'habileté. Ainsi, le salaire d'entrée augmente principalement parce que l'éducation se diffuse sans que les habiletés individuelles jouent un rôle important.
- Hypothèse 2 : « renforcement de la corrélation entre capital humain initial et habileté individuelle ». Sous cette hypothèse, la sélection sur les habiletés individuelles dans les deux niveaux d'éducation est importante et, par ailleurs, la corrélation entre habileté et capital humain se renforce. Ainsi, comme la distribution de capital humain des individus les plus habiles domine de plus en plus celle des moins habiles, le salaire d'entrée augmente du fait des inégalités antérieures à l'entrée sur le marché du travail.

## 6. Le modèle

Dans cette section, nous présentons le modèle théorique au prisme duquel nous interprétons les résultats des sections précédentes. Le modèle est inspiré directement des travaux de Ben-Porath (1967) consacrés aux investissements en capital humain. Il s'agit là d'un cadre interprétatif assez naturel s'agissant de notre objet d'étude. En effet, le modèle de Ben-Porath a initialement été conçu pour interpréter les courbes de salaires dites *mincériennes* (voir, par exemple, Mincer (1974)), c'est-à-dire la progression des salaires avec l'âge selon un profil concave plus ou moins prononcé. Soulignons toutefois que ce modèle fait abstraction de plusieurs éléments qui pourraient être reliés à la progression des salaires avec l'âge : les frictions sur le marché du travail, la mise en concurrence des employeurs pour les meilleurs travailleurs, les politiques salariales des entreprises, ou encore les mécanismes incitatifs de certains modes de rémunération. Ces éléments pourraient être pertinents pour approfondir notre étude. Cependant, le modèle de Ben-Porath présente trois avantages qui nous semblent décisifs. Premièrement, il se place dans un cadre de concurrence pure et parfaite qui semble plus adapté pour les comparaisons de long terme que nous effectuons ici. Deuxièmement, le modèle est transparent quant à ses mécanismes et parcimonieux s'agissant du nombre de paramètres à calibrer. Troisièmement, ce modèle nous permet de relier le profil des salaires selon l'âge aux différences individuelles qui préexistent à l'entrée sur le marché du travail au sein des cohortes et entre les cohortes.

### 6.1. Description du modèle

Nous utilisons la version du modèle de Ben-Porath (1967) développée par Huggett, Ventura et Yaron (2006, 2011). Nous renvoyons le lecteur à ces articles pour les développements techniques concernant la solution mathématique et l'implémentation numérique du modèle. Dans l'exposé qui suit, nous introduisons directement les formes fonctionnelles qui seront utilisées dans l'implémentation numérique du modèle.

Le modèle décrit les décisions d'investissement en capital humain d'un individu qui a pour objectif de maximiser la valeur présente actualisée de la somme des revenus qu'il recevra au cours de son

cycle de vie professionnel. Chaque période (identifiée à une année de vie professionnelle, qui dure  $J$  années), l'individu fait face à l'arbitrage suivant : partager son temps disponible entre le travail – qui génère du revenu présent – et un effort d'investissement en capital humain – qui augmentera ses revenus futurs.

Nous utilisons les notations suivantes :  $j$  désigne l'âge durant la période courante,  $h_j$  le capital humain et  $w_j$  le taux de rémunération du capital humain. Le taux de croissance de la rémunération du capital humain, noté  $g$ , est supposé constant, si bien que  $w_j = (1 + g)^j$ . Le temps disponible durant chaque période du modèle est normalisé à 1. Ainsi, en consacrant une fraction  $\ell_j$  de son temps à investir en capital humain, l'individu reçoit un revenu  $e_j = w_j h_j (1 - \ell_j)$  durant la période courante.

La durée  $\ell_j$ , tout comme le niveau de capital humain de la période courante  $h_j$ , servent d'intrants de production permettant de générer du capital humain à la période suivante. Le troisième paramètre clef de ce processus de production est l'habileté individuelle à acquérir du capital humain, désignée par la lettre  $a$ . Contrairement au capital humain  $h_j$ , l'habileté  $a$  est fixe dans le temps et elle caractérise donc l'individu tout au long de sa vie. Nous reviendrons sur l'interprétation de ce paramètre dans les sections suivantes. Pour le moment, pensons à  $a$  comme étant la productivité globale de la fonction de production du capital humain. Cette fonction dépend positivement de l'investissement total, qui est égal à  $h_j \ell_j$ , et le rendement de cette production est décroissant. En notant  $\alpha \in ]0,1[$  le paramètre de courbure, la fonction de production du capital humain s'écrit :  $a(h_j \ell_j)^\alpha$ . Un des motifs qui incite l'individu à accumuler du capital humain est le fait que ce capital tend à se déprécier dans le temps.  $\delta \in ]0,1[$  désigne le taux de dépréciation du capital humain au cours d'une année de vie professionnelle.

Nous sommes désormais en mesure de formuler explicitement le problème d'investissement en capital humain. En notant  $r$  le taux auquel l'individu escompte les revenus futurs, ce problème s'écrit :

$$\begin{aligned} & \max_{(\ell_j, h_{j+1})} \sum_{j=0}^{J-1} \frac{w_j h_j (1 - \ell_j)}{(1+r)^j} \\ \text{s. c.: } & \ell_j \in [0,1], \quad h_{j+1} = (1 - \delta)h_j + a(h_j \ell_j)^\alpha, \quad j = 0, \dots, J - 1. \end{aligned} \quad (5)$$

Pour expliciter l'arbitrage entre revenu présent et flux de revenus futurs, il est utile de formuler ce problème sous forme récursive à l'aide de l'équation de Bellman. Notons  $V_j(h; a)$  la fonction valeur de l'individu d'habileté  $a$ , à l'âge  $j$  et dont le niveau capital humain en début de période est égal  $h$ . En désignant par  $h'$  le capital humain à la période suivante, la fonction valeur vérifie :

$$\begin{aligned} V_j(h; a) &= \max_{\ell, h'} \left\{ w_j h (1 - \ell) + \frac{1}{1+r} V_{j+1}(h'; a) \right\} \\ \text{s. c.: } & \ell \in [0,1], \quad h' = (1 - \delta)h + a(h\ell)^\alpha, \end{aligned} \quad (6)$$

pour tout  $j = 0, \dots, J - 1$ , et en définissant  $V_j(h; a) = 0$  pour toutes les valeurs de  $h$  et de  $a$ .

Cette formulation fait clairement apparaître la notion d'*investissement* en capital humain : le comportement optimal consiste à choisir le niveau de capital humain  $h_j(h; a)$  compris entre  $(1 - \delta)h$  et  $(1 - \delta)h + ah^\alpha$  à atteindre à la période suivante, ce qui implique un effort optimal  $\ell_j(h; a)$  qui est solution de l'équation

$$h_j(h; a) = (1 - \delta)h + a \left( h \ell_j(h; a) \right)^\alpha. \quad (7)$$

Le choix du capital humain dépend de deux termes à droite de l'équation. Premièrement : le niveau de capital humain accumulé au cours du temps et dont une partie se déprécie durant la période courante. Deuxièmement : la fonction de production du capital humain, qui dépend de l'habileté individuelle et de l'investissement en capital humain avec un rendement décroissant. Ainsi, chaque heure de formation augmente le capital humain, mais la cinquième heure l'augmente moins que la quatrième, qui elle-même est moins productive que la troisième, etc. En pratique, nous obtenons les fonctions de décisions  $h_j(h; a)$  et  $\ell_j(h; a)$  en calculant les fonctions valeurs de manière rétroactive.<sup>9</sup>

---

<sup>9</sup> Le problème de maximisation par rapport au niveau de capital humain  $h'$  est résolu à l'aide de l'algorithme d'optimisation du nombre d'or.

En résumé, le modèle de capital humain présenté ici prédit la trajectoire de revenus du travail d'un individu à partir de conditions initiales  $h$  et  $a$ . Cette trajectoire reflète les décisions d'investissement en capital humain que l'individu effectue tout au long de son cycle de vie professionnelle. Étant donnée une *distribution* initiale  $H_0(h, a)$ , le modèle génère donc une suite de distributions  $H_j(h, a)$  aux âges  $0 \leq j \leq J - 1$ . Partant, il génère une distribution de revenu du travail à chacun de ces âges – le revenu à l'âge  $j$  pour un niveau de capital humain  $h$  et un niveau d'habileté  $a$  étant égal à  $e_j = w_j h (1 - \ell_j(h; a))$  avec  $w_j = (1 + g)^j$ .

Le modèle permet donc de construire l'équivalent de tous les moments empiriques étudiés dans les sections précédentes, et d'aller plus loin dans l'analyse en reliant les évolutions empiriques à l'évolution de paramètres structurels auquel le modèle nous donne accès.

## 6.2. Estimation/calibration et validation du modèle

Les paramètres du modèle sont<sup>10</sup> : (i) le nombre d'années de vie professionnelle  $J$ , (ii) le taux d'escompte  $r$ , (iii) le taux de croissance de la rémunération du capital humain  $g$ , (iv) la courbure de la fonction de production du capital humain  $\alpha$ , et (v) le taux de dépréciation du capital humain  $\delta$ .

Nous choisissons  $J = 36$  puisque notre analyse principale concerne les individus âgés de 25 à 60 ans<sup>11</sup>. Nous supposons que les individus utilisent le taux d'intérêt réel pour escompter le futur, et nous utilisons donc un taux d'escompte annuel  $r$  de 4%. S'agissant du taux de croissance de la rémunération du capital humain  $g$ , nous reprenons la valeur 1,4% retenue par Huggett, Ventura et

---

<sup>10</sup> Le Tableau D1 dans l'Annexe D résume les valeurs des paramètres du modèle.

<sup>11</sup> Nous avons également étudié le modèle en utilisant  $J = 46$  et en ne conservant que les 36 dernières années de données générées par le modèle. Ceci revient à supposer que l'accumulation de capital humain à la Ben-Porath (1967) démarre à l'âge de 15 ans et non à 25 ans comme nous le supposons dans notre analyse. Les résultats ainsi obtenus sont similaires à ceux que nous présentons ici. En effet, lorsqu'on augmente  $J$ , on diminue la valeur moyenne du capital humain initial  $h$  et de sa corrélation avec l'habileté  $a$ , sans pour autant modifier les propriétés essentielles du modèle. Huggett, Ventura et Yaron (2006) obtiennent eux aussi ce résultat.

Yaron (2006), et qui correspond au taux de croissance moyen sur une longue période des salaires hebdomadaires. Nous utilisons la valeur  $\alpha = 0,75$  pour la courbure de la fonction de production. Les résultats sont en fait assez peu sensibles à des variations de  $\alpha$  comprises entre 0,50 et 1,00. En effet,  $\alpha$  affecte principalement les valeurs moyennes de  $h$  et de  $a$  sans modifier significativement les autres propriétés du modèle<sup>12</sup>. Enfin, pour le taux de dépréciation du capital humain, nous suivons, là encore, Huggett, Ventura et Yaron (2006) qui proposent d'utiliser  $\delta = 0,0114$ . En effet, cette valeur est dans la moyenne des estimés présentés dans l'étude de Browning, Hansen et Heckman (1999).

Le cœur de notre analyse porte sur  $H_0(h, a)$ , c'est-à-dire la distribution jointe du capital humain initial et de l'habileté individuelle. Nous procédons à une recherche numérique de la distribution  $H_0(h, a)$  qui permet au modèle d'expliquer le mieux possible la distribution des revenus obtenus tout au long du cycle de vie d'une cohorte donnée. Plus précisément, pour chaque cohorte, nous calculons  $H_0(h, a)$  de manière à minimiser la distance entre les moments prédits et les moments empiriques suivants : la moyenne, le coefficient de Gini et l'asymétrie (c'est-à-dire le ratio entre la moyenne et la médiane) des salaires aux âges pour lesquels nous disposons de données pour la cohorte étudiée. Le calcul de cette distance entre le modèle et les données est présenté de manière formelle dans l'Annexe D.

Afin d'illustrer en détail le fonctionnement de notre analyse, nous présentons dans l'Annexe D des éléments permettant d'apprécier la performance du modèle. Le Tableau D2 présente la déviation (en valeur absolue) moyenne entre les moments prédits par le modèle et les moments empiriques. Quelle que soit la cohorte étudiée, le modèle approche les données de très près : la déviation moyenne est en général inférieure à 5 %. Les Figures D1 à D10 montrent pour chaque cohorte les moments prédits par le modèle et les données empiriques utilisées pour calculer la distribution  $H_0(h, a)$ . Sur ces figures, il apparaît clairement que la performance du modèle est meilleure pour les cohortes intermédiaires (celles de 1990 à 2005) pour lesquelles nous disposons de plus de données. Néanmoins, dans tous les cas de figure, le modèle est capable de rationaliser les données avec

---

<sup>12</sup> Ce résultat est cohérent avec l'étude du modèle proposée par Huggett, Ventura et Yaron (2006).

beaucoup de précision. Le modèle est donc un outil pertinent pour l'analyse que nous proposons dans cette section.

### 6.3. Résultats numériques

Pour chaque cohorte de notre analyse (identifiée par l'année d'entrée sur le marché du travail, la zone géographique, le sexe et le niveau d'éducation), nous calculons une distribution jointe  $H_0(h, a)$  de capital humain initial et d'habileté individuelle. Nous nous intéressons aux propriétés de cette distribution jointe. Plus précisément, nous étudions la moyenne et le coefficient de variation (le ratio entre l'écart-type et la moyenne) des distributions marginales du capital humain initial et de l'habileté individuelle, ainsi que la corrélation entre le capital humain initial et l'habileté individuelle. Bien entendu, ces moments ne suffisent pas à caractériser la distribution  $H_0(h, a)$  intégralement. Néanmoins, dans la plupart des cas,  $H_0(h, a)$  ressemble à une distribution log-normale<sup>13</sup>, si bien que les moyennes et écart-types des distributions marginales ainsi que le coefficient de corrélation donnent un aperçu fidèle de la « forme » de  $H_0(h, a)$ .

Les Figures 5, 6 et 7, respectivement pour le Québec, le Canada et les États-Unis, font apparaître trois résultats principaux. En premier lieu, on observe que les distributions de capital humain initial et d'habileté individuelle sont assez stables dans le temps, au sens où les caractéristiques de ces distributions (moyenne, dispersion) sont semblables entre cohortes. Ce résultat n'est pas évident *a priori* lorsqu'on examine l'information des sections précédentes. En effet, même si le profil des salaires *moyens* évolue entre cohortes, d'autres transformations de la distribution des salaires peuvent intervenir sans modifier la moyenne. Le modèle de capital humain que nous utilisons pour

---

<sup>13</sup> En particulier, la distribution  $H_0(h, a)$  est asymétrique par rapport à  $h$  et à  $a$ . Pour les cohortes canadiennes, nous obtenons (en moyenne sur l'ensemble des cohortes) un coefficient d'asymétrie de 1,09 pour la distribution de  $h$  et de 1,13 pour la distribution de  $a$  chez les hommes. Chez les femmes, les valeurs correspondantes sont de 1,08 et 1,11. Par ailleurs, nous obtenons des asymétries beaucoup plus élevées pour les cohortes américaines. Selon nos calculs pour les États-Unis, les coefficients d'asymétrie pour  $h$  et  $a$  sont respectivement de 1,25 et 1,18 pour les hommes, et de 1,20 et 1,34 pour les femmes. Ces résultats sont cohérents avec ceux de Huggett, Ventura et Yaron (2006).

construire les Figures 5 à 7 exploite davantage d'information puisqu'il utilise à la fois la moyenne, la dispersion et le degré d'asymétrie des distributions de salaire (cf. Annexe D).

Deuxièmement, le modèle valide la description que nous avons avancée dans la Section 5 s'agissant de l'évolution de la sélection sur les deux niveaux d'éducation en fonction de l'habileté individuelle. En effet, on observe que, chez les hommes comme chez les femmes, le niveau moyen d'habileté *a conditionnel aux études* (niveau secondaire ou niveau universitaire) ne progresse pas, voire diminue. Cette évolution est particulièrement nette dans le cas des États-Unis. Or cette évolution est cohérente avec l'hypothèse selon laquelle le haut de la distribution d'habileté parmi les moins éduqués accède au niveau d'éducation supérieur. Par ailleurs, remarquons que cela n'implique pas nécessairement une diminution de la moyenne de *a non-conditionnelle* (c'est-à-dire dans l'ensemble de la population). En effet, même si la valeur moyenne diminue au sein des deux niveaux d'éducation, elle est plus élevée parmi les plus éduqués, qui représentent une part croissante de la population. Lorsque nous estimons le modèle sans distinguer les cohortes par niveau d'éducation, nous n'observons pas de baisse de l'habileté moyenne.

Troisièmement, au sein de chaque niveau d'éducation (secondaire ou universitaire), nous constatons une hausse du niveau de capital humain avec lequel, en moyenne, les individus entrent sur le marché du travail. Puisque, dans le même temps, l'habileté moyenne ne progresse pas ou diminue, les cohortes successives font face à un profil de salaire moins pentu démarrant à partir d'une valeur initiale plus élevée. Pourquoi la moyenne du capital humain initial augmente-t-elle ? On le voit : la dispersion du capital humain initial évolue assez peu, et la corrélation avec l'habileté est stable dans la plupart des cas. Il semble donc que le capital humain initial augmente uniformément le long de la distribution des habiletés individuelles. Notre modèle privilégie donc plutôt l'hypothèse de « diffusion moyenne du capital humain initial » plutôt que celle du « renforcement de la corrélation entre capital humain initial et habileté individuelle ». Cette conclusion s'applique principalement aux données américaines, et dans une moindre mesure aux données canadiennes.

Les Figures 5 à 7 font également apparaître quelques différences notables entre zones géographiques. En premier lieu, on observe que le Québec suit une trajectoire légèrement différente

de celle du Canada dans son ensemble. En effet, la moyenne du capital humain initial semble progresser principalement chez les femmes les moins éduquées, mais assez peu dans les autres groupes que nous étudions. Quant à la moyenne conditionnelle des habiletés individuelles, elle semble progresser au sein de chaque groupe (hommes ou femmes, ayant étudié au niveau secondaire ou à un niveau supérieur). Enfin, la corrélation entre le capital humain initial et l'habileté individuelle se renforce au Québec plus qu'elle ne le fait dans le reste du Canada. C'est particulièrement vrai dans le cas des cohortes féminines.

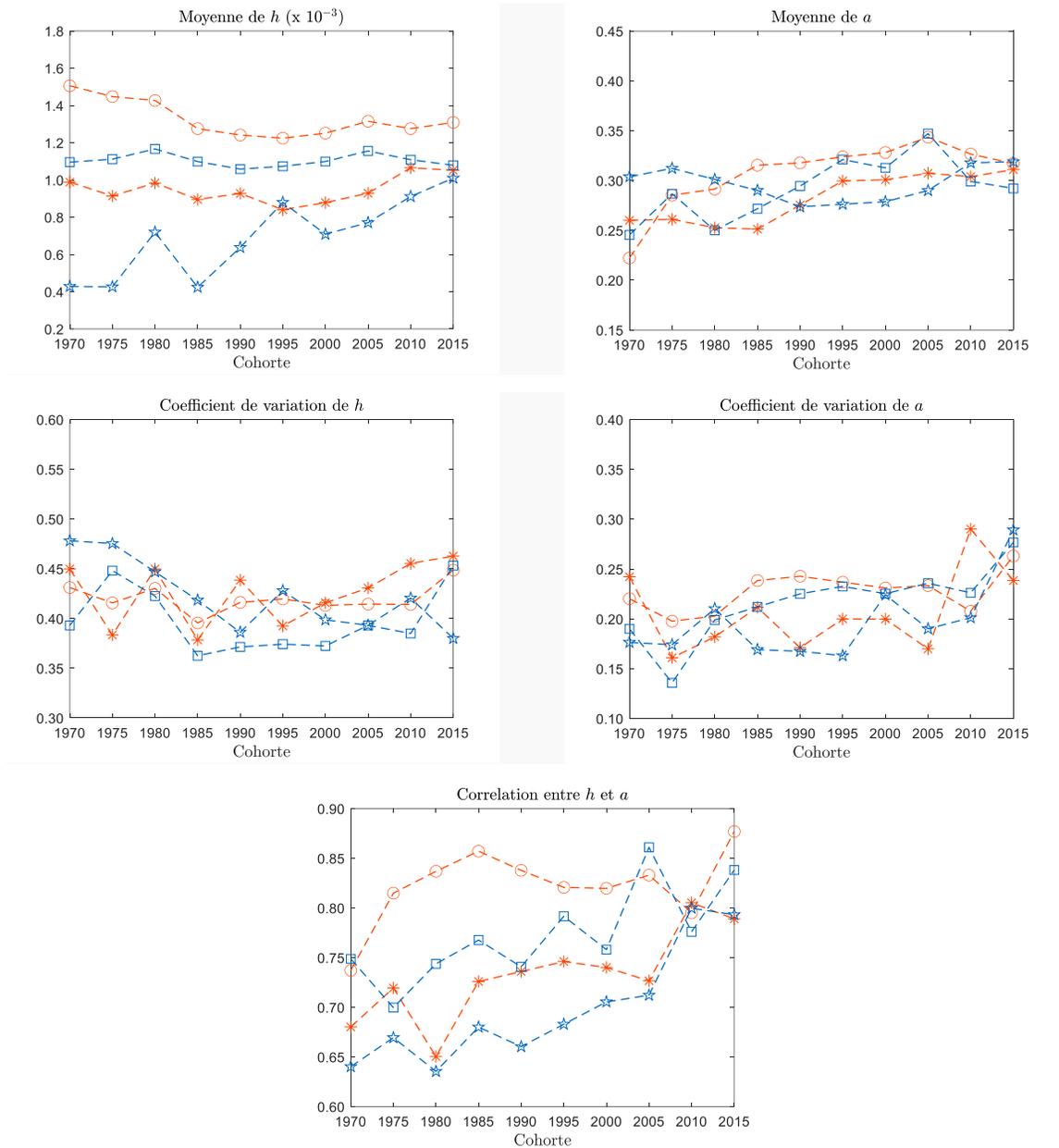
Ensuite, on constate également des différences entre le Canada (Figures 5 et 6) d'une part et les États-Unis (Figure 7) d'autre part. En effet, les États-Unis se distinguent par un plus grand niveau d'hétérogénéité s'agissant des valeurs moyennes du capital humain initial et des habiletés individuelles. Ce plus grand degré d'hétérogénéité se retrouve également dans les coefficients de variation de ces variables<sup>14</sup>. Par exemple, les coefficients de variation pour le capital humain sont plus élevés aux États-Unis, ce qui indique que les variances y sont bien supérieures qu'elles ne le sont au Canada<sup>15</sup>. Bien entendu, ces résultats sont une conséquence directe des plus grandes disparités salariales observées dans les données américaines. Enfin, la corrélation entre le capital humain initial et l'habileté individuelle est bien plus élevée aux États-Unis qu'au Canada ; elle est en général supérieure à 0,80 aux États-Unis, tandis que chez les moins éduqués au Canada elle oscille entre 0,65 et 0,80.

---

<sup>14</sup> Pour le coefficient de variation du capital humain initial  $h$ , l'échelle sur l'axe vertical de la Figure 7 est différente de celle des Figures 5 et 6. Pour chacune des autres caractéristiques des distributions  $H_0(h, a)$ , nous utilisons les mêmes échelles sur l'axe vertical pour présenter les résultats correspondants au Canada, au Québec et aux États-Unis.

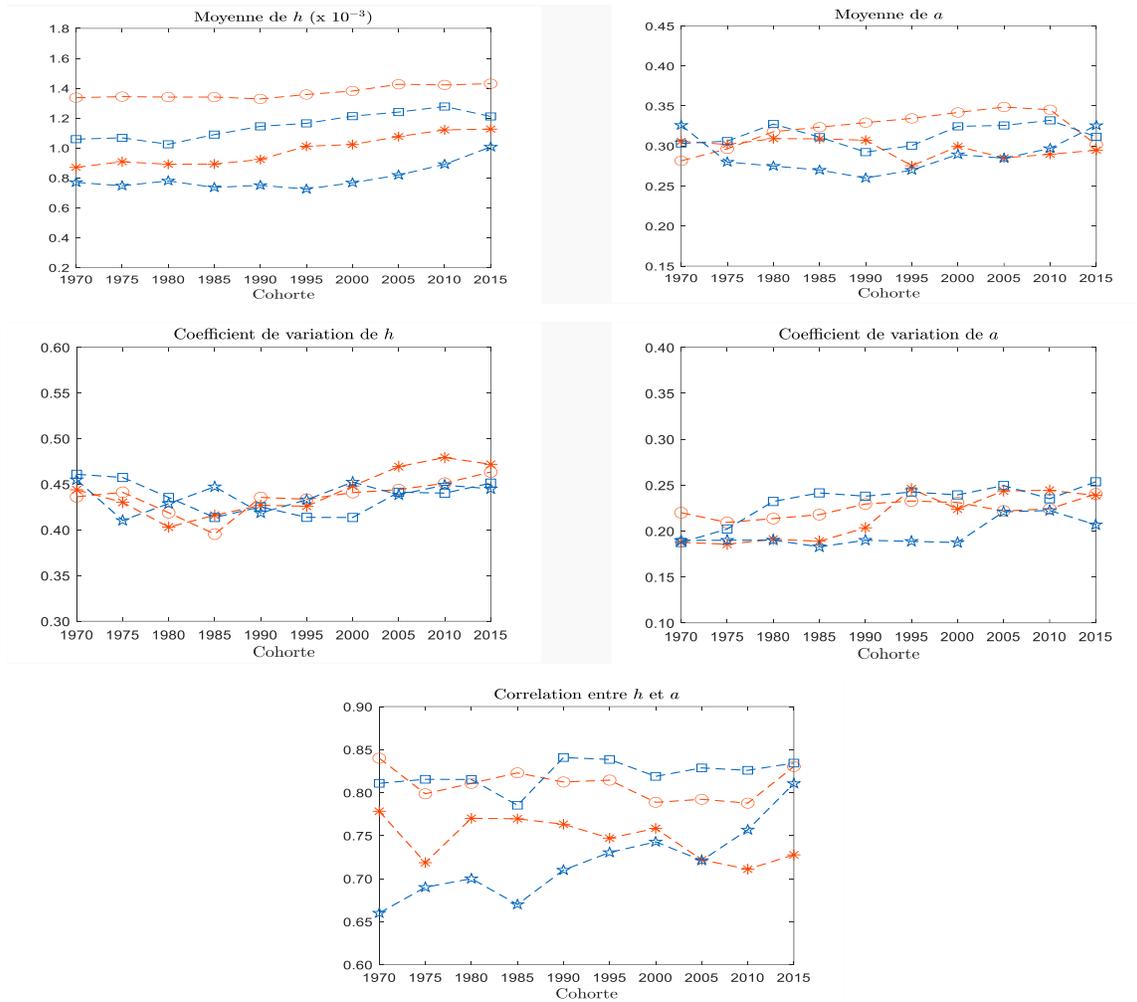
<sup>15</sup> Le coefficient de variation est égal à l'écart-type divisé par la moyenne. Pour le capital humain, les États-Unis ont à la fois une moyenne et un coefficient de variation plus élevés qu'au Canada, ce qui montre que l'écart-type est nécessairement plus grand qu'au Canada.

**Figure 5 : Distribution du capital humain initial et de l'habileté individuelle, Québec**



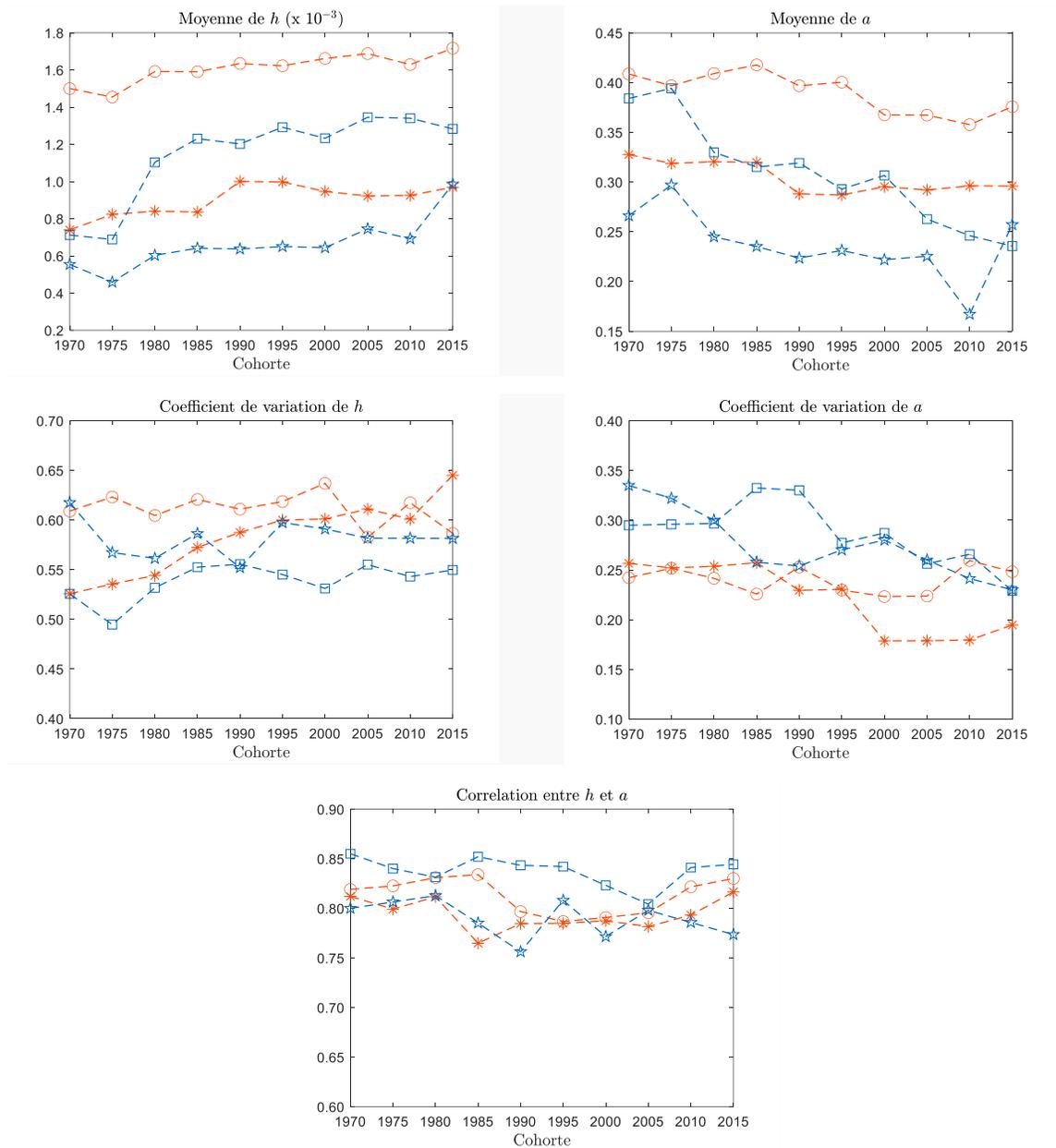
**Notes :** Les figures présentent la moyenne (figures du haut), le coefficient de variation (figures du milieu), et la corrélation (figure du bas) du capital humain initial  $h$  (à gauche) et de l'habileté individuelle  $a$  (à droite) pour chacune des cohortes entrées sur le marché du travail entre 1970 et 2015. Les astérisques (\*) désignent les hommes ayant étudié au niveau secondaire ; les pentagrammes (☆) désignent les femmes ayant étudié au niveau secondaire ; les ronds (○) désignent les hommes ayant étudié à l'université ; Les carrés (□) désignent les femmes ayant étudié à l'université.

**Figure 6 : Distribution du capital humain initial et de l'habileté individuelle, Canada**



**Notes :** Les figures présentent la moyenne (figures du haut), le coefficient de variation (figures du milieu), et la corrélation (figure du bas) du capital humain initial  $h$  (à gauche) et de l'habileté individuelle  $a$  (à droite) pour chacune des cohortes entrées sur le marché du travail entre 1970 et 2015. Les astérisques (\*) désignent les hommes ayant étudié au niveau secondaire ; les pentagrammes (☆) désignent les femmes ayant étudié au niveau secondaire ; les ronds (○) désignent les hommes ayant étudié à l'université ; Les carrés (□) désignent les femmes ayant étudié à l'université.

**Figure 7 : Distribution du capital humain initial et de l'habileté individuelle, États-Unis**



**Notes :** Les figures présentent la moyenne (figures du haut), le coefficient de variation (figures du milieu), et la corrélation (figure du bas) du capital humain initial  $h$  (à gauche) et de l'habileté individuelle  $a$  (à droite) pour chacune des cohortes entrées sur le marché du travail entre 1970 et 2015. Les astérisques (\*) désignent les hommes ayant étudié au niveau secondaire ; les pentagrammes (☆) désignent les femmes ayant étudié au niveau secondaire ; les ronds (○) désignent les hommes ayant étudié à l'université ; Les carrés (□) désignent les femmes ayant étudié à l'université.

Pour aller plus loin dans l'étude des inégalités salariales, nous utilisons le modèle pour effectuer la décomposition de variance suivante :

$$\mathbb{V}ar\left(\sum_{j=0}^{J-1} \frac{e_j}{(1+r)^j}\right) = \mathbb{V}ar\mathbb{E}\left(\sum_{j=0}^{J-1} \frac{e_j}{(1+r)^j} | a\right) + \mathbb{E}\mathbb{V}ar\left(\sum_{j=0}^{J-1} \frac{e_j}{(1+r)^j} | a\right). \quad (8)$$

$e_j$  désigne les revenus à l'âge  $j$ , et  $\sum_{j=0}^{J-1} \frac{e_j}{(1+r)^j}$  correspond donc à la somme en valeur actualisée des revenus perçus sur l'ensemble du cycle de vie professionnelle. Nous décomposons la variance de cette somme en deux termes. Le premier mesure la variance des revenus qui est due aux différences *entre* les niveaux d'habileté des individus. Le second mesure la variance provenant des différences *au sein de* chaque niveau d'habileté. Nous nous intéressons à la contribution du premier terme à la variance totale. En effet, celui-ci apporte une information cruciale quant à la nature des inégalités de salaires qui émergent au sein d'une cohorte donnée après son entrée sur le marché du travail : il mesure la part de ces inégalités qui est expliquée par les différences d'habileté entre individus qui préexistent à l'entrée sur le marché du travail.

Le Tableau 6 présente les résultats de la décomposition de variance. Le tableau fait apparaître clairement trois résultats. Premièrement, les États-Unis y sont plus inégalitaires que le Canada, au sens où les différences préexistantes entre individus d'une même cohorte à l'entrée sur le marché du travail y expliquent une plus grande part de la dispersion des salaires qui émergera au sein de cette cohorte durant le cycle de vie professionnelle. Chez les hommes, par exemple, environ 70 % de la dispersion des salaires aux États-Unis provient des différences d'habileté à l'entrée sur le marché du travail, contre 66 % au Canada dans son ensemble et 62 % au Québec<sup>16</sup>. Deuxièmement, on observe que le Canada dans son ensemble est plus inégalitaire que le Québec – toujours selon cette même acceptation de la notion d'inégalité. Troisièmement, nous n'observons pas de recul des inégalités : le rôle des différences permanentes à l'entrée sur le marché du travail est à peu près le même chez les cohortes récentes et chez les cohortes les plus anciennes. Au contraire, on constate même une dégradation au Québec en particulier et au Canada dans son ensemble, puisque la part

---

<sup>16</sup> Les moyennes calculées à la dernière ligne du Tableau 6 masquent une dispersion des résultats entre cohortes. Ainsi, les inégalités chez les femmes aux États-Unis semblent assez faibles si l'on en juge par la valeur moyenne, mais cette moyenne est tirée vers le bas par les contributions de variance particulièrement faibles chez les cohortes de 1985 à 1995.

de variance due aux différences d'habileté progresse chez les cohortes récentes. Ce résultat est à mettre en regard avec les corrélations entre capital humain initial et habileté individuelle présentées sur les Figures 5 à 7. En effet, bien que ces corrélations évoluent assez peu, la contribution des inégalités antérieures au marché du travail et aux inégalités de revenus semble se renforcer.

**Tableau 6 :** Décomposition de la variance des revenus le long du cycle de vie : Rôle des différences d'habileté qui préexistent à l'entrée sur le marché du travail

	Québec		Canada		États-Unis	
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
1970	54.4	45.8	61.0	44.8	57.0	70.0
1975	48.9	61.7	54.4	49.9	63.5	75.1
1980	52.6	57.5	64.7	52.6	55.5	69.8
1985	64.4	67.1	69.0	58.9	58.8	54.2
1990	70.8	66.9	69.9	68.5	75.5	52.6
1995	69.8	73.4	73.0	71.4	65.8	52.4
2000	60.5	68.4	71.4	71.3	82.0	65.6
2005	68.4	69.8	66.1	71.1	79.3	69.0
2010	64.2	72.4	61.9	71.0	87.3	72.2
2015	67.3	75.8	63.4	70.7	73.1	66.5
Moyenne	62.1	65.9	65.5	63	69.8	64.7

**Notes :** Le tableau présente la contribution de la dispersion entre habiletés individuelles à la variance des revenus perçus sur l'ensemble du cycle de vie professionnelle pour chaque cohorte. La dernière ligne du tableau présente la moyenne (non pondérée) des contributions de variance présentées dans chaque colonne du tableau. Les résultats sont exprimés en points de pourcentage.

## 7. Conclusion

Dans ce rapport, nous utilisons les données de l'Enquête sur la population active pour le Canada et du *Current Population Survey* pour les États-Unis pour étudier, vérifier ou infirmer le phénomène d'aplanissement du profil des salaires parmi les cohortes entrées récemment sur le marché du travail. Les statistiques descriptives que nous calculons à partir de ces enquêtes offrent des résultats contrastés entre le Québec, le Canada et les États-Unis. Nous trouvons en effet un aplanissement du profil des salaires pour les cohortes entrées récemment à la fois au Canada dans son ensemble et au Québec en particulier. Ce phénomène s'accompagne d'un salaire d'entrée plus élevé pour ces mêmes cohortes. Aux États-Unis, si on assiste bien à un aplanissement du profil des salaires parmi les premières cohortes, il n'est *a priori* pas évident que ce phénomène persiste parmi les cohortes plus récentes. De plus, il ne semble pas y avoir de hausse du salaire à l'entrée pour ces cohortes.

Grâce à l'analyse économétrique, nous sommes capables de détecter plus systématiquement le phénomène d'aplanissement du profil de salaires. Les résultats confirment la présence d'un aplanissement pour les travailleurs canadiens et américains. Ce résultat vaut à la fois pour les hommes et les femmes titulaires ou non d'un diplôme de niveau universitaire. Au Québec, le phénomène d'aplanissement du profil de salaires est inégal entre les hommes et les femmes : le profil des salaires s'aplanit pour les femmes mais change assez peu pour les hommes. Plus précisément, le profil des salaires s'aplanit pour les hommes titulaires d'un diplôme d'études secondaires, mais pas pour ceux qui ont effectué des études universitaires.

Pour interpréter ces résultats, nous utilisons un modèle théorique qui décrit les décisions d'investissement en capital humain effectuées tout au long du cycle de vie professionnelle et utilisons les résultats de l'analyse empirique pour le calibrer. En particulier, nous montrons que ce modèle est capable de bien expliquer les régularités empiriques concernant le salaire moyen, la dispersion du salaire et les asymétries de distribution des salaires qui émergent durant le cycle de vie professionnelle des cohortes de notre étude.

Prenant appui sur cette bonne performance empirique du modèle de capital humain, nous dégageons trois résultats principaux :

- Les distributions du niveau de capital humain à l'entrée sur le marché du travail et des habiletés individuelles sont relativement stables dans le temps.
- Le niveau moyen d'habileté individuelle conditionnelle au capital humain initial (qui peut être vu comme le produit de la scolarité) ne progresse pas non plus dans le temps.
- Le niveau de capital humain à l'entrée sur le marché du travail est plus élevé parmi les cohortes les plus récentes.

Il ressort de ces résultats qu'une hausse de capital humain initial combinée à une habileté individuelle conditionnelle stable dans le temps permet d'expliquer nos résultats empiriques. En effet, cette dynamique conduit à la fois à une progression du salaire à l'entrée sur le marché du travail et à un aplanissement du profil de salaire selon l'âge. C'est le scénario que nous appelons « diffusion moyenne du capital humain initial ». En particulier, notre modèle permet d'écarter le scénario concurrent dit de « renforcement de la corrélation entre capital humain initial et habileté individuelle ». Selon ce scénario, l'évolution du profil des salaires que nous avons documentée serait expliquée par une progression des inégalités antérieures à l'entrée sur le marché du travail. Notre analyse suggère donc que l'accès à davantage d'éducation dont ont bénéficié les cohortes entrées sur le marché du travail depuis 1970 (accès aux études supérieures, diffusion des diplômes de maîtrise, etc.) s'est fait de manière relativement égalitaire au Canada et au Québec.

## Bibliographie

- Autor, D. H., et Dorn, D. (2013). The Growth of Low-Skill Service Jobs and the Polarization of the US Labor Market. *American Economic Review*, 103(5), 1553-1597.
- Baker, M., et Solon, G. (2003). Earnings Dynamics and Inequality among Canadian Men, 1976–1992: Evidence from Longitudinal Income Tax Records. *Journal of Labor Economics*, 21(2), 289-321.
- Beach, C. M., et Finnie, R. (2004). A longitudinal analysis of earnings change in Canada. *Canadian Journal of Economics/Revue Canadienne D'Economique*, 37(1), 219-240.
- Beaudry, P., et Green, D. (2000). Cohort patterns in Canadian earnings: Assessing the role of skill premia in inequality trends. *Canadian Journal of Economics*, 33(4), 907-936.
- Beaudry, P, Green, D., et B. Sand. (2016). The Great Reversal in the Demand for Skills and Cognitive Tasks. *Journal of Labor Economics*, 34(S1, Part 2): S199-S247.
- Ben-Porath, I. (1967). The Production of Human Capital and the Life Cycle of Earnings. *Journal of Political Economy*, 75, 352-365.
- Berman, E., Bound, J., et Griliches, Z. (1994). Changes in the Demand for Skilled Labor within U.S. Manufacturing: Evidence from the Annual Survey of Manufacturers. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 109, No. 2 (May, 1994), pp. 367-397.
- Borjas, G.J., et Ramey, V.A. (1994). Time-Series Evidence on the Sources of Trends in Wage Inequality. *The American Economic Review*, Vol. 84, No. 2, pp. 10-16.
- Boudarbat, B., Lemieux, T. et Riddell., C. (2008). « Évolution du rendement du capital humain au Canada », RCCMTC (Réseau canadien dans le domaine du marché du travail et des compétences), Rapport de recherche no 1.
- Browning, M., Hansen, L., et Heckman, J. (1999). Micro data and general equilibrium models. I: Taylor, J.B., Woodford, M. (Eds.), *Handbook of Macroeconomics*, Elsevier Science B. V. Amsterdam.
- Card, D., et Lemieux, T. (2001). Can Falling Supply Explain the Rising Return to College for Younger Men? A Cohort-Based Analysis. *The Quarterly Journal of Economics*, 116(2), 705-746.
- Elsby, M. W. L., et Matthew D. Shapiro. (2012) “Why Does Trend Growth Affect Equilibrium Employment? A New Explanation of an Old Puzzle.” *American Economic Review* 102 (4): 1378–413.
- Fitzenberg B., Hujer, R. MaCurdy, T. E. et Schnabel R. (2001), Testing for uniform wage trends in

- West-Germany: A cohort analysis using quantile regressions for censored data, in *Empirical Economics*, v. 26, pp. 41-86.
- Grosling, A., S. Machin et Merghir, C. (2000). The Changing Distribution of Male Wages in the U.K. *Review of Economic Studies*, 67, 635-666.
- Guvenen, F., Kaplan, G., Song, J., et Weidner, J. (2017). Lifetime Incomes in the United States over Six Decades. NBER Working Paper Series, April 2017, n. 23371.
- Guvenen, F. et Kuruscu, B. (2010). A Quantitative Analysis of the Evolution of the U.S. Wage Distribution, 1970–2000, *NBER Macroeconomics Annual 2009*, 24, 227–276.
- Hendricks, L. (2018). Accounting for Changing Returns to Experience. *The B.E. Journal of Macroeconomics* 18:1.
- Huggett, M., Ventura, G., et Yaron, A. (2006). Human Capital and Earnings Distribution Dynamics, *Journal of Monetary Economics*, 53, 265—290.
- Huggett, M., Ventura, G., et Yaron, A. (2011). Sources of Lifetime Inequality, *American Economic Review*, 101(7), 2923—2954.
- Jeong, H., Kim, Y., et Manovskii, I. (2015). The Price of Experience. *American Economic Review*, 105(2), 784-815. <https://doi.org/10.1257/aer.20080841>
- Kambourov, G., et Manovskii, I. (2009a). Occupational Mobility and Wage Inequality. *Review of Economic Studies*, 76(2), 731-759.
- Kambourov, G., et Manovskii, I. (2009b). Accounting for the Changing Life-cycle Profile of Earnings. Unpublished Manuscript.
- Katz, L. F., et Murphy, K. M. (1992). Changes in Relative Wages, 1963-1987 : Supply and Demand Factors. *The Quarterly Journal of Economics*, 107(1), 35-78.
- Kong, Y.C., Ravikuma, B. et Vandenbroucke, G. (2018). Explaining cross-cohort differences in life-cycle earnings. *European Economic Review*, 107 (2018) 157-184.
- Lagakos, D., Moll, B., Porzio, T., Qian, N., et Schoellman, T. (2018). Life Cycle Wage Growth across Countries. *Journal of Political Economy*.
- Mincer, J. (1974). *Schooling, Experience and Earnings*. Columbia University Press. New York.
- Ravikumar, B., et Vandenbroucke, G. (2017). Why Are Life-Cycle Earnings Profiles Getting Flatter? *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 99(3), 245.
- Rosolia, A. et Torrini, R. (2016). The Generation Gap : A Cohort Analysis of Earnings Levels, Dispersion and Initial Labor Market Conditions in Italy, 1974-2014. Occasional papers, Bank

of Italy, number 366, November 2016.

Song, Zheng Michael et Dennis Tao Yang, (2012). "Life Cycle Earnings and Saving in a Fast-Growing Economy," mimeo, Chinese University of Hong Kong. Unpublished Manuscript.

## ANNEXE

### A. Données et définitions des variables

**L'enquête sur la population active (EPA)** canadienne porte sur la population civile âgée de 15 ans et plus. L'enquête est menée dans l'ensemble du pays, mais les personnes vivant dans les réserves et dans d'autres communautés autochtones sont exclues, ainsi que les membres à plein temps des Forces armées canadiennes, les pensionnaires d'établissements institutionnels et les ménages situés dans des régions extrêmement éloignées. L'EPA est une enquête transversale par échantillon et s'appuie sur un échantillon aléatoire fondé sur un plan de sondage stratifié à plusieurs degrés. L'échantillon mensuel compte environ 56 000 ménages, ce qui se traduit par la collecte de données de marché du travail portant sur 100 000 personnes environ. Pour la variable niveau d'éducation, nous regroupons les différents niveaux. Dans ce rapport, nous avons utilisé pour les niveaux des études secondaires les individus ayant fait des études secondaires partielles et ceux détenant un diplôme d'études secondaires, et pour le niveau universitaire, les individus ayant au minimum un baccalauréat.

**Le *Current Population Survey (CPS)*** des États-Unis est une enquête réalisée à partir d'un échantillon probabiliste de 60 000 ménages couvrant les 50 états et le District de Columbia. L'enquête est menée auprès de la population civile de 15 ans et plus n'appartenant ni aux Forces Armées ni à des institutions du type prison, établissement de soins de longue durée ou résidence pour personnes âgées. Le CPS est la principale source de statistiques mensuelles sur la population active. Elle est aussi utilisée pour collecter des données sur différents sujets touchant l'économie et le bien-être social via des questions regroupées dans les suppléments du CPS. Nous utilisons le supplément annuel démographique du CPS qui fournit des données supplémentaires sur le revenu durant l'année qui précède l'enquête. En particulier, pour la définition sur le *Niveau d'éducation*, la variable éducation du CPS<sup>17 18</sup> est divisée en différentes catégories. Nous avons analysé dans ce rapport les niveaux des études secondaires, individus étant diplômés du secondaire, et au niveau universitaire, avec les individus ayant au minimum un baccalauréat.

---

<sup>17</sup> [http://ceprdata.org/wp-content/cps/programs/march/cepr\\_march\\_educ.do](http://ceprdata.org/wp-content/cps/programs/march/cepr_march_educ.do)

<sup>18</sup> <http://ceprdata.org/wp-content/cps/cpsmar2017.pdf>

## B. Inégalités par cohorte et éducation

<b>Inégalités par cohorte</b>							
Études Secondaires							
Homme	Québec		Canada		États-Unis		
	Cohorte	Gini	Asymétrie	Gini	Asymétrie	Gini	Asymétrie
	1970	0,22	1,07	0,23	1,07	0,32	1,15
	1975	0,21	1,06	0,23	1,07	0,32	1,17
	1980	0,21	1,07	0,23	1,07	0,33	1,19
	1985	0,21	1,07	0,23	1,07	0,33	1,19
	1990	0,21	1,07	0,23	1,08	0,32	1,17
	1995	0,21	1,08	0,23	1,09	0,32	1,18
	2000	0,21	1,08	0,24	1,10	0,33	1,20
	2005	0,21	1,09	0,25	1,12	0,34	1,21
	2010	0,22	1,12	0,25	1,13	0,33	1,22
	2015	0,24	1,15	0,25	1,15	0,36	1,29
Études Secondaires							
Femme	Québec		Canada		États-Unis		
	Cohorte	Gini	Asymétrie	Gini	Asymétrie	Gini	Asymétrie
	1970	0,22	1,05	0,22	1,04	0,31	1,18
	1975	0,21	1,06	0,23	1,07	0,31	1,18
	1980	0,21	1,06	0,23	1,07	0,31	1,18
	1985	0,22	1,07	0,23	1,08	0,33	1,21
	1990	0,21	1,09	0,23	1,09	0,31	1,16
	1995	0,21	1,09	0,23	1,10	0,32	1,18
	2000	0,21	1,08	0,23	1,10	0,32	1,18
	2005	0,21	1,07	0,23	1,10	0,31	1,15
	2010	0,21	1,12	0,23	1,12	0,31	1,15
	2015	0,19	1,09	0,22	1,11	0,28	1,11

<b>Inégalités par cohorte</b>						
Études universitaires						
Homme						
Cohorte	Québec		Canada		États-Unis	
	Gini	Asymétrie	Gini	Asymétrie	Gini	Asymétrie
1970	0,21	1,02	0,23	1,04	0,42	1,41
1975	0,23	1,04	0,24	1,05	0,40	1,34
1980	0,24	1,03	0,25	1,05	0,40	1,33
1985	0,24	1,03	0,25	1,05	0,38	1,28
1990	0,24	1,04	0,25	1,05	0,37	1,27
1995	0,23	1,04	0,24	1,05	0,36	1,25
2000	0,22	1,03	0,24	1,04	0,36	1,24
2005	0,22	1,03	0,24	1,05	0,34	1,21
2010	0,22	1,04	0,24	1,06	0,36	1,27
2015	0,21	1,04	0,23	1,06	0,34	1,25
Études universitaires						
Femme						
Cohorte	Québec		Canada		États-Unis	
	Gini	Asymétrie	Gini	Asymétrie	Gini	Asymétrie
1970	0,21	0,99	0,22	1,00	0,32	1,16
1975	0,21	0,99	0,23	1,01	0,33	1,18
1980	0,22	1,03	0,24	1,04	0,35	1,23
1985	0,22	1,03	0,24	1,04	0,35	1,23
1990	0,21	1,02	0,24	1,04	0,34	1,23
1995	0,21	1,01	0,23	1,03	0,33	1,21
2000	0,20	1,01	0,23	1,03	0,32	1,21
2005	0,20	1,01	0,23	1,03	0,31	1,19
2010	0,20	1,02	0,22	1,04	0,29	1,15
2015	0,21	1,06	0,22	1,07	0,30	1,16

## C. Tableaux de régressions

Profil salarial 25 à 60 ans						
Homme	Québec		Canada		États-Unis	
	Études secondaires	Études universitaires	Études secondaires	Études universitaires	Études secondaires	Études universitaires
Cohorte	-0.0542 (0.058)	-0.0920 (0.050)	0.0708* (0.032)	0.0509* (0.025)	0.1244 (0.655)	1.7408* (0.851)
Cohorte <sup>2</sup>	0.0048* (0.002)	0.0046** (0.002)	0.0008 (0.001)	0.00007 (0.0009)	-0.00003 (0.0002)	-0.0004* (0.0002)
Âge	0.0442 (0.027)	0.1365*** (0.023)	0.0920*** (0.014)	0.1986*** (0.011)	0.3553 (0.674)	2.3091** (0.722)
Âge <sup>2</sup>	-0.0003 (0.0006)	-0.0025*** (0.0005)	-0.0011*** (0.0003)	-0.0035*** (0.0003)	-0.0032*** (0.0006)	-0.0047*** (0.0007)
Âge <sup>3</sup>	-0.0002 (0.0005)	0.0015*** (0.0004)	0.0003 (0.0002)	0.0021*** (0.0002)	0.0022*** (0.0005)	0.0023*** (0.0005)
Âge * Cohorte	0.0001 (0.0008)	0.0009 (0.0007)	-0.0014** (0.0004)	-0.0010** (0.0004)	-0.0001 (0.0003)	-0.0010** (0.0004)
Taux de chômage	0.5543 (0.723)	-0.9722 (0.560)	1.5047*** (0.368)	0.4942 (0.353)	-0.0161** (0.005)	-0.0167** (0.005)
R <sup>2</sup>	0.8185	0.9479	0.9415	0.9788	0.8293	0.9377
Nombre d'observations	177	177	177	177	181	181
Femme						
Femme	Québec		Canada		États-Unis	
	Études secondaires	Études universitaires	Études secondaires	Études universitaires	Études secondaires	Études universitaires
Cohorte	0.1401* (0.062)	0.0701 (0.041)	0.0771** (0.028)	0.0986** (0.028)	0.7057 (0.410)	1.7869*** (0.320)
Cohorte <sup>2</sup>	-0.0021 (0.002)	-0.0018 (0.001)	-0.0001 (0.001)	-0.0020* (0.001)	-0.0002 (0.0001)	-0.0004*** (0.00008)
Âge	0.0736** (0.027)	0.1265*** (0.018)	0.0703*** (0.012)	0.1790*** (0.014)	0.4142 (0.453)	1.5832*** (0.323)
Âge <sup>2</sup>	-0.0005 (0.0006)	-0.0020*** (0.0004)	-0.0008** (0.0003)	-0.0032*** (0.0003)	-0.0023** (0.0008)	-0.0064*** (0.0005)
Âge <sup>3</sup>	-0.00016 (0.0004)	0.0010*** (0.0003)	0.0002 (0.0002)	0.0019*** (0.0002)	0.0017* (0.0007)	0.0043*** (0.0004)
Âge * Cohorte	-0.0020* (0.0009)	-0.0007 (0.0006)	-0.0010* (0.0004)	-0.0011* (0.0004)	-0.0002 (0.0002)	-0.0006*** (0.0002)
Taux de chômage	2.9161*** (0.779)	0.1727 (0.578)	2.4967*** (0.351)	1.5099*** (0.409)	-0.0160*** (0.003)	-0.0091** (0.003)
R <sup>2</sup>	0.7382	0.9296	0.9365	0.9619	0.7179	0.9285
Nombre d'observations	177	177	177	177	181	181

Note: \* p<0,05; \*\* p<0,01; \*\*\* p<0,001. Les écarts types sont présentés entre parenthèses.

Profil salarial 25 à 55 ans						
Homme	Québec		Canada		États-Unis	
	Études secondaires	Études universitaires	Études secondaires	Études universitaires	Études secondaires	Études universitaires
Cohorte	0.0003 (0.062)	-0.0509 (0.052)	0.1065** (0.032)	0.0434 (0.027)	0.4193 (0.665)	1.8244* (0.831)
Cohorte <sup>2</sup>	0.0033 (0.002)	0.0034 (0.002)	-0.0002 (0.001)	0.0003 (0.0009)	-0.0001 (0.0002)	-0.0004* (0.0002)
Âge	0.0965** (0.031)	0.1749*** (0.030)	0.1378*** (0.018)	0.2370*** (0.015)	0.8953 (0.656)	2.5098*** (0.702)
Âge <sup>2</sup>	-0.0014* (0.0007)	-0.0033*** (0.0007)	-0.0021*** (0.0004)	-0.0046*** (0.0003)	-0.0048*** (0.001)	-0.0048*** (0.001)
Âge <sup>3</sup>	0.0007 (0.0006)	0.0021*** (0.0005)	0.0011** (0.0003)	0.0030*** (0.0003)	0.0033*** (0.0008)	0.0023** (0.0008)
Âge * Cohorte	-0.0008 (0.0009)	0.0002 (0.0008)	-0.0020*** (0.0005)	-0.0009* (0.0004)	-0.0003 (0.0003)	-0.0011** (0.0003)
Taux de chômage	0.8341 (0.741)	-0.6500 (0.586)	1.8405*** (0.360)	0.5174 (0.365)	-0.0162** (0.005)	-0.0157** (0.006)
R <sup>2</sup>	0.8465	0.9498	0.9506	0.9811	0.8567	0.9395
Nombre d'observations	159	159	159	159	163	163
Femme						
	Québec		Canada		États-Unis	
	Études secondaires	Études universitaires	Études secondaires	Études universitaires	Études secondaires	Études universitaires
Cohorte	0.1546* (0.070)	0.0948* (0.042)	0.0834** (0.031)	0.1020** (0.031)	0.8093 (0.411)	1.7678*** (0.329)
Cohorte <sup>2</sup>	-0.0025 (0.002)	-0.0025** (0.001)	-0.0003 (0.001)	-0.0020 (0.001)	-0.0002* (0.0001)	-0.0004*** (0.00008)
Âge	0.1203** (0.035)	0.1668*** (0.019)	0.0989*** (0.019)	0.2317*** (0.017)	0.6057 (0.450)	1.5441*** (0.345)
Âge <sup>2</sup>	-0.0017* (0.0008)	-0.0029*** (0.0005)	-0.0015** (0.0004)	-0.0045*** (0.0004)	-0.0034** (0.001)	-0.0068*** (0.0008)
Âge <sup>3</sup>	0.0009 (0.0006)	0.0018*** (0.0004)	0.0009* (0.0004)	0.0031*** (0.0003)	0.0025** (0.0009)	0.0046*** (0.0007)
Âge * Cohorte	-0.0022* (0.001)	-0.0011** (0.0006)	-0.0011** (0.0004)	-0.0012** (0.0005)	-0.0002 (0.0002)	-0.0006*** (0.0002)
Taux de chômage	3.3125*** (0.852)	0.2519 (0.571)	2.5427*** (0.383)	1.4822*** (0.406)	-0.0143*** (0.003)	-0.0096** (0.003)
R <sup>2</sup>	0.7608	0.9363	0.9388	0.9681	0.6993	0.9301
Nombre d'observations	159	159	159	159	163	163

Note: \* p<0,05; \*\* p<0,01; \*\*\* p<0,001. Les écarts types sont présentés entre parenthèses.

Profil salarial 25 à 65 ans						
Homme	Québec		Canada		États-Unis	
	Études secondaires	Études universitaires	Études secondaires	Études universitaires	Études secondaires	Études universitaires
Cohorte	-0.0363 (0.055)	-0.0658 (0.054)	0.0737* (0.031)	0.0388 (0.025)	0.0930 (0.641)	1.7855* (0.858)
Cohorte <sup>2</sup>	0.0042* (0.002)	0.0037* (0.002)	0.0007 (0.001)	0.0003 (0.0009)	-0.00002 (0.0002)	-0.0004* (0.0002)
Âge	0.0343 (0.022)	0.0873*** (0.022)	0.0732*** (0.014)	0.1593*** (0.012)	0.1951** (0.666)	2.4380** (0.736)
Âge <sup>2</sup>	0.00001 (0.0004)	-0.0012** (0.0004)	-0.0006* (0.0003)	-0.0026*** (0.0002)	-0.0019** (0.0006)	-0.0055*** (0.0005)
Âge <sup>3</sup>	-0.0005 (0.0003)	0.0004 (0.0003)	-0.0001 (0.0002)	0.0014*** (0.0002)	0.0011 (0.0004)	0.0029*** (0.0004)
Âge * Cohorte	-0.0001 (0.0008)	0.0005 (0.0008)	-0.0014** (0.0004)	-0.0008* (0.0004)	-0.00004 (0.0003)	-0.0011** (0.0004)
Taux de chômage	0.7988 (0.713)	-0.9890 (0.609)	1.5057*** (0.360)	0.2311 (0.374)	-0.0172*** (0.005)	-0.0161** (0.005)
R <sup>2</sup>	0.7974	0.9320	0.9283	0.9728	0.8159	0.9304
Nombre d'observations	190	190	190	190	194	194
Femme						
	Québec		Canada		États-Unis	
	Études secondaires	Études universitaires	Études secondaires	Études universitaires	Études secondaires	Études universitaires
Cohorte	0.1280* (0.060)	0.0836 (0.044)	0.0593* (0.026)	0.0994** (0.028)	0.8026* (0.404)	1.8338*** (0.328)
Cohorte <sup>2</sup>	-0.0017 (0.002)	-0.0022 (0.002)	0.0004 (0.0009)	-0.0021* (0.001)	-0.0002* (0.0001)	-0.0005*** (0.00008)
Âge	0.0912*** (0.026)	0.1091*** (0.019)	0.0609*** (0.010)	0.1463*** (0.014)	0.5031 (0.441)	1.5219*** (0.333)
Âge <sup>2</sup>	-0.0010 (0.0005)	-0.0015*** (0.0004)	-0.0006** (0.0002)	-0.0023*** (0.0003)	-0.0012* (0.0006)	-0.0048*** (0.0004)
Âge <sup>3</sup>	0.0002 (0.0004)	0.0006* (0.0003)	0.0001 (0.0001)	0.0013*** (0.0002)	0.0007 (0.0004)	0.0030*** (0.0003)
Âge * Cohorte	-0.0019* (0.0009)	-0.0009 (0.0006)	-0.0007 (0.0004)	-0.0011** (0.0004)	-0.0002 (0.0002)	-0.0006*** (0.0002)
Taux de chômage	2.8646*** (0.759)	0.1684 (0.601)	2.2992*** (0.330)	1.2870** (0.427)	-0.0155*** (0.003)	-0.0104** (0.003)
R <sup>2</sup>	0.6986	0.9086	0.9318	0.9518	0.7124	0.9132
Nombre d'observations	190	190	190	190	194	194

Note: \* p<0,05; \*\* p<0,01; \*\*\* p<0,001. Les écarts types sont présentés entre parenthèses.

## D. Annexe du modèle

Dans cette annexe, nous présentons des résultats et des détails supplémentaires sur le modèle de capital humain utilisé dans notre étude. Pour commencer, nous rappelons dans le Tableau D1 la valeur des paramètres utilisés dans tous nos calculs.

**Tableau D1 : Valeur des paramètres du modèle**

$J$	$r$	$g$	$\alpha$	$\delta$
36	0.0040	0.0014	0.75	0.0114

**Notes :**  $J$  : nombre d'années de vie professionnelle ;  $r$  : taux d'escompte ;  $g$  : taux de croissance de la rémunération du capital humain ;  $\alpha$  : courbure de la fonction de production de capital humain ;  $\delta$  : taux de dépréciation du capital humain.

Avec ces paramètres, nous résolvons le problème d'investissement en capital humain, ce qui conduit au calcul des fonctions de décisions  $h_j(h; a)$  et  $\ell_j(h; a)$ . En particulier, à partir d'une distribution initiale donnée  $H_0(h, a)$ ,  $h_j(h; a)$  permet de construire les distributions  $H_j(h, a)$  à tous les âges suivants, c'est-à-dire pour  $j = 1, \dots, J - 1$ . Nous recherchons  $H_0(h, a)$  de manière à minimiser l'objectif suivant :

$$\frac{1}{3J} \sum_{j=0}^{J-1} \sum_{k=1}^3 \left| \log \left( \frac{m_k^{\text{données}}(j)}{m_k^{\text{modèle}}(j)} \right) \right|. \quad (9)$$

$m_k^{\text{modèle}}(j)$  désigne le moment prédit par le modèle à l'âge  $j$ , et  $m_k^{\text{données}}(j)$  désigne sa contrepartie empirique. L'indice  $k$  prend trois valeurs qui correspondent aux trois types de moments utilisés dans le calcul de la fonction objectif : la moyenne, le coefficient de Gini et le coefficient d'asymétrie.

Nous illustrons le fonctionnement du modèle en présentant les résultats obtenus dans la calibration sur les données pour le Canada, séparément pour les hommes et les femmes mais sans distinguer les cohortes selon le niveau de formation initiale. Le Tableau D2 donne un premier aperçu de la performance quantitative du modèle : le tableau présente l'écart moyen (en valeur absolue) entre les moments prédits et les moments empiriques, c'est-à-dire la valeur de la fonction objectif utilisée pour la recherche de la distribution  $H_0(h, a)$ . Les écarts moyens sont toujours inférieurs à 5% et

parfois même inférieurs à 1%. La performance du modèle est légèrement moins bonne lorsque les moments disponibles couvrent la fin (cohortes les plus anciennes) plutôt que le début du cycle de vie professionnelle. Cependant, même dans ces cas-là, la performance reste très satisfaisante.

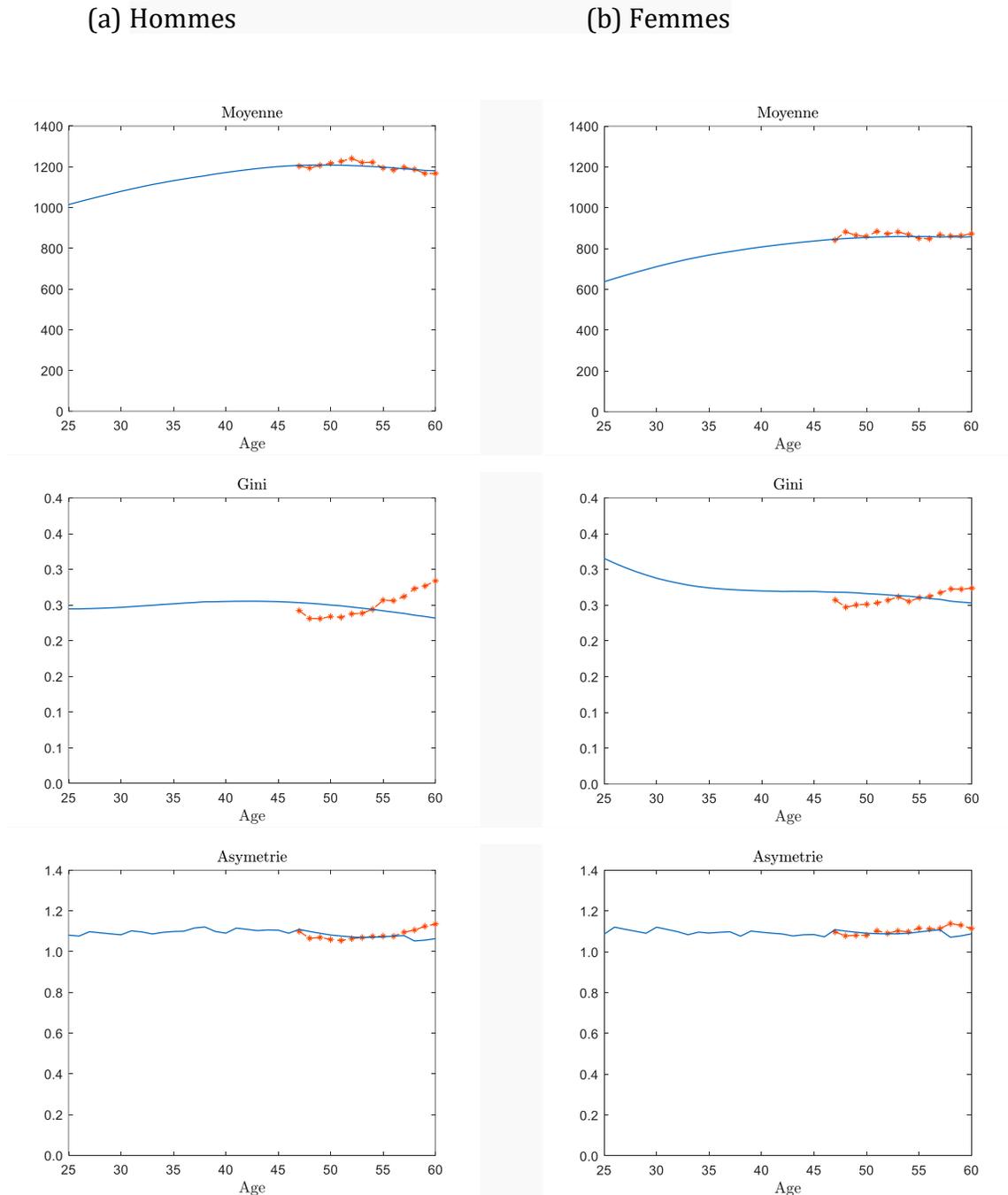
**Tableau D2 : Écart moyen entre les moments prédits et les moments empiriques**

Cohorte	Nombre d'observations	Hommes	Femmes
1970	14	3.82	2.58
1975	19	4.57	2.57
1980	24	3.94	3.21
1985	27	2.00	1.67
1990	27	1.32	1.50
1995	24	1.29	1.45
2000	19	1.58	1.53
2005	14	1.26	1.27
2010	9	1.38	0.89
2015	4	0.57	0.87

**Notes :** Le tableau présente l'écart moyen (en valeur absolue) entre les moments (moyenne, coefficient de Gini, asymétrie) prédits par le modèle et les moments empiriques correspondants. Les résultats sont exprimés en points de pourcentage.

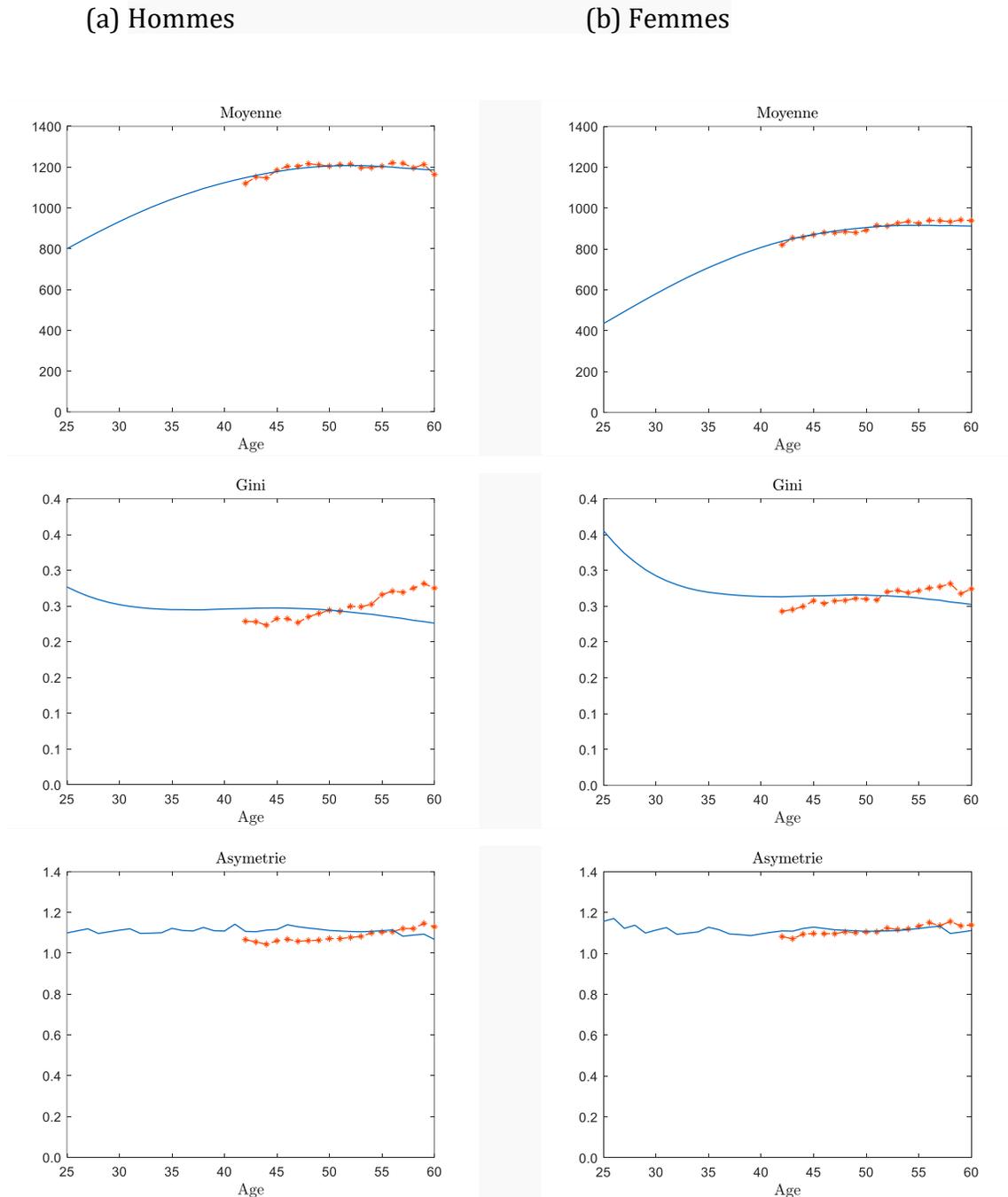
Les figures D1 à D10 offrent un aperçu plus détaillé de la performance quantitative du modèle. Pour chacune des cohortes, les figures comparent les données aux moments prédits pour la moyenne, le coefficient de Gini et l'asymétrie des distributions de salaire. Tout d'abord, les figures montrent que les écarts moyens présentés dans le Tableau D2 sont assez représentatifs de la capacité du modèle à rendre compte de tous les moments empiriques. Autrement dit, il y a assez peu de variances dans les écarts entre les moments prédits et les moments empiriques. Ensuite, les figures montrent que les écarts proviennent principalement des coefficients de Gini et d'asymétrie, et assez peu des moyennes (que nous analysons dans le rapport).

**Figure D1 : Moments prédits et moments empiriques pour la cohorte 1970**



**Notes :** Les figures présentent la moyenne, le coefficient de Gini et le coefficient d'asymétrie des salaires des hommes et des femmes au Canada. Les lignes continues correspondent aux moments prédits par le modèle. Les valeurs en pointillés correspondent aux données calculées à partir de l'Enquête sur la population active.

**Figure D2 : Moments prédits et moments empiriques pour la cohorte 1975**

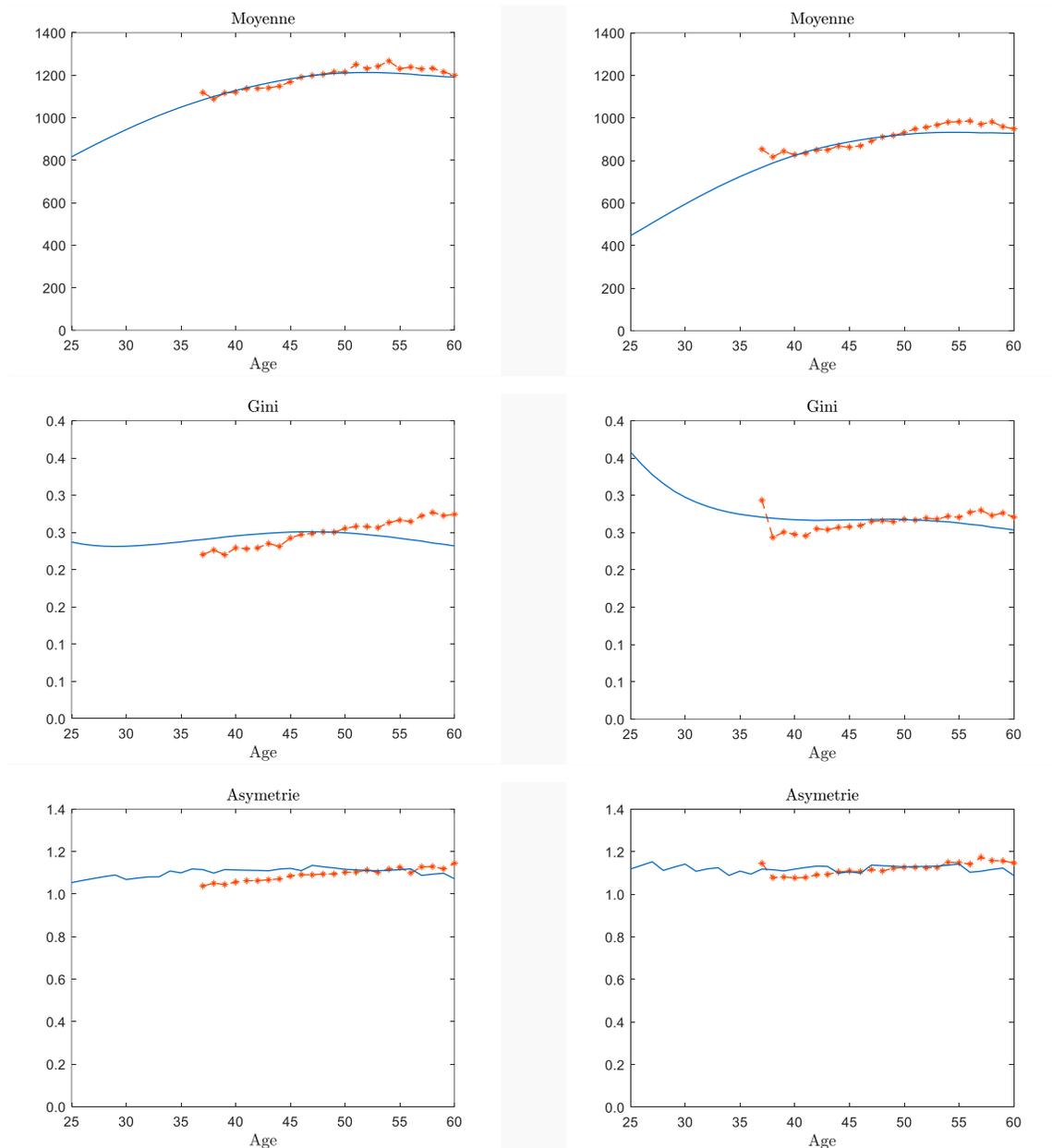


**Notes :** Les figures présentent la moyenne, le coefficient de Gini et le coefficient d'asymétrie des salaires des hommes et des femmes au Canada. Les lignes continues correspondent aux moments prédits par le modèle. Les valeurs en pointillés correspondent aux données calculées à partir de l'Enquête sur la population active.

**Figure D3 : Moments prédits et moments empiriques pour la cohorte 1980**

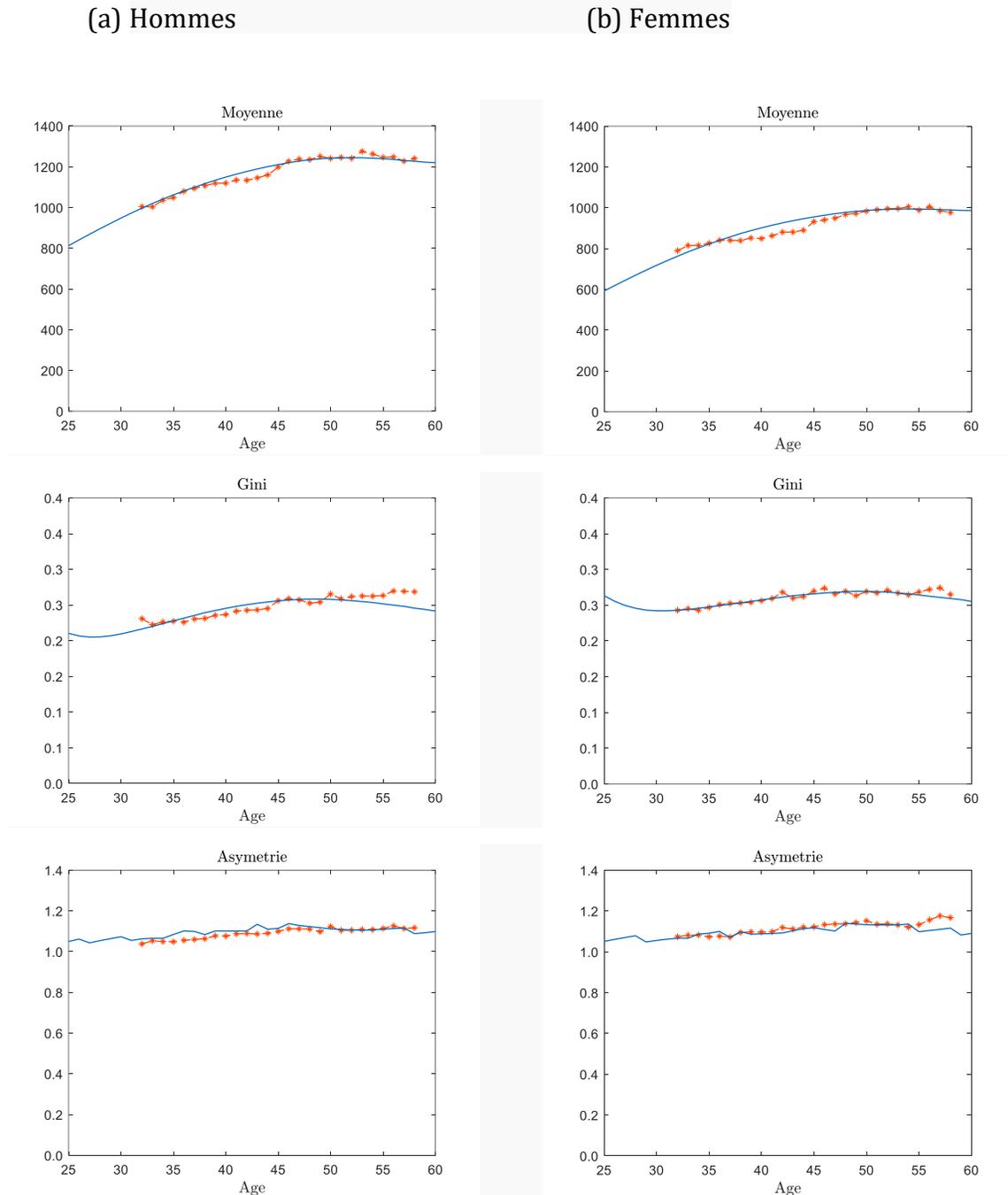
(a) Hommes

(b) Femmes



**Notes :** Les figures présentent la moyenne, le coefficient de Gini et le coefficient d'asymétrie des salaires des hommes et des femmes au Canada. Les lignes continues correspondent aux moments prédits par le modèle. Les valeurs en pointillés correspondent aux données calculées à partir de l'Enquête sur la population active.

**Figure D4 : Moments prédits et moments empiriques pour la cohorte 1985**

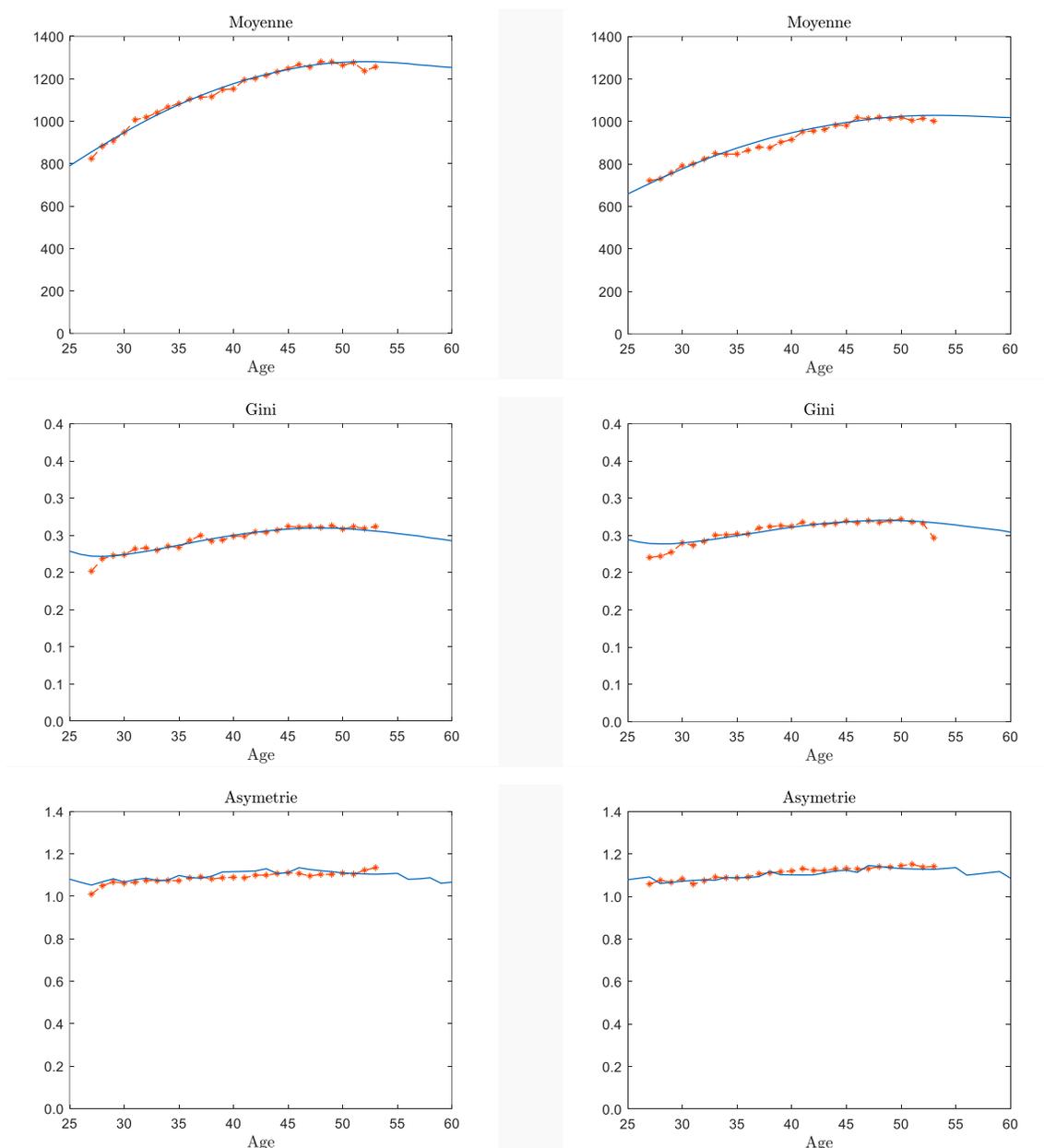


**Notes :** Les figures présentent la moyenne, le coefficient de Gini et le coefficient d'asymétrie des salaires des hommes et des femmes au Canada. Les lignes continues correspondent aux moments prédits par le modèle. Les valeurs en pointillés correspondent aux données calculées à partir de l'Enquête sur la population active.

**Figure D5 : Moments prédits et moments empiriques pour la cohorte 1990**

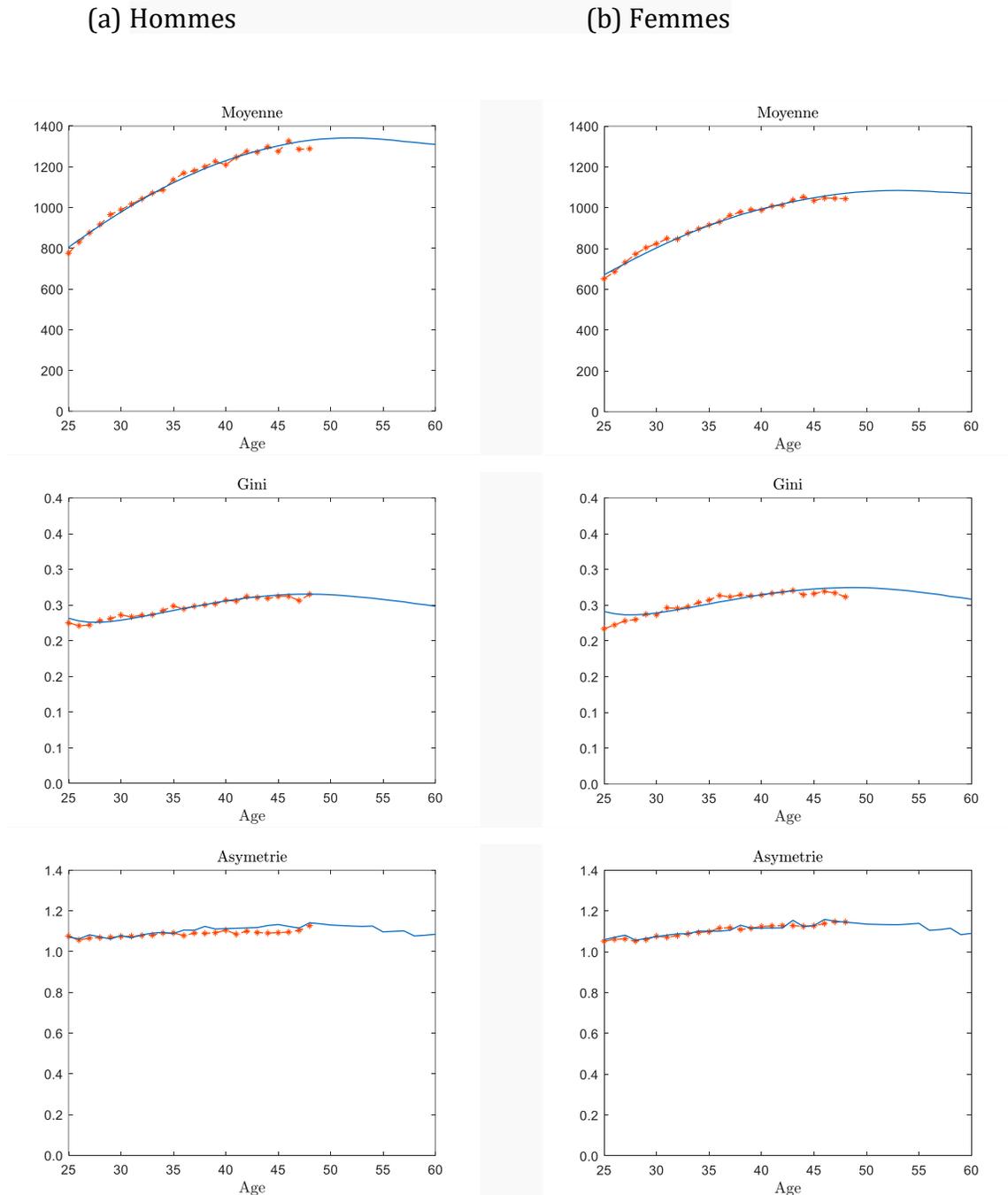
(a) Hommes

(b) Femmes



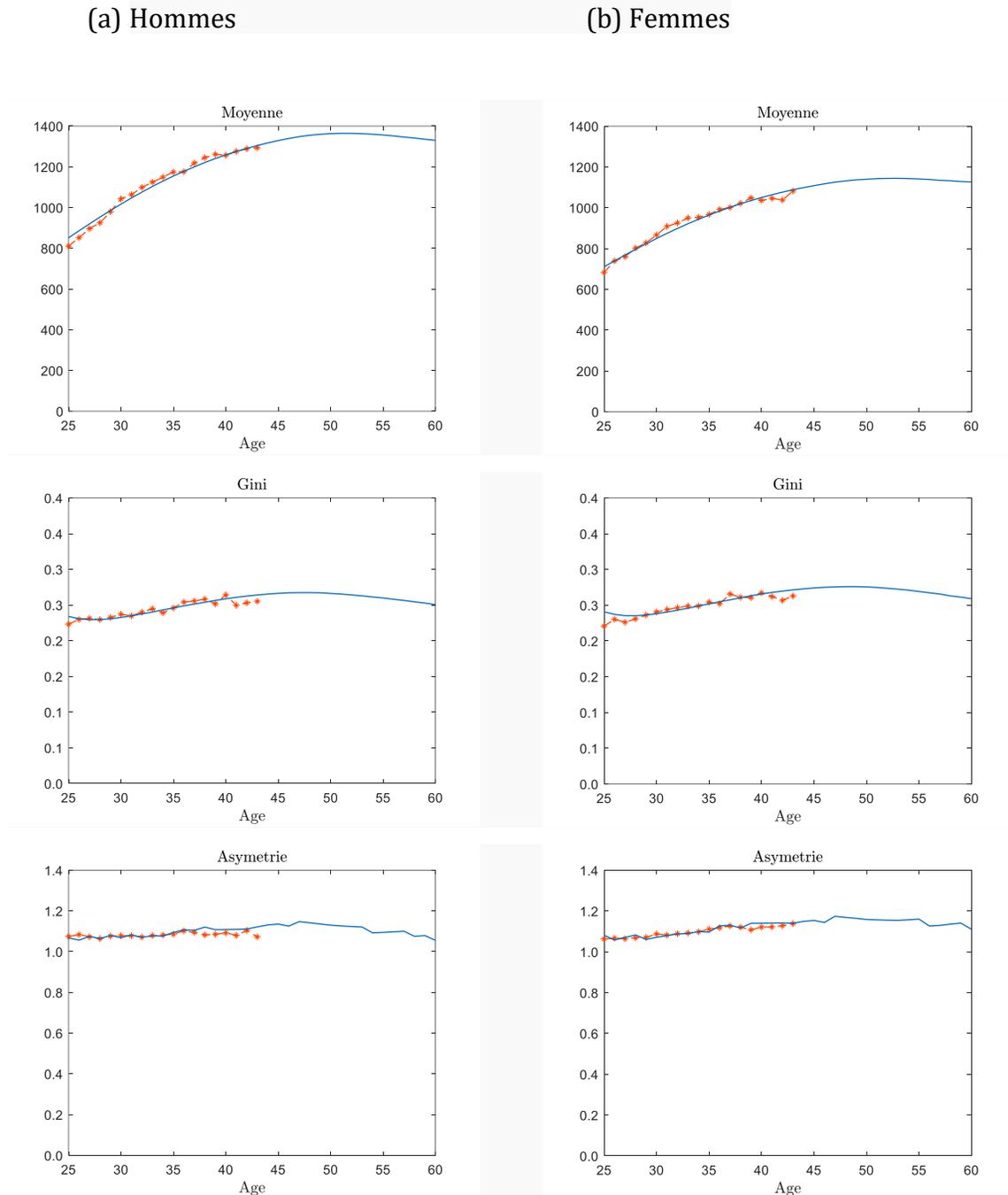
**Notes :** Les figures présentent la moyenne, le coefficient de Gini et le coefficient d'asymétrie des salaires des hommes et des femmes au Canada. Les lignes continues correspondent aux moments prédits par le modèle. Les valeurs en pointillés correspondent aux données calculées à partir de l'Enquête sur la population active.

**Figure D6 : Moments prédits et moments empiriques pour la cohorte 1995**



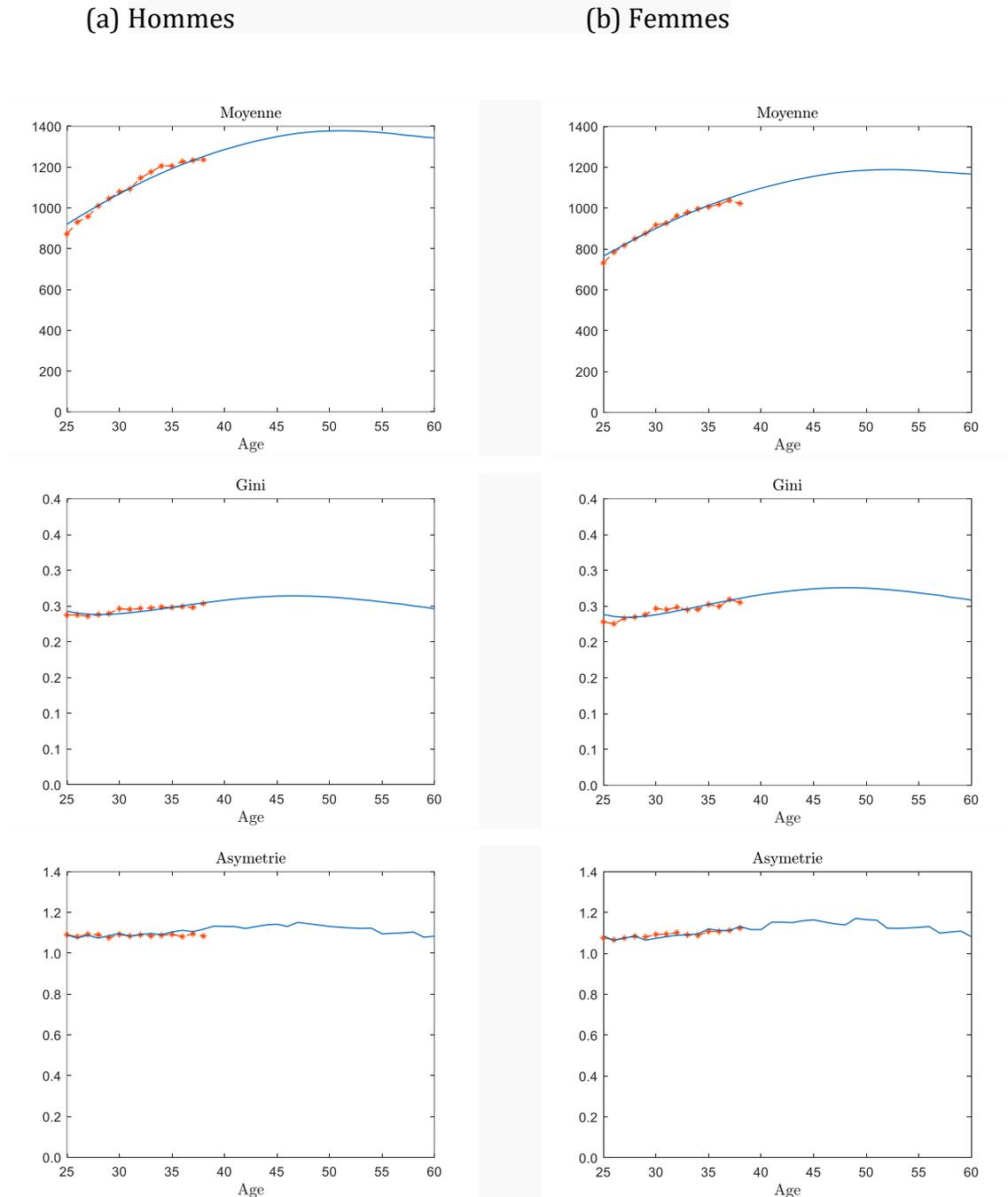
**Notes :** Les figures présentent la moyenne, le coefficient de Gini et le coefficient d'asymétrie des salaires des hommes et des femmes au Canada. Les lignes continues correspondent aux moments prédits par le modèle. Les valeurs en pointillés correspondent aux données calculées à partir de l'Enquête sur la population active.

**Figure D7 : Moments prédits et moments empiriques pour la cohorte 2000**



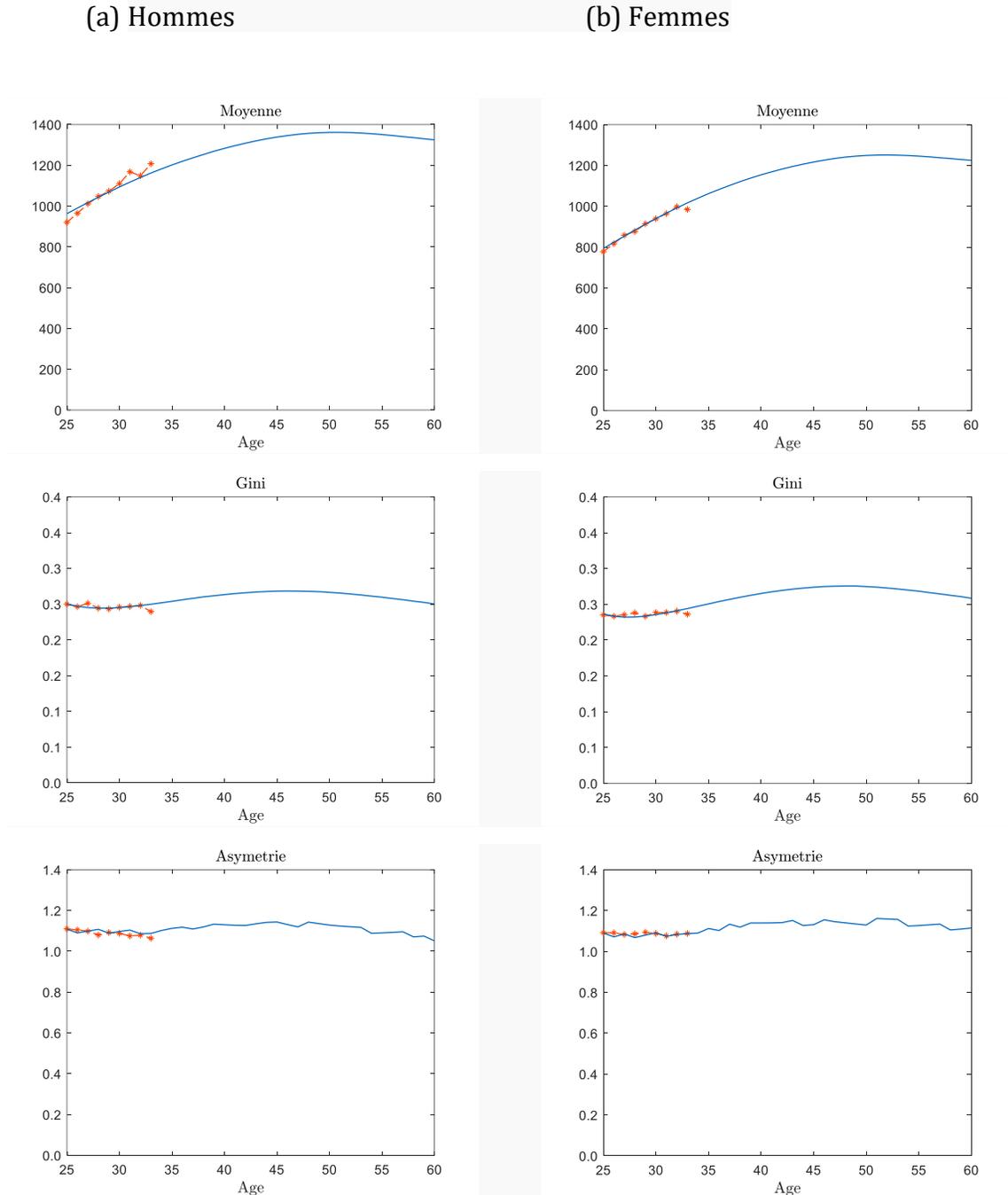
**Notes :** Les figures présentent la moyenne, le coefficient de Gini et le coefficient d'asymétrie des salaires des hommes et des femmes au Canada. Les lignes continues correspondent aux moments prédits par le modèle. Les valeurs en pointillés correspondent aux données calculées à partir de l'Enquête sur la population active.

**Figure D8 : Moments prédits et moments empiriques pour la cohorte 2005**



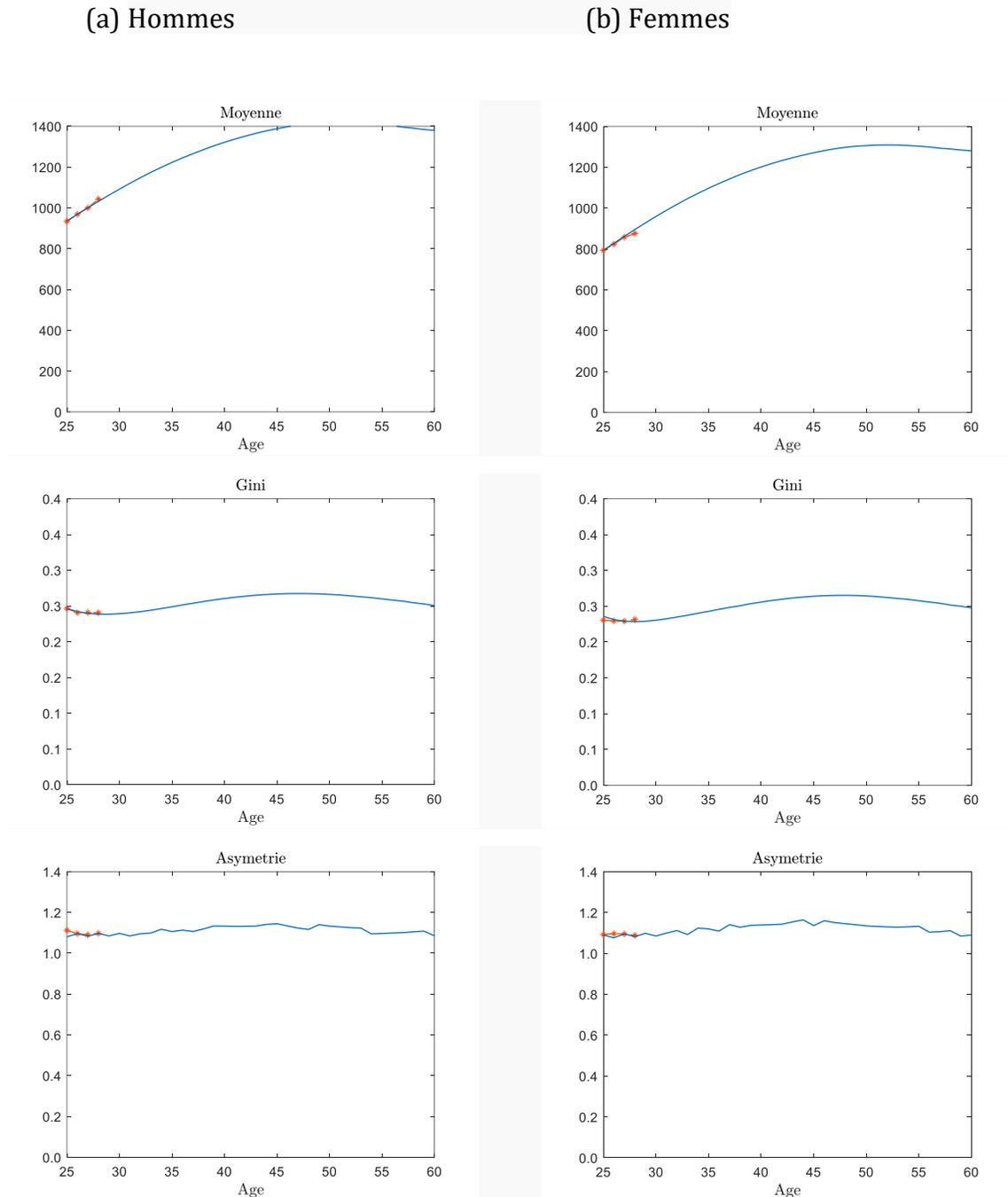
**Notes :** Les figures présentent la moyenne, le coefficient de Gini et le coefficient d'asymétrie des salaires des hommes et des femmes au Canada. Les lignes continues correspondent aux moments prédits par le modèle. Les valeurs en pointillés correspondent aux données calculées à partir de l'Enquête sur la population active.

**Figure D9: Moments prédits et moments empiriques pour la cohorte 2010**



**Notes :** Les figures présentent la moyenne, le coefficient de Gini et le coefficient d'asymétrie des salaires des hommes et des femmes au Canada. Les lignes continues correspondent aux moments prédits par le modèle. Les valeurs en pointillés correspondent aux données calculées à partir de l'Enquête sur la population active.

**Figure D10 : Moments prédits et moments empiriques pour la cohorte 2015**



**Notes :** Les figures présentent la moyenne, le coefficient de Gini et le coefficient d'asymétrie des salaires des hommes et des femmes au Canada. Les lignes continues correspondent aux moments prédits par le modèle. Les valeurs en pointillés correspondent aux données calculées à partir de l'Enquête sur la population active.