Du revenu à la classe : l'écart entre francophones et anglophones au Québec, 1961-2021

Marc-Antoine Dupuis[*], Yannick Dufresne[†]

Papier de conférence préparé pour le séminaire d'automne 2026 du Groupe de recherche en communication politique (GRCP).

Résumé

En 1961, les anglophones occupent le sommet de la hiérarchie sociale du Québec. En 2021, le revenu d'emploi médian des francophones dépasse le leur. Nous demandons si la position de classe a suivi le revenu, et ce qui a défait la hiérarchie. Deux explications s'opposent. Selon la première, l'écart venait d'un retard de scolarisation et s'est refermé au rythme du remplacement des cohortes. Selon la seconde, il venait du contrôle anglophone de l'économie, et l'action de l'État québécois l'a défait en quelques années en changeant la valeur du français sur le marché du travail. Nous suivons les hommes actifs du Québec de 1931 à 2021 avec quatre mesures tirées des recensements, le score socioéconomique de Blishen des professions, un score individuel de scolarité et de revenu, la présence dans le 10 % supérieur et le revenu médian, et comparons le Québec au reste du Canada quand une hypothèse l'exige. L'écart de position de classe se réduit de moitié de 1971 à 1991, mais il tient presque entièrement à l'âge et à la scolarité et recule d'une cohorte à l'autre, sans mouvement propre au Québec. L'écart de revenu à âge et scolarité égaux se referme de 11 points entre 1971 et 1981, dans toutes les cohortes, et presque rien ne bouge ailleurs au Canada. Dans la même décennie, les anglophones du Québec perdent face à ceux du reste du Canada un avantage de revenu que les francophones du Québec ne perdent pas. Ils restent surreprésentés au sommet en 2021.

Mots-clés : classe sociale, échelle de Blishen, écart salarial linguistique, Révolution tranquille, cohortes, Québec

[*]Étudiant à la maîtrise en science politique, Université Laval
[†]Professeur titulaire de science politique, Université Laval

1 Introduction

Au Québec, la langue est politique. Le nationalisme québécois qui émerge dans les années 1960 est étroitement lié à l'émancipation des francophones (Vallières, 1968, p. 21-23 ; Lalonde, 1968 ; Levine, 1990). La société est alors stratifiée selon l'origine ethnique. Les anglophones occupent les postes les plus élevés (Porter, 1957, p. 386 ; Porter, 1958, p. 491 ; Porter, 1965/2015, p. 93 ; Blishen, 1958, p. 524 ; Dofny & Rioux, 1962, p. 291) et ont des revenus plus élevés (Commission royale d'enquête sur le bilinguisme et le biculturalisme, 1969, p. 24 ; Vaillancourt, 1979, p. 542). Pour Heller et Boutet (2006, p. 13), le lien entre la langue, l'identité et le nationalisme tient à cette stratification ethnolinguistique. Un renversement semble pourtant avoir eu lieu. En 2005, le manifeste *Pour un Québec lucide* constate déjà qu'en 1961, le revenu moyen des francophones ne valait que les deux tiers de celui des anglophones, alors que les deux groupes sont désormais tout près de la parité. Le retard à combler serait désormais celui du Québec en Amérique du Nord (Bouchard et al., 2005, p. 2). L'écart de revenu s'est en effet fortement réduit pendant et après la Révolution tranquille (Boulet, 1980, p. 9 ; Albouy, 2008, p. 1211), jusqu'à se renverser pour le revenu médian à partir de 2006 (Lussier, 2012, p. 8-9 ; Donovan & Bell, 2024).

La littérature compte toutefois trois angles morts. Premièrement, la tradition sociologique, centrée sur les classes sociales (Porter, 1965/2015 ; Blishen, 1958 ; Darroch, 1979), dialogue peu avec la tradition économique, centrée sur les salaires (Shapiro & Stelcner, 1981 ; Albouy, 2008). Deuxièmement, les mesures diffèrent d'une tradition à l'autre, et celles de la classe sociale s'arrêtent pour la plupart en 1971 (Darroch, 1979 ; Lautard & Loree, 1984). Troisièmement, la cause du renversement reste débattue : le rattrapage scolaire (Gagnon et al., 2023, p. 327), les interventions de l'État (Vaillancourt et al., 2007, p. 12) ou la recomposition de la communauté anglophone (Boulet, 1980, p. 43 ; Grenier, 1987, p. 781).

Notre cadre théorique s'appuie sur ces explications (figure 1). Nous en tirons trois hypothèses : un rattrapage par le remplacement des cohortes (H1), une rupture propre au Québec de 1971 à 1981 (H2) et un recul des anglophones du Québec face à ceux du reste du Canada (H3). Nous les testons chez les hommes actifs avec quatre mesures tirées des mêmes recensements, le score socioéconomique de Blishen des professions, un score individuel de scolarité et de revenu, la présence dans le 10 % supérieur et le revenu médian. Nous mobiliserons les données du recensement de 1931 à 2021, avec des tests statistiques commençant en 1971. Le renversement étudié part de 1961, veille de la Révolution tranquille et dernier recensement publié sous forme de tableaux imprimés, et les recensements de 1931 à 1951 montrent la hiérarchie qui le précède.

2 Cadre théorique et hypothèses

Un premier modèle, celui de la *hiérarchie héritée*, situe la cause de l'écart du côté de l'offre de qualifications. Les francophones exercent des professions moins bien classées parce qu'ils sont

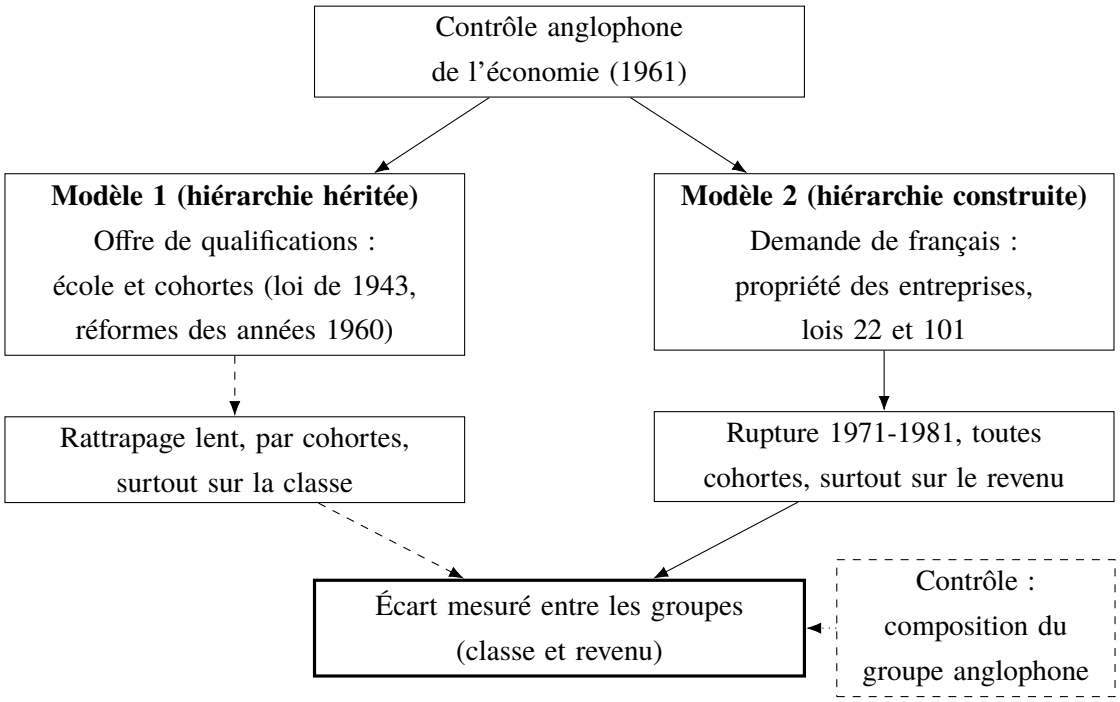
moins scolarisés, et l'écart se referme lentement, à mesure que des cohortes plus scolarisées remplacent les anciennes, que cette scolarisation vienne de la loi de 1943 ou des réformes des années 1960. Porter attribue la faible présence des Canadiens français dans les professions libérales et financières à leur manque de scolarité (Porter, 1965/2015, p. 88), et à un enseignement trop « français » et « catholique » pour les préparer à l'économie moderne (Porter, 1965/2015, p. 98). Pour Gagnon et al. (2023, p. 327), c'est la loi de 1943 sur la fréquentation scolaire obligatoire des enfants de 6 à 14 ans qui amorce le rattrapage, et Dean et Geloso (2022, p. 634) situent eux aussi dans les années 1940 le début de la réduction de l'écart. De ce modèle découle notre **H1**, selon laquelle l'écart se réduit d'une cohorte à l'autre, mais peu à l'intérieur d'une même cohorte. Elle serait contredite si l'écart se réduisait en même temps dans toutes les cohortes. Ce mécanisme joue d'abord sur la position de classe, puisque l'accès aux professions passe par les diplômes, et il ne prédit pas de mouvement du revenu à qualification égale.

Le deuxième modèle, celui de la *hiérarchie construite*, situe la cause du côté de la demande de français sur le marché du travail, que l'action de l'État, pendant et après la Révolution tranquille, aurait changée. La langue y est vue comme un capital humain (Vaillancourt, 1996, p. 81), et les entreprises choisissent leurs langues de travail selon leur propriété, leur technologie et leur marché (Lacroix & Vaillancourt, 1987, p. 41-42). Tant que les anglophones contrôlent les grandes entreprises, la nouvelle classe moyenne francophone se tourne vers l'État québécois (Fenwick, 1981, p. 205), qui agit ensuite sur la demande de français par le Québec inc. (le réseau d'entreprises détenues par des francophones) et par les lois linguistiques (Vaillancourt et al., 2007, p. 12). Les lois 22 et 101 ouvrent ainsi aux francophones des postes de cadres dans le secteur privé (Coleman, 1981, p. 483). Contrairement au premier, ce modèle prédit une forte réduction des écarts dans les années qui suivent la Révolution tranquille, dans l'ensemble des cohortes, puisque la demande de français change pour tous les travailleurs à la fois, et d'abord sur le revenu, puisque le prix d'une langue change plus vite que l'accès aux professions. Il en découle deux hypothèses. Selon **H2**, l'écart se ferme plus vite de 1971 à 1981 qu'au cours des décennies suivantes, et plus vite au Québec que dans le reste du Canada. Selon **H3**, les anglophones du Québec reculent par rapport à ceux du reste du Canada, puisqu'ils perdent la rente que leur procurait l'anglais. Nous testons chaque hypothèse sur les deux dimensions, la position de classe et le revenu, en attendant que H1 vaille surtout pour la première et H2 surtout pour la seconde. La décennie 1961-1971 reste hors de portée de ces tests, faute de microdonnées avant 1971 et parce que le passage de l'origine à la langue maternelle rend 1961 et 1971 difficilement comparables.

Enfin, nous tenons compte de la composition du groupe anglophone, à titre de contrôle. De 1966 à 1976, le Québec perd, en solde net, 104 400 personnes de langue maternelle anglaise, soit 12,5 % du groupe, selon Lachapelle et Henripin (1980, p. 199), cités dans Beaujot (1982, p. 372). Ceux qui partent sont plus jeunes, plus scolarisés et plus souvent cadres que ceux qui restent

(Grenier, 1987, p. 781), et moins d'anglophones bien payés s'installent ensuite au Québec, ce qui abaisse le revenu moyen de ceux qui restent (Shapiro & Stelcner, 1997, p. 126). Selon Albouy (2008, p. 1235), le départ des anglophones les plus qualifiés explique toutefois au plus 1,5 des 14 points de recul de l'avantage salarial des anglophones du Québec sur ceux du reste du Canada entre 1970 et 2000. Nos données ne permettent pas de mesurer les départs de 1966 à 1981, mais nous contrôlons l'effet des arrivées en refaisant nos calculs chez les seules personnes nées au Canada.

Figure 1
Deux mécanismes du renversement



Note. Élaboration des auteurs.

3 Données et méthodes

Nous mobilisons les microdonnées des recensements de 1971 et de 1981, tirées d'IPUMS International (Ruggles et al., 2025), ainsi que les fichiers de microdonnées à grande diffusion de Statistique Canada de 1991 à 2021 (Statistique Canada, 1994-2024). Pour situer le point de départ, nous avons aussi extrait les données des tableaux imprimés des recensements de 1931 à 1961 (Dominion Bureau of Statistics, 1936, 1964). Ces tableaux donnent la profession, mais non le revenu.

La population étudiée est formée des hommes de 15 à 64 ans de la population active. De 1931 à 1961, les tableaux imprimés classent les groupes selon l'origine, ce qui permet de distinguer les Canadiens français des Canadiens d'origine britannique. À partir de 1971, nos séries reposent

plutôt sur la langue maternelle, et ce, pour deux raisons. D'une part, l'origine se transmet par la lignée paternelle jusqu'en 1971 (Boxhill, 1986, p. 41). D'autre part, après 1996, beaucoup de francophones déclarent une origine « canadienne » plutôt que « française » (Thomas, 2005, p. 5). La langue maternelle, elle, reste comparable d'un recensement à l'autre. Par souci de simplicité, nous appelons francophones et anglophones les deux groupes sur toute la période, qu'ils soient définis par l'origine française et britannique avant 1971 ou par la langue maternelle ensuite. Selon le recensement, les échantillons comptent de 11 291 à 47 382 francophones et de 2 016 à 4 743 anglophones au Québec, et de 2 447 à 8 565 francophones et de 30 521 à 135 335 anglophones dans le reste du Canada.

Pour mesurer la position de classe, nous reprenons la méthode de Blishen (1958). À chaque recensement, chaque groupe de professions reçoit un score égal à la somme de deux cotes standards, celle du revenu moyen et celle de la scolarité moyenne des hommes qui l'exercent. Ce score est ensuite standardisé sur l'ensemble des hommes actifs du Canada. Un écart de $-0{,}4$ signifie ainsi que les francophones exercent des professions classées 0,4 écart-type plus bas que celles des anglophones. Les fichiers publics ne distinguent toutefois que 16 à 30 groupes de professions selon l'année.

Pour contourner cette limite, nous calculons aussi un score individuel, construit comme celui de Blishen, mais sur la personne plutôt que sur sa profession. Chaque homme reçoit la cote standard de ses années de scolarité et celle du logarithme de son revenu d'emploi, chacune calculée chaque année sur l'ensemble des hommes actifs du Canada. Ce score ne dépend pas du regroupement des professions, et il permet de séparer la part de la scolarité de celle du revenu. Pour observer le sommet, nous retenons le 10 % des hommes actifs de chaque province qui ont le score individuel le plus élevé, puisque le 1 % ne compterait qu'une cinquantaine d'anglophones du Québec par recensement. Nous divisons ensuite la part de chaque groupe qui se trouve dans ce 10 % par celle de l'ensemble des hommes actifs de la province, les parts des provinces autres que le Québec étant regroupées pour former le reste du Canada. Comme dans l'indice de représentation de Porter (1965/2015, p. 86), 1 indique la parité, et 2 une présence deux fois plus forte que le poids du groupe. Le revenu médian relatif, enfin, rapporte le revenu d'emploi médian des francophones à celui des anglophones. Pour situer le point de départ avant 1971, nous reprenons ce même indice de représentation dans la classe supérieure, soit la part d'un groupe parmi les cadres, les propriétaires et les professionnels divisée par sa part dans la population active.

Pour chaque recensement, nous comparons ensuite la moyenne des francophones à celle des anglophones, d'abord telle quelle (écart brut), puis à âge et scolarité égaux (écart net), en donnant à chaque personne le poids que lui attribue le recensement. L'écart net tient compte du groupe d'âge (cinq tranches de dix ans) et du niveau de scolarité (quatre niveaux). Nous neutralisons la scolarité parce qu'elle est le canal du modèle 1, de sorte que l'écart net isole ce que ce canal n'explique pas.

Ce contrôle est en partie circulaire pour le score de Blishen, bâti à partir de la scolarité moyenne de chaque profession, et nous donnons donc toujours l'écart brut à côté de l'écart net. Nous faisons les mêmes calculs pour le logarithme du revenu d'emploi, dont l'écart se lit en pourcentage.

Pour H1, nous suivons au Québec les cohortes de naissance de dix ans d'un recensement décennal à l'autre, de 25 à 64 ans. Les hommes de 25 à 34 ans en 1971, nés de 1937 à 1946, sont ainsi ceux de 35 à 44 ans en 1981. Pour tester la rupture (H2), nous mesurons de combien l'écart change de 1971 à 1981 au Québec, puis dans le reste du Canada, et nous soustrayons le second changement du premier. Ce qui reste est le changement propre au Québec, ce que les économistes appellent une double différence ou différence de différences (Arel-Bundock, 2021, p. 235-241). Si l'écart passe de $-0{,}10$ à 0 au Québec et ne bouge pas ailleurs, le changement propre au Québec vaut 0,10. Il ne mesure un effet de la Révolution tranquille que si, sans elle, le Québec aurait suivi la même tendance que le reste du Canada (Arel-Bundock, 2021, p. 237). Ce postulat ne peut pas être vérifié pour le revenu, inconnu avant 1971, mais la position de classe est stable au Québec de 1931 à 1961 (figure 2). Pour H3, nous comparons, chez les seuls anglophones, ceux du Québec à ceux du reste du Canada et à ceux de l'Ontario, à âge et scolarité égaux. Un recul des anglophones du Québec pourrait toutefois tenir au déclin économique relatif de Montréal, qui touche tous les Québécois. Nous refaisons donc le même calcul chez les francophones, qui servent de placebo. La différence entre les deux groupes isole la part du recul propre aux anglophones.

Les intervalles de confiance à 95 % correspondent à l'estimation plus ou moins 1,96 erreur type, calculée avec les poids du recensement et robuste à l'hétéroscédasticité. Nous lisons les résultats à partir de la taille des écarts et de leurs intervalles, plutôt qu'à partir du seul seuil de 5 %, et un intervalle qui couvre zéro ne démontre pas l'absence d'écart (Arel-Bundock, 2021, p. 75-76)[1]. Ces erreurs types supposent que les personnes ont été tirées une à une, alors que les échantillons sont formés de ménages, ce qui tend à sous-estimer l'incertitude (Rao, 2006). La classification des professions change aussi en 1996, et les sauts qui coïncident avec ce changement doivent être lus avec prudence. De même, la scolarité est mesurée en années jusqu'en 2001, puis par le plus haut diplôme obtenu, converti en années, ce qui crée en 2006 un saut dans toutes nos séries de scolarité, chez les francophones comme chez les anglophones, et touche aussi le contrôle de scolarité de l'écart net et le score individuel. Les écarts entre groupes à un même recensement restent comparables, mais les variations entre 2001 et 2006 doivent être lues avec la même prudence.

4 Résultats

De 1931 à 1961, les tableaux imprimés montrent une hiérarchie stable au Québec (figure 2). L'indice de représentation des francophones dans la classe supérieure y vaut 0,82 en 1931 comme

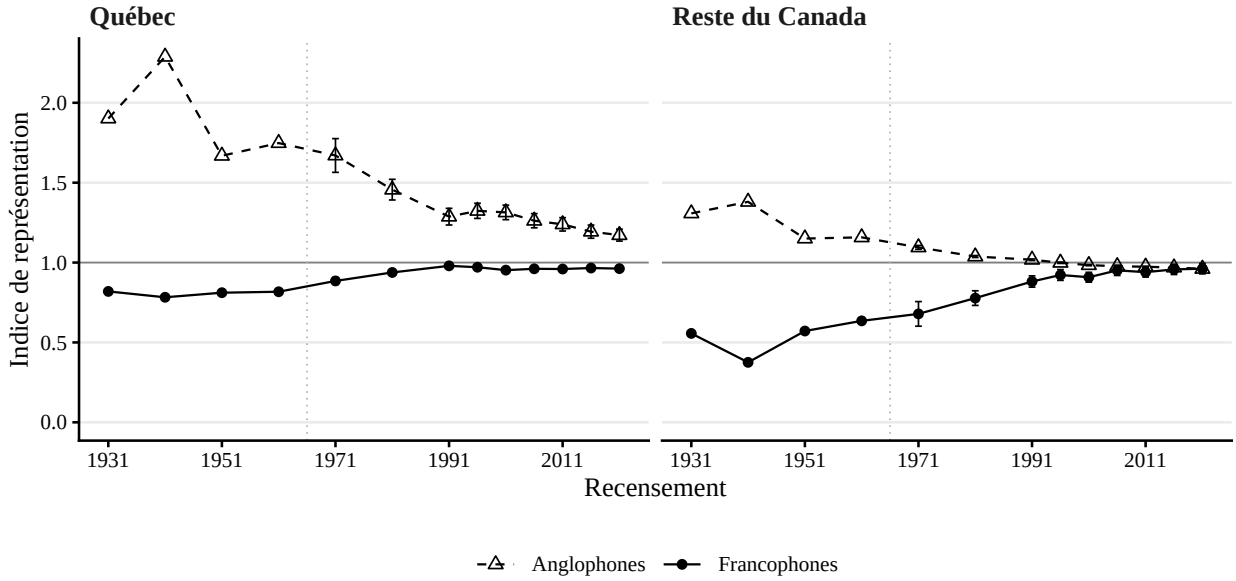
1. Arel-Bundock (2021, p. 75) : « Les tests d'hypothèse nulle sont donc fondamentalement asymétriques : nous pouvons rejeter l'hypothèse nulle, mais jamais l'accepter. » Et p. 76 : « Il faut donc être très prudent pour ne pas confondre statistiquement significatif et important pour le domaine. »

en 1961, alors que les anglophones y sont de 1,7 à 2,3 fois plus présents que leur poids. Dans le reste du Canada, les francophones sont encore plus sous-représentés (0,56 en 1931, 0,64 en 1961), mais les anglophones n'y dépassent leur poids que de 15 à 38 %. La forte surreprésentation anglophone au sommet est donc propre au Québec. Selon la langue maternelle, l'indice des anglophones du Québec passe de 1,67 en 1971 à 1,46 en 1981 et à 1,29 en 1991, puis ne baisse plus que lentement (1,17 en 2021). Celui des francophones passe de 0,88 à 0,98 de 1971 à 1991, puis reste autour de 0,96.

Figure 2

Présence dans les classes supérieures, Québec et reste du Canada, 1931-2021

Part du groupe parmi les cadres, propriétaires et professionnels, divisée par sa part dans la population active (1 = parité). Avant 1966 (ligne pointillée) : Français et Britanniques selon l'origine ; ensuite, langue maternelle.



Hommes actifs. Barres verticales : intervalle de confiance à 95 %. Les tableaux imprimés (1931−1961) couvrent toute la population. N par recensement : échantillons 1971−2021 (Québec : 11 291 à 47 382 francophones et 2 016 à 4 743 anglophones ; reste du Canada : 2 447 à 8 565 francophones et 30 521 à 135 335 anglophones) ; comptes complets 1931−1961 (Québec : 613 354 à 970 181 Français et 129 292 à 147 182 Britanniques ; reste du Canada : 185 070 à 294 479 Français et 1 532 786 à 1 869 859 Britanniques). Sources : tableaux imprimés des recensements (1931−1961) ; IPUMS International (1971, 1981) ; Statistique Canada, fichiers de microdonnées à grande diffusion (1991−2021) ; calculs des auteurs.

4.1 Les cohortes (H1)

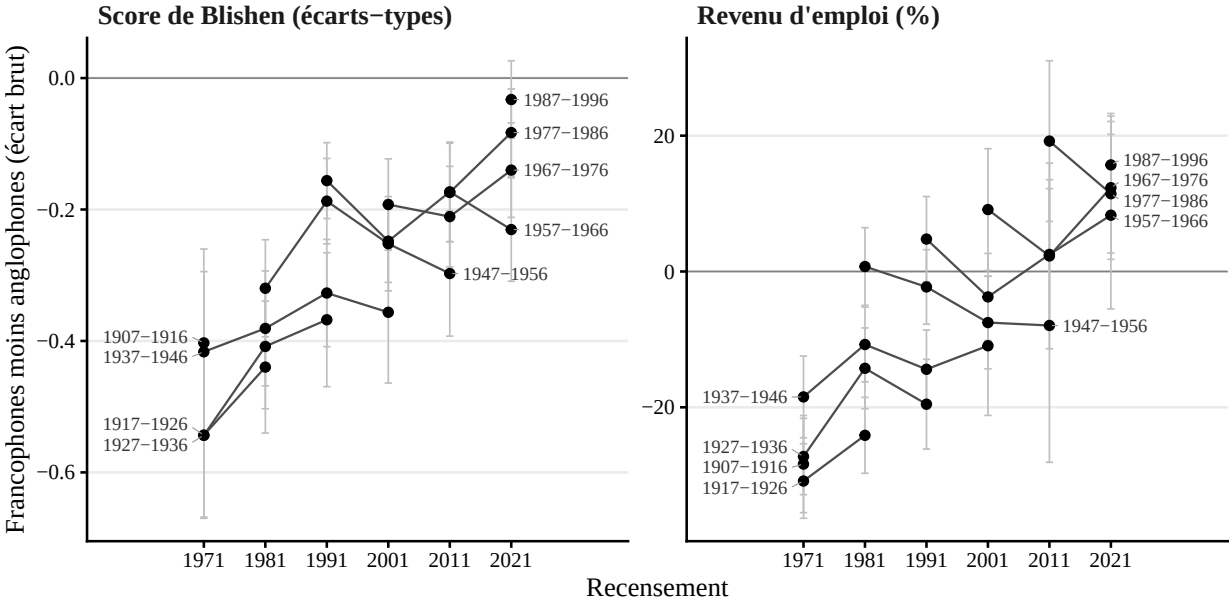
Pour tester H1, la figure 3 suit les cohortes de naissance au Québec. L'écart de score de Blishen bouge peu à l'intérieur d'une cohorte. Chez les hommes nés de 1937 à 1946, il vaut $-0{,}42$ en 1971, $-0{,}38$ en 1981, $-0{,}33$ en 1991 et $-0{,}36$ en 2001. Il se réduit surtout d'une cohorte à l'autre, de $-0{,}32$ chez les hommes nés de 1947 à 1956, observés en 1981, à $-0{,}16$ chez ceux nés de 1957 à 1966, observés en 1991, puis à $-0{,}03$ chez ceux nés de 1987 à 1996, observés en 2021. C'est la signature de la hiérarchie héritée.

Pour le revenu, au contraire, toutes les cohortes observées en 1971 et en 1981 gagnent en même temps. L'écart brut passe de $-30{,}9$ % à $-24{,}1$ % chez les hommes nés de 1917 à 1926, de $-27{,}2$ % à $-14{,}3$ % chez ceux nés de 1927 à 1936 et de $-18{,}5$ % à $-10{,}8$ % chez ceux nés de 1937 à 1946. Pris un à un, ces gains ont des intervalles larges, mais ils vont tous dans le même sens, et l'écart net de revenu de l'ensemble des hommes se ferme de 11,2 points sur la décennie (intervalle de 6,4 à 16,1), ce que prédit la hiérarchie construite. H1 est donc appuyée pour la position de classe, mais non pour le revenu.

Figure 3

Cohortes de naissance au Québec : écart entre francophones et anglophones, 1971-2021

Chaque ligne suit une cohorte de naissance (années de naissance en étiquette) d'un recensement à l'autre. Lignes qui montent ensemble de 1971 à 1981 : rattrapage de toutes les cohortes à la fois. Lignes plates, mais de plus en plus hautes : rattrapage par le remplacement des cohortes.



Hommes actifs de 25 à 64 ans, Québec ; langue maternelle. Revenu : écart en % du revenu d'emploi (logarithme). Barres verticales : intervalle de confiance à 95 %. N par cohorte et recensement : 1 016 à 13 162 francophones et 281 à 1 253 anglophones. Sources : IPUMS International (1971, 1981) ; Statistique Canada, fichiers de microdonnées à grande diffusion (1991−2021) ; calculs des auteurs.

4.2 La rupture de 1971-1981 (H2)

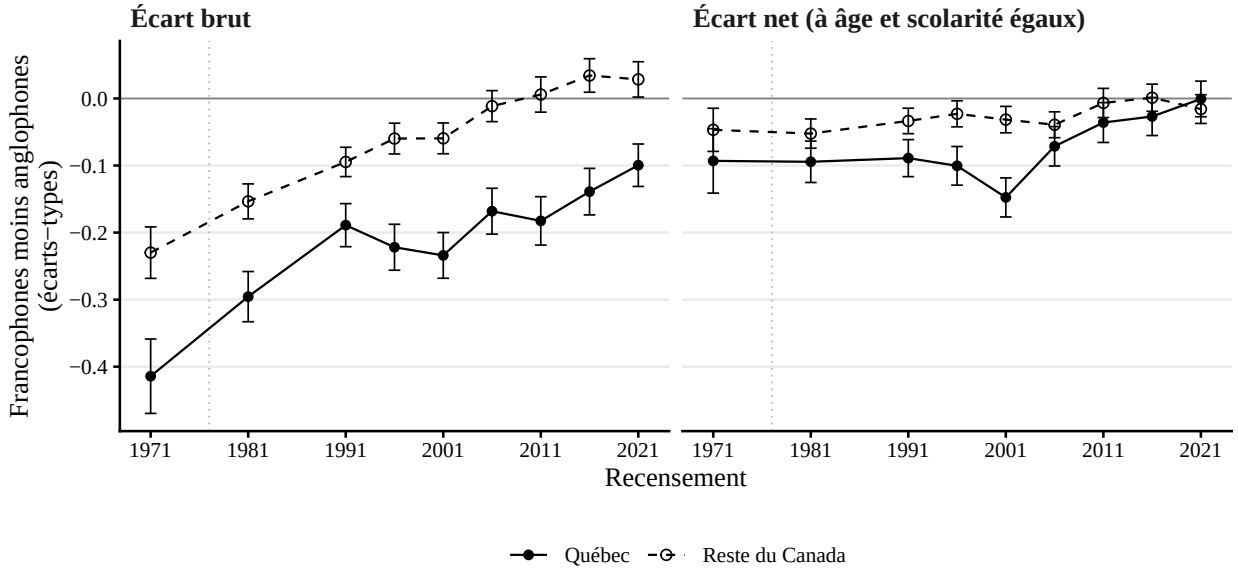
Pour tester H2, la figure 4 compare l'évolution de l'écart de score de Blishen au Québec et dans le reste du Canada. Au Québec, l'écart brut passe de $-0{,}41$ écart-type en 1971 à $-0{,}30$ en 1981, à $-0{,}19$ en 1991 et à $-0{,}10$ en 2021. Il se réduit donc de moitié en vingt ans, puis continue de se réduire lentement. L'écart net, à âge et scolarité égaux, est faible dès 1971 ($-0{,}09$, intervalle de $-0{,}14$ à $-0{,}04$), reste à ce niveau jusqu'en 1991 et devient nul en 2021 (0,00). Presque tout l'écart de position professionnelle tient donc à l'âge et à la scolarité. Dans le reste du Canada, l'écart brut est plus faible dès 1971 ($-0{,}23$), ce qui montre que l'écart de départ était plus grand au Québec, et

il s'inverse à partir de 2011 ($+0{,}03$ en 2021).

FIGURE 4

Écart brut et net dans le score socioéconomique de Blishen, Québec et reste du Canada, 1971-2021

Score de la profession (revenu et scolarité de ceux qui l'exercent), en écarts−types. 0 = aucun écart ; −0,4 = les francophones exercent des professions classées 0,4 écart−type plus bas que celles des anglophones.



Hommes actifs de 15 à 64 ans ; groupes selon la langue maternelle. Écart net : régression avec le groupe d'âge (5) et le niveau de scolarité (4). Barres verticales : intervalle de confiance à 95 %. Ligne pointillée : loi 101 (1977). N par recensement (hommes dont la profession a un score) : Québec : 10 053 à 44 636 francophones et 1 800 à 4 374 anglophones ; reste du Canada : 2 227 à 8 152 francophones et 28 091 à 128 431 anglophones. Sources : IPUMS International (1971, 1981) ; Statistique Canada, fichiers de microdonnées à grande diffusion (1991−2021) ; calculs des auteurs.

Le tableau 1 réunit les changements propres au Québec, soit le changement de l'écart au Québec moins celui du reste du Canada, pour trois périodes. De 1971 à 1981, la position de classe ne montre aucune rupture propre au Québec. L'écart net de score de Blishen ne bouge ni au Québec (0,00) ni ailleurs ($-0{,}01$), et le changement propre au Québec vaut 0,00 écart-type, avec un intervalle de $-0{,}06$ à 0,07, de sorte qu'une rupture de plus de 0,07 écart-type est peu compatible avec les données. L'écart brut donne 0,04 (de $-0{,}04$ à 0,12) et la classe supérieure $-0{,}1$ point (de $-2{,}9$ à 2,7). L'écart net de revenu se ferme de 11,2 points au Québec de 1971 à 1981, de $-10{,}1$ % à $+1{,}1$ %, alors qu'il ne bouge pas dans le reste du Canada ($-0{,}5$ point), d'où un changement propre au Québec de 11,7 points (de 5,2 à 18,2). Le mouvement s'arrête ensuite pendant dix ans ($-1{,}9$ point de 1981 à 1991), puis reprend plus lentement, de 16,8 points étalés sur les trente années suivantes, soit moins de 6 points par décennie. La décennie 1971-1981 reste donc de loin la plus forte. H2 est appuyée pour le revenu, mais non pour la position de classe.

Tableau 1

Changement propre au Québec de l'écart entre francophones et anglophones, 1971-2021 (changement au Québec moins changement dans le reste du Canada)

Mesure	1971-1981	1981-1991	1991-2021
Score de Blishen, écart brut (é.-t.)	0,04 [−0,04 ; 0,12]	0,05 [−0,01 ; 0,11]	−0,03 [−0,09 ; 0,02]
Score de Blishen, écart net (é.-t.)	0,00 [−0,06 ; 0,07]	−0,01 [−0,06 ; 0,04]	0,07 [0,02 ; 0,12]
Classe supérieure, écart net (points de %)	−0,1 [−2,9 ; 2,7]	−1,1 [−3,3 ; 1,1]	0,6 [−1,7 ; 3,0]
Revenu d'emploi, écart net (%)	11,7 [5,2 ; 18,2]	−1,9 [−7,2 ; 3,5]	16,8 [9,8 ; 23,8]
Scolarité, écart brut (é.-t.)	0,08 [0,00 ; 0,16]	0,01 [−0,05 ; 0,07]	−0,28 [−0,33 ; −0,22]
Revenu d'emploi, écart brut (é.-t.)	0,09 [0,01 ; 0,17]	0,02 [−0,03 ; 0,08]	0,08 [0,02 ; 0,14]
Part dans le 10 % supérieur (points de %)	2,0 [−0,6 ; 4,7]	2,7 [0,7 ; 4,6]	−2,6 [−4,4 ; −0,7]

Note. Une valeur positive signifie que l'écart entre francophones et anglophones s'est réduit davantage au Québec que dans le reste du Canada au cours de la période ; intervalle de confiance à 95 % entre crochets. Écart net : à groupe d'âge et niveau de scolarité égaux. É.-t. : écarts-types de l'ensemble des hommes actifs du Canada. Scolarité, revenu en écarts-types et 10 % supérieur : composantes et sommet du score individuel. Hommes actifs de 15 à 64 ans, langue maternelle. Sources : IPUMS International (1971, 1981) ; Statistique Canada (1991-2021) ; calculs des auteurs.

Le score individuel permet de voir ce qui ferme l'écart. Au Québec, l'écart de scolarité passe de $-0{,}53$ écart-type en 1971 à $-0{,}24$ en 1991, puis ne se réduit presque plus ($-0{,}18$ en 2021). L'écart de revenu passe de $-0{,}23$ à $-0{,}08$ de 1971 à 1981, s'annule en 1991 et devient un avantage francophone en 2021 ($+0{,}12$). Ce qui reste de l'écart en 2021 tient donc à la scolarité. De 1971 à 1981, la scolarité comme le revenu des francophones progressent un peu plus vite au Québec que dans le reste du Canada (0,08 et 0,09 écart-type, tableau 1). Ces résultats tiennent chez les seules personnes nées au Canada (tableau 3, annexe A). Après 1991, le mouvement s'inverse. Les francophones du reste du Canada dépassent les anglophones en scolarité ($+0{,}08$ écart-type en 2021) et atteignent la parité au sommet (1,06), alors que ceux du Québec plafonnent ($-0{,}18$ et 0,88), d'où les changements propres au Québec négatifs de la dernière colonne du tableau 1. Le rattrapage québécois de la position de classe s'arrête là où celui du revenu continue. L'annexe B applique le score individuel à l'ensemble des hommes actifs et mesure l'écart à trois rangs de la distribution.

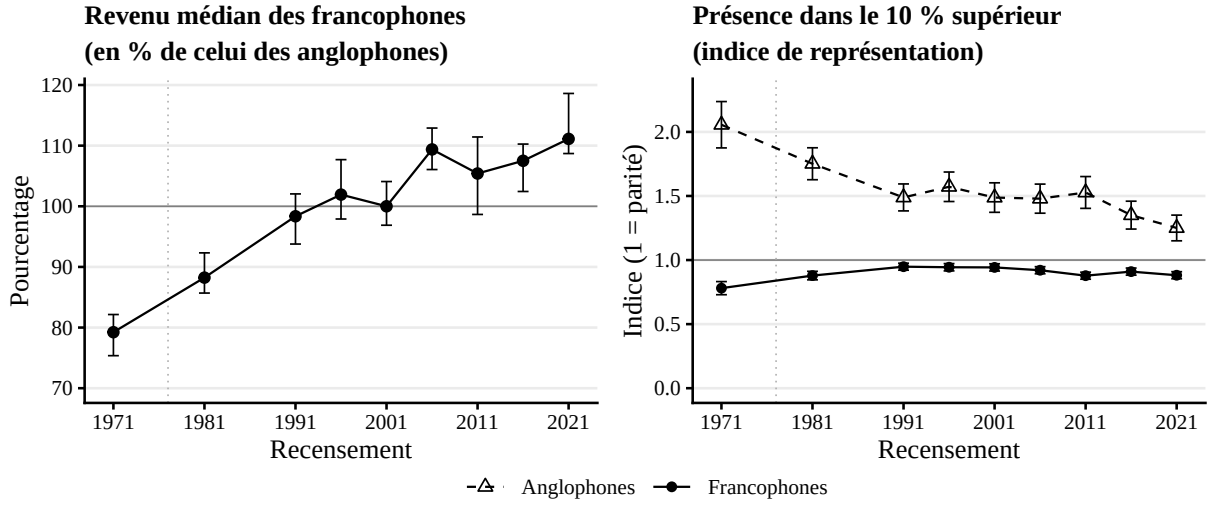
La figure 5 réunit le milieu et le sommet de la distribution au Québec. Le revenu d'emploi médian des francophones passe de 79 % de celui des anglophones en 1971 (de 75 à 82) à 88 % en 1981 et à 98 % en 1991, puis le dépasse à partir de 2006 (109 %) et atteint 111 % en 2021 (de 109 à 116). C'est le renversement observé par Lussier (2012, p. 8-9) et par Donovan et Bell (2024). Dans le reste du Canada, les deux médianes sont proches dès 1971 (90 %) et se rejoignent en 1991 (98 %).

Le sommet change plus lentement. En 1971, les anglophones du Québec sont deux fois plus présents que leur poids dans le 10 % supérieur (2,06). Leur indice baisse à 1,75 en 1981 et à 1,49 en 1991, se maintient autour de 1,5 jusqu'en 2011, puis tombe à 1,25 en 2021 (de 1,15 à 1,35). Celui des francophones passe de 0,78 en 1971 à 0,95 en 1991, puis reste sous la parité (0,88 en 2021). Cet indice ne peut toutefois guère s'éloigner de 1 par construction, puisque les francophones forment plus de 80 % des hommes actifs du Québec. L'écart de présence au sommet entre les deux groupes, en points de pourcentage, mesure mieux le rapprochement. Il se réduit graduellement, de $-12{,}8$ points en 1971 à $-3{,}7$ en 2021, et un peu plus vite au Québec que dans le reste du Canada de 1971 à 1991 (2,0 puis 2,7 points, tableau 1), mais sur vingt ans plutôt que dans la seule décennie 1971-1981. Les immigrants anglophones relèvent un peu la présence anglophone au sommet (1,13 au lieu de 1,25 en 2021 chez les seules personnes nées au Canada), sans changer ce calendrier (tableau 3).

FIGURE 5

Du revenu à la classe : revenu médian relatif et présence dans le 10 % supérieur, Québec, 1971-2021

À gauche, le revenu d'emploi médian des francophones en % de celui des anglophones (100 = égalité). À droite, la part de chaque groupe dans le 10 % des hommes actifs du Québec au score de scolarité et de revenu le plus élevé, divisée par celle de l'ensemble des hommes actifs (1 = parité ; 2 = deux fois son poids).



Hommes actifs de 15 à 64 ans ; groupes selon la langue maternelle. Québec. Revenu : revenus d'emploi positifs. Score individuel : cote des années de scolarité + cote du logarithme du revenu d'emploi. Barres verticales : intervalle de confiance à 95 %. Pour la médiane, intervalle par rééchantillonnage (300 tirages). Ligne pointillée : loi 101 (1977). N par recensement, Québec : revenu médian, 10 579 à 44 581 francophones et 1 921 à 4 399 anglophones ; 10 % supérieur, 10 579 à 44 581 francophones (dont 826 à 4 228 au sommet) et 1 921 à 4 399 anglophones (dont 395 à 655 au sommet). Sources : IPUMS International (1971, 1981) ; Statistique Canada, fichiers de microdonnées à grande diffusion (1991−2021) ; calculs des auteurs.

4.3 Les anglophones du Québec (H3)

Pour tester H3, la figure 6 compare les anglophones du Québec à ceux du reste du Canada et à ceux de l'Ontario, et refait le même calcul chez les francophones, qui servent de placebo. La

rangée du haut porte sur la position de classe. À âge et scolarité égaux, les anglophones du Québec exercent en 1971 des professions mieux classées que ceux du reste du Canada, de 0,20 écart-type (de 0,16 à 0,25), et cet avantage fond lentement, à 0,09 en 1991 et à 0,02 depuis 2011. Mais les francophones du Québec ont en 1971 presque le même avantage sur les francophones du reste du Canada (0,15), et ils le perdent au même rythme. L'avantage propre aux anglophones, une fois soustrait celui des francophones, n'est que de 0,05 écart-type en 1971 (de 0,00 à 0,11), reste à ce niveau jusqu'en 2016 et disparaît en 2021 (0,00). L'avantage de classe de 1971 tenait donc surtout à Montréal, métropole qui concentrait les professions les mieux classées des deux groupes, et sa disparition est d'abord régionale.

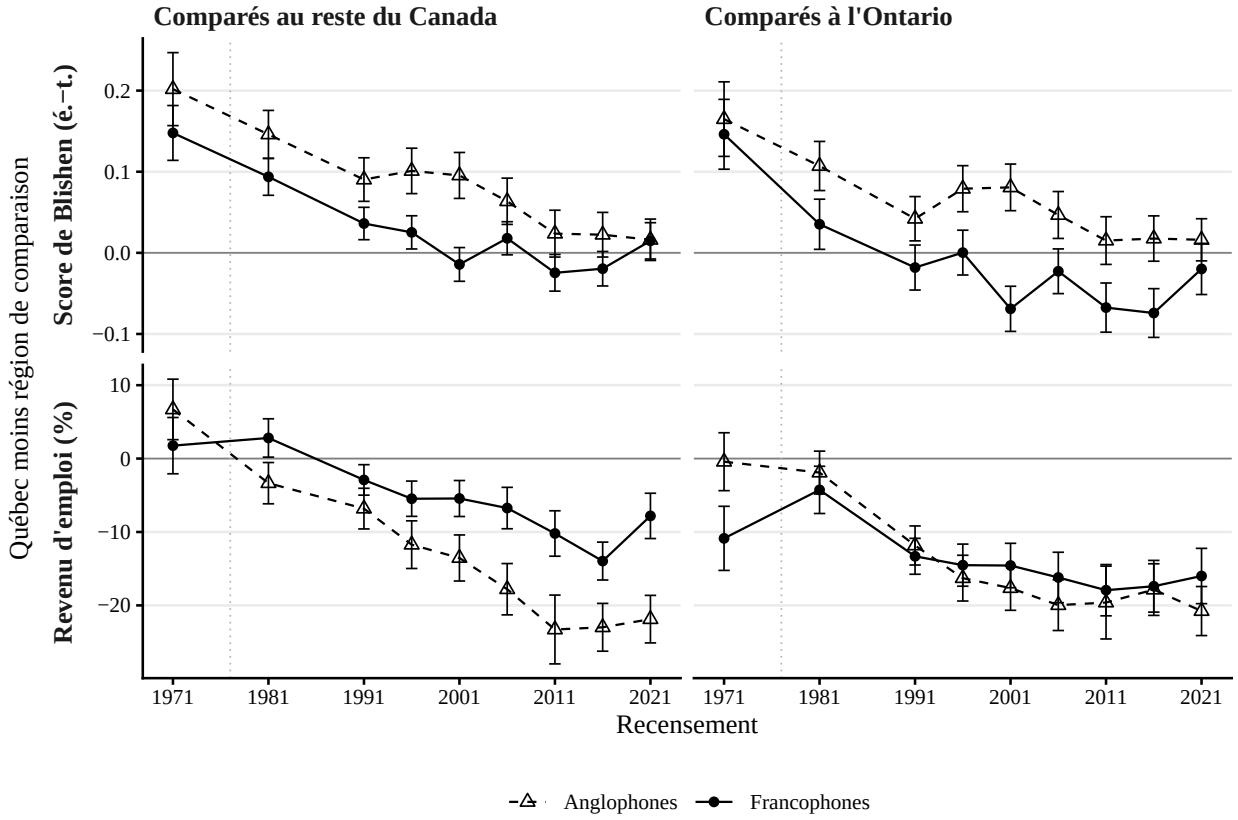
Le revenu raconte une autre histoire (rangée du bas). À âge et scolarité égaux, les anglophones du Québec gagnent 6,7 % de plus que ceux du reste du Canada en 1971 (de 2,6 à 10,8), puis 3,3 % de moins en 1981, 6,8 % de moins en 1991 et 21,9 % de moins en 2021 (de $-25{,}1$ à $-18{,}6$). Les francophones du Québec, eux, gagnent autant que ceux du reste du Canada en 1971 ($+1{,}8$ %) et en 1981 ($+2{,}8$ %), puis reculent jusqu'à $-7{,}8$ % en 2021. La part propre aux anglophones passe de $+4{,}9$ points en 1971 à $-6{,}2$ en 1981 (de $-10{,}0$ à $-2{,}3$), ne bouge guère de 1981 à 1991 ($-3{,}9$), puis descend à $-14{,}1$ en 2021 (de $-18{,}5$ à $-9{,}6$). Le recul des anglophones, de 29 points en cinquante ans, se partage donc entre une part régionale d'environ 10 points, que les francophones subissent aussi, et une part propre aux anglophones d'environ 19 points, dont 11 dans la seule décennie 1971-1981.

La comparaison avec l'Ontario, qui semble d'abord donner un autre calendrier, confirme ce partage. Face aux anglophones de l'Ontario, ceux du Québec gagnent autant en 1971 ($-0{,}4$ %) et en 1981 ($-1{,}9$ %), et leur retard ne se creuse qu'entre 1981 et 1991 ($-11{,}8$ %). Mais les francophones du Québec, en retard de 10,9 % sur ceux de l'Ontario en 1971, le rattrapent presque en 1981 ($-4{,}3$ %), puis reculent de 9 points de 1981 à 1991 ($-13{,}3$ %), tout comme les anglophones. La part propre aux anglophones passe ainsi de $+10{,}4$ points en 1971 à $+2{,}4$ en 1981, ne bouge pas de 1981 à 1991 ($+1{,}5$), puis descend à $-4{,}8$ en 2021. Quel que soit le point de comparaison, la perte propre aux anglophones se concentre dans la décennie 1971-1981, celle des lois 22 et 101, alors que la décennie 1981-1991 est celle d'un recul régional, qui touche les deux groupes et coïncide avec le déclin de Montréal face à Toronto. H3 est ainsi appuyée pour le revenu, et faiblement pour la position de classe.

FIGURE 6

Les anglophones et les francophones du Québec comparés à ceux du reste du Canada et de l'Ontario, à âge et scolarité égaux, 1971-2021

Écart à âge et scolarité égaux, pour chaque groupe linguistique pris séparément. Au−dessus de 0 : ceux du Québec sont mieux placés que ceux de la région de comparaison ; sous 0 : moins bien placés. Les francophones servent de placebo.



Hommes actifs de 15 à 64 ans (langue maternelle). Régression avec le groupe d'âge et le niveau de scolarité. Barres verticales : intervalle de confiance à 95 %. Ligne pointillée : loi 101 (1977). N par recensement : Québec, 2 016 à 4 743 anglophones et 11 291 à 47 382 francophones ; reste du Canada, 30 521 à 134 033 anglophones et 2 447 à 8 565 francophones ; Ontario, 15 484 à 62 744 anglophones et 1 321 à 4 348 francophones. Sources : IPUMS International (1971, 1981) ; Statistique Canada, fichiers de microdonnées à grande diffusion (1991−2021) ; calculs des auteurs.

Ce recul rejoint celui que mesure ALBOUY (2008, p. 1235), soit 14 points de l'avantage salarial des anglophones du Québec sur ceux du reste du Canada, de 1970 à 2000. Les composantes du score individuel précisent le contraste. Les anglophones du Québec restent plus scolarisés que ceux du reste du Canada, de 0,08 à 0,23 écart-type selon l'année, alors que leur revenu passe d'une avance de 0,17 écart-type en 1971 à un retard de 0,16 en 2021. Ces résultats tiennent chez les seules personnes nées au Canada (tableau 3). Chez elles, l'indice des anglophones dans la classe supérieure passe de 1,67 en 1971 à 1,41 en 1981, contre 1,46 pour l'ensemble. Les arrivées n'expliquent donc pas le recul. Les départs restent à mesurer.

5 Discussion et conclusion

Nous avons mesuré, avec les mêmes données et les mêmes définitions, la position de classe et le revenu des francophones et des anglophones du Québec de 1971 à 2021, en situant ces séries par rapport à 1931-1961 et en les comparant au reste du Canada là où nos hypothèses l'exigeaient. Le tableau 2 résume les résultats. L'écart de position professionnelle se réduit graduellement, tient presque entièrement à l'âge et à la scolarité et recule par le remplacement des cohortes. L'écart de revenu, lui, se ferme surtout en une décennie, de 1971 à 1981, dans toutes les cohortes à la fois et bien plus vite au Québec que dans le reste du Canada. Enfin, les anglophones du Québec perdent face à ceux du reste du Canada un avantage de revenu que les francophones du Québec ne perdent pas, surtout de 1971 à 1981, alors que leur avantage de classe tenait à Montréal plus qu'à la langue, et ils restent surreprésentés au sommet en 2021.

Tableau 2
Synthèse des résultats, par hypothèse et par dimension

Hypothèse	Position de classe	Revenu
H1. Rattrapage par le remplacement des cohortes (hiérarchie héritée)	Appuyée : l'écart bouge peu dans une cohorte, se réduit d'une cohorte à l'autre	Non appuyée : toutes les cohortes gagnent en même temps de 1971 à 1981
H2. Rupture de 1971 à 1981, propre au Québec (hiérarchie construite)	Non appuyée : changement propre au Québec de 0,00 é.-t. [−0,06 ; 0,07]	Appuyée : 11,7 points [5,2 ; 18,2], la décennie la plus forte
H3. Recul des anglophones du Québec face à ceux du reste du Canada	Faiblement appuyée : avantage propre de 0,05 é.-t., disparu en 2021	Appuyée : recul propre aux anglophones de 19 points, dont 11 de 1971 à 1981

Note. É.-t. : écarts-types. Les parts propres aux anglophones soustraient le mouvement des francophones du Québec comparés à ceux du reste du Canada.

La question « la hiérarchie était-elle héritée ou construite ? » appelle donc deux réponses. Pour la position de classe, nos résultats appuient la hiérarchie héritée et rejoignent Gagnon et al. (2023, p. 332), pour qui l'écart recule avec le remplacement des cohortes. Pour le revenu, ils appuient la hiérarchie construite, puisque le rattrapage suit le calendrier des lois 22 et 101 et de la montée du Québec inc. (Vaillancourt et al., 2007, p. 12), qui ouvrent aux francophones des postes de cadres dans le secteur privé (Coleman, 1981, p. 483), et que la perte propre aux anglophones se concentre dans la même décennie. Les deux lectures se concilient si l'action de l'État a changé la valeur du français plus vite qu'elle n'a changé l'accès aux professions. Si la langue est un capital humain (Vaillancourt, 1996, p. 81), changer la langue de travail modifie son prix pour tous les travailleurs à la fois, alors que l'accès aux professions les mieux classées passe par des diplômes et

des carrières qui se construisent sur une génération. Nos résultats nuancent aussi le renversement observé par Lussier (2012, p. 8-9) et par Donovan et Bell (2024). La médiane des francophones dépasse celle des anglophones, mais les anglophones du Québec restent surreprésentés au sommet en 2021, bien moins toutefois qu'au temps de la mosaïque verticale décrite par Porter (1965/2015).

Ces conclusions comportent plusieurs limites. Notre échelle de Blishen ne distingue que 16 à 30 groupes de professions, ce qui écrase les écarts au sommet. Les échantillons de 1971 et de 1981 sont petits, en particulier pour les anglophones du Québec (2 016 en 1971, et de 299 à 1 346 par cohorte et recensement), et nos erreurs types, qui ignorent le regroupement des personnes en ménages, sous-estiment sans doute l'incertitude (Rao, 2006). Les intervalles du revenu s'élargissent après 2001, en particulier en 2011, année de l'Enquête nationale auprès des ménages, à participation volontaire. Le changement propre au Québec ne se lit comme un effet de la Révolution tranquille que si le Québec aurait suivi sans elle la tendance du reste du Canada, ce que nous ne pouvons pas vérifier pour le revenu, et le placebo francophone suppose que le déclin de Montréal a touché les deux groupes de la même façon. Le revenu est annuel et ne tient pas compte des heures travaillées, nos résultats ne portent que sur les hommes, et nos séries de revenu commencent en 1971, puisque les tableaux imprimés de 1931 à 1961 ne donnent pas le revenu. Les changements de la classification des professions en 1996 et de la mesure de la scolarité en 2006, qui touchent les deux groupes, peuvent aussi créer des sauts. Surtout, les départs d'anglophones de 1966 à 1981, qui ont touché les plus scolarisés (Grenier, 1987, p. 781), ne peuvent pas être mesurés avec les fichiers publics. L'accès aux fichiers confidentiels du recensement, qui contiennent les professions détaillées, la province de résidence cinq ans auparavant et des échantillons plus grands, permettra de lever plusieurs de ces limites.

Le renversement va donc du revenu vers la classe, et non l'inverse. L'action de l'État québécois semble avoir agi vite sur ce qu'elle pouvait changer directement, soit la valeur du français sur le marché du travail, et plus lentement sur ce qui dépend des parcours scolaires et professionnels, soit l'accès aux professions les mieux classées.

Références

Albouy, D. (2008). The wage gap between Francophones and Anglophones : A Canadian perspective, 1970–2000. *Canadian Journal of Economics / Revue canadienne d'économique*, *41*(4), 1211-1238. https://doi.org/10.1111/j.1540-5982.2008.00501.x

Arel-Bundock, V. (2021). *Analyse causale et méthodes quantitatives : Une introduction avec R, Stata et SPSS*. Presses de l'Université de Montréal.

Beaujot, R. P. (1982). The decline of official language minorities in Quebec and English Canada. *Canadian Journal of Sociology / Cahiers canadiens de sociologie*, *7*(4), 367-389. https://doi.org/10.2307/3339890

Blishen, B. R. (1958). The construction and use of an occupational class scale. *Canadian Journal of Economics and Political Science*, *24*(4), 519-531. https://doi.org/10.2307/139088

Bouchard, L., Facal, J., Fortin, P., Lacroix, R., Lalande, S., Montmarquette, C., Pratte, A., Robert, D., Robert, J.-C., Saint-Pierre, G., Saint Pierre, M., & Verreault, D. (2005, octobre 19). Pour un Québec lucide. Consulté le 7 novembre 2026 à https://classiques.uqam.ca/contemporains/finances_publiques_qc/manifeste_qc_lucide.pdf

Boulet, J.-A. (1980). *Language and earnings in Montreal*. Conseil économique du Canada. https://publications.gc.ca/site/eng/9.864462/publication.html

Boxhill, W. O. (1986). *1981 Census of Canada : A User's Guide to 1981 Census Data on Ethnic Origin* [No de catalogue CS99-949/1981]. Statistique Canada.

Coleman, W. D. (1981). From Bill 22 to Bill 101 : The politics of language under the Parti Québécois. *Canadian Journal of Political Science / Revue canadienne de science politique*, *14*(3), 459-485. https://doi.org/10.1017/S0008423900047053

Commission royale d'enquête sur le bilinguisme et le biculturalisme. (1969). *Rapport de la Commission royale d'enquête sur le bilinguisme et le biculturalisme. Livre III : Le monde du travail* (A. Laurendeau & D. Dunton, Éd.). Imprimeur de la Reine. https://publications.gc.ca/collections/collection_2014/bcp-pco/Z1-1963-1-5-3A-1-fra.pdf

Darroch, A. G. (1979). Another look at ethnicity, stratification, and social mobility in Canada. *Canadian Journal of Sociology / Cahiers canadiens de sociologie*, *4*(1), 1-25. https://doi.org/10.2307/3340432

Dean, J., & Geloso, V. (2022). The linguistic wage gap in Quebec, 1901 to 1951. *Cliometrica*, *16*(3), 615-637. https://doi.org/10.1007/s11698-021-00236-3

Dofny, J., & Rioux, M. (1962). Les classes sociales au Canada français. *Revue française de sociologie*, *3*(3), 290-300. https://doi.org/10.2307/3319969

Dominion Bureau of Statistics. (1936). *Seventh Census of Canada, 1931. Volume VII : Occupations and Industries* [Tableaux 44, 45 et 49]. King's Printer.

Dominion Bureau of Statistics. (1964). *1961 Census of Canada. Volume III, Part 1 : Labour Force, Occupations by Sex, Showing Birthplace, Period of Immigration and Ethnic Group (Bulletin 3.1-15)* [Tableaux 21 et 22]. Queen's Printer.

Donovan, P., & Bell, S. (2024). *Disparités de revenus entre les anglophones et les francophones du Québec au fil du temps* (Résumé de recherche N° 14). QUESCREN, Université Concordia. https://www.concordia.ca/content/dam/artsci/scpa/quescren/docs/Brief_14_FRA.pdf

Fenwick, R. (1981). Social change and ethnic nationalism : An historical analysis of the separatist movement in Quebec. *Comparative Studies in Society and History*, *23*(2), 196-216. https://doi.org/10.1017/S001041750001327X

Gagnon, J., Geloso, V., & Isabelle, M. (2023). The incubated revolution : Education, cohort effects, and the linguistic wage gap in Quebec during the 20th century. *Journal of Economic Behavior & Organization*, *207*, 327-349. https://doi.org/10.1016/j.jebo.2022.12.017

Grenier, G. (1987). Earnings by language group in Quebec in 1980 and emigration from Quebec between 1976 and 1981. *Canadian Journal of Economics / Revue canadienne d'économique*, *20*(4), 774-791. https://doi.org/10.2307/135415

Heller, M., & Boutet, J. (2006). Vers de nouvelles formes de pouvoir langagier ? Langue(s) et identité dans la nouvelle économie. *Langage et société*, (118), 5-16. https://doi.org/10.3917/ls.118.0005

Lachapelle, R., & Henripin, J. (1980). *La situation démolinguistique au Canada : évolution passée et prospective*. Institute for Research on Public Policy.

Lacroix, R., & Vaillancourt, F. (1987). Language skills and earnings inequalities : Measurement issues and economic explanations. *Language Problems and Language Planning*, *11*(1), 35-45. https://doi.org/10.1075/lplp.11.1.04lac

Lalonde, M. (1968). Speak white. Consulté le 30 octobre 2026 à https://umaine.edu/teachingcanada/wp-content/uploads/sites/176/2015/06/1-Speak-white-fr.pdf

Lautard, E. H., & Loree, D. J. (1984). Ethnic stratification in Canada, 1931–1971. *Canadian Journal of Sociology / Cahiers canadiens de sociologie*, *9*(3), 333-344. https://doi.org/10.2307/3340159

Levine, M. V. (1990). *The Reconquest of Montreal : Language Policy and Social Change in a Bilingual City*. Temple University Press.

Lussier, M.-H. (2012, juillet). *La situation socioéconomique des anglophones du Québec*. Institut national de santé publique du Québec. https://www.inspq.qc.ca/sites/default/files/publications/1493_situationsocioeconoangloqc.pdf

Porter, J. (1957). The economic elite and the social structure in Canada. *Canadian Journal of Economics and Political Science*, *23*(3), 376-394. https://doi.org/10.2307/138960

Porter, J. (1958). Higher public servants and the bureaucratic elite in Canada. *Canadian Journal of Economics and Political Science*, *24*(4), 483-501. https://doi.org/10.2307/139085

Porter, J. (2015). *The vertical mosaic : An analysis of social class and power in Canada* (50e anniversaire) [Œuvre originale publiée en 1965]. University of Toronto Press. https://doi.org/10.3138/9781442624290 (Date de première publication 1965)

Rao, J. N. K. (2006). Bootstrap Methods for Analyzing Complex Sample Survey Data. *Proceedings of Statistics Canada Symposium 2006 : Methodological Issues in Measuring Population Health*. Consulté le 5 novembre 2026 à https://www150.statcan.gc.ca/n1/en/pub/11-522-x/2006001/article/10416-eng.pdf

Ruggles, S., Cleveland, L., Lovaton, R., Sarkar, S., Sobek, M., Burk, D., Ehrlich, D., Lee, J., & Merrill, N. (2025). Integrated Public Use Microdata Series, International : Version 7.6 [dataset] [Extraits ipumsi_00001 et ipumsi_00002]. https://doi.org/10.18128/d020.v7.7

Shapiro, D. M., & Stelcner, M. (1981). Male-female earnings differentials and the role of language in Canada, Ontario, and Quebec, 1970. *Canadian Journal of Economics / Revue canadienne d'économique*, *14*(2), 341-348. https://doi.org/10.2307/134804

Shapiro, D. M., & Stelcner, M. (1997). Language and earnings in Quebec : Trends over twenty years, 1970–1990. *Canadian Public Policy / Analyse de politiques*, *23*(2), 115-140. https://doi.org/10.2307/3551481

Statistique Canada. (1994-2024). Fichiers de microdonnées à grande diffusion, particuliers : recensements de 1991 (95M0007X), 1996 (95M0010X), 2001 (95M0016X), 2006 (95M0028X), 2016 et 2021 (98M0001X) ; Enquête nationale auprès des ménages 2011 (99M0001X).

Thomas, D. (2005). "I am Canadian" [Statistique Canada]. *Canadian Social Trends*, (11), 2-7.

Vaillancourt, F. (1979). La situation démographique et socio-économique des francophones du Québec : une revue. *Canadian Public Policy / Analyse de politiques*, *5*(4), 542-552. https://doi.org/10.2307/3549677

Vaillancourt, F. (1996). Language and socioeconomic status in Quebec : measurement, findings, determinants, and policy costs. *International Journal of the Sociology of Language*, *1996*(121), 69-92. https://doi.org/10.1515/ijsl.1996.121.69

Vaillancourt, F., Lemay, D., & Vaillancourt, L. (2007). *Laggards No More : The Changed Socioeconomic Status of Francophones in Quebec* (Backgrounder N° 103). C.D. Howe Institute. https://cdhowe.org/wp-content/uploads/2024/04/backgrounder_103_english.pdf

Vallières, P. (1968). *Nè**** *blancs d'Amérique : autobiographie précoce d'un « terroriste » québécois*. Parti pris. https://shs.cairn.info/negres-blancs-d-amerique--9782348030550

A Annexe

Tableau 3
Contrôle de composition : ensemble des personnes et personnes nées au Canada seulement

	1971	1981	2021
		Tous / nés au Canada	
Québec, francophones moins anglophones			
Scolarité (é.-t.)	−0,53 / −0,48	−0,33 / −0,28	−0,18 / −0,17
Revenu (é.-t.)	−0,23 / −0,21	−0,08 / −0,05	0,12 / 0,13
Part dans le 10 % supérieur (points)	−12,8 / −11,3	−8,7 / −7,0	−3,7 / −3,6
Anglophones dans le 10 % supérieur (indice)	2,06 / 1,88	1,75 / 1,56	1,25 / 1,13
Anglophones du Québec moins anglophones du reste du Canada			
Scolarité (é.-t.)	0,14 / 0,12	0,11 / 0,08	0,17 / 0,15
Revenu (é.-t.)	0,17 / 0,17	0,07 / 0,07	−0,16 / −0,16
Changement propre au Québec, 1971-1981 (Québec moins reste du Canada) : tous / nés au Canada			
Scolarité : 0,08 ($p = 0{,}03$) / 0,08 ($p = 0{,}03$)			
Revenu : 0,09 ($p = 0{,}01$) / 0,11 ($p = 0{,}01$)			
Part dans le 10 % supérieur : 2,0 ($p = 0{,}09$) / 2,6 ($p = 0{,}04$)			

Note. É.-t. : écarts-types. Score individuel : cotes standards des années de scolarité et du logarithme du revenu d'emploi, sur l'ensemble des hommes actifs du Canada ; 10 % supérieur calculé dans chaque province. Les deux estimations reposent en partie sur les mêmes personnes ; leurs différences sont testées par rééchantillonnage apparié (300 tirages), et les p des changements propres au Québec sont ceux du rééchantillonnage. Les trois changements propres au Québec varient peu d'une estimation à l'autre, et leur écart a un intervalle qui couvre zéro dans les trois cas (p de 0,19 à 0,86). Hommes actifs de 15 à 64 ans, langue maternelle. Sources : IPUMS International (1971, 1981) ; Statistique Canada (1991-2021) ; calculs des auteurs.

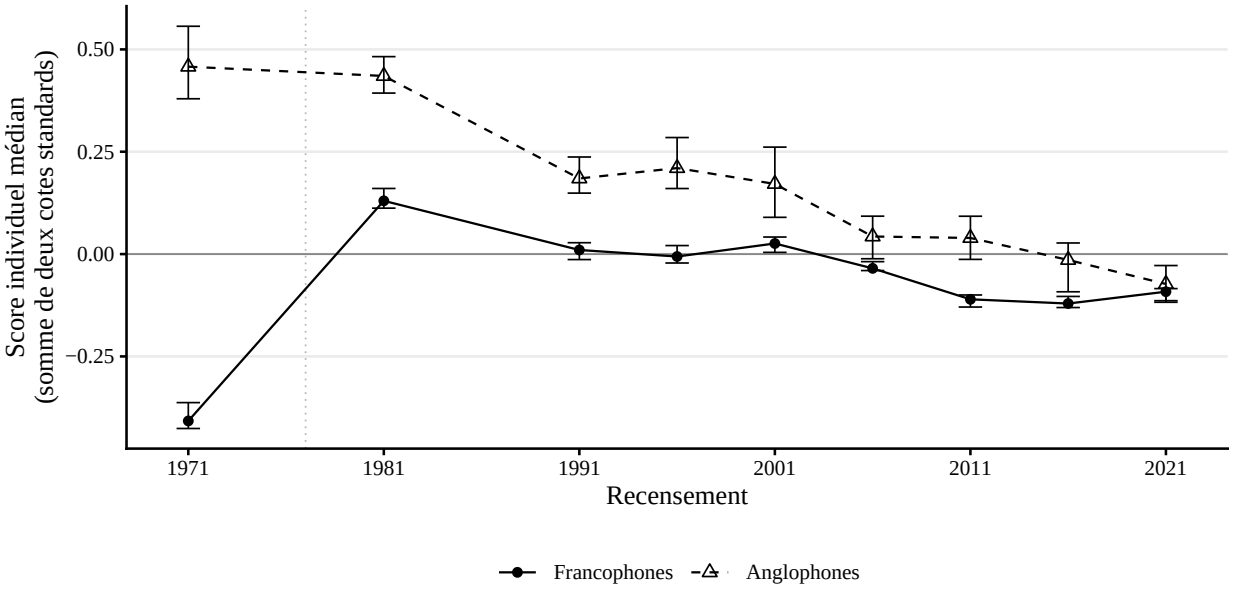
B Le score individuel appliqué à l'ensemble des hommes actifs

Dans le corps du texte, le score individuel ne sert qu'à repérer le 10 % supérieur. Cette annexe l'applique à tous les hommes actifs. Le score d'une personne est la somme de deux cotes standards, celle de ses années de scolarité et celle du logarithme de son revenu d'emploi, chacune calculée chaque année sur l'ensemble des hommes actifs du Canada. Un score de 0 correspond à la moyenne canadienne de l'année. La population est celle des hommes actifs de 15 à 64 ans ayant un revenu d'emploi positif, puisque le score exige un revenu et une scolarité connus. Les intervalles sont obtenus par rééchantillonnage (percentiles, 300 tirages).

La figure 7 suit la médiane du score de chaque groupe au Québec. L'écart des médianes, francophones moins anglophones, passe de $-0{,}87$ en 1971 à $-0{,}30$ en 1981, à $-0{,}17$ en 1991 et à $-0{,}02$ en 2021. La décennie 1971-1981 referme les deux tiers de l'écart. Les anglophones descendent sans interruption de 1981 à 2021, de 0,44 à $-0{,}07$, pendant que les francophones restent près de la moyenne canadienne. En 2021, les deux médianes se confondent.

Figure 7
Score individuel médian des francophones et des anglophones du Québec, 1971-2021

Score de la personne : cote standard des années de scolarité + cote standard du logarithme du revenu d'emploi, chacune standardisée sur l'ensemble des hommes actifs du Canada. 0 = moyenne canadienne.



Hommes actifs de 15 à 64 ans ayant un revenu d'emploi positif ; groupes selon la langue maternelle. Barres verticales : intervalle de confiance à 95 % (rééchantillonnage, 300 tirages). Ligne pointillée : loi 101 (1977). Québec : 10 579 à 44 581 francophones et 1 921 à 4 399 anglophones par recensement. Sources : IPUMS International (1971, 1981) ; Statistique Canada, fichiers de microdonnées à grande diffusion (1991−2021) ; calculs des auteurs.

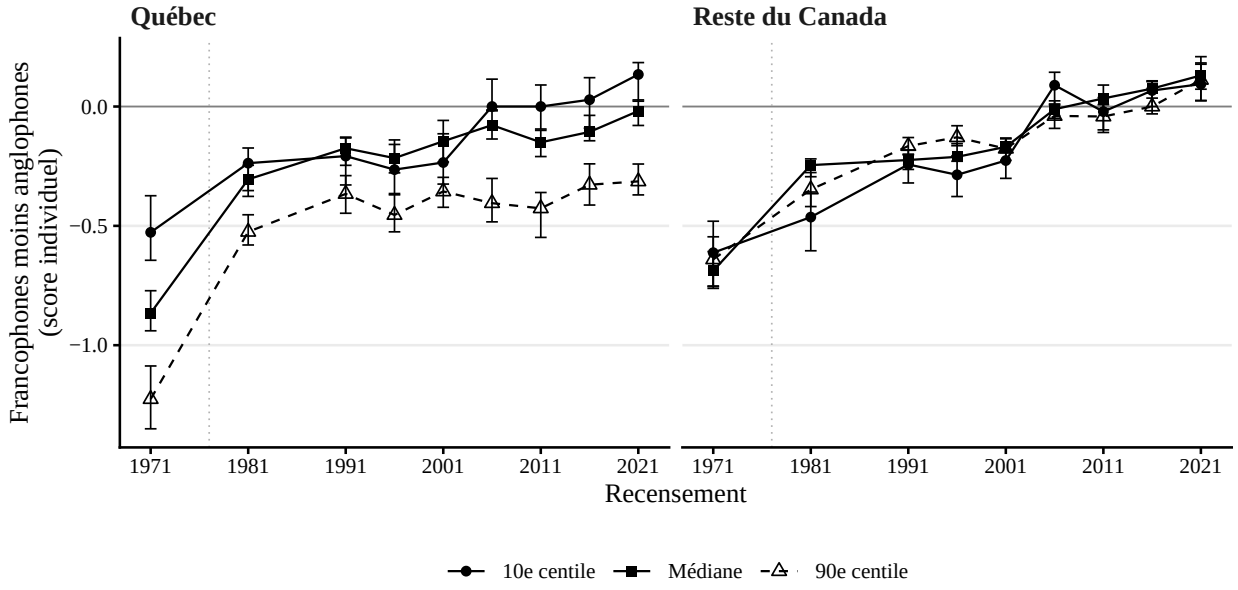
Une médiane ne dit rien du reste de la distribution, et l'écart n'a jamais été le même en bas et en haut. La figure 8 le mesure à trois rangs : le 10e centile des francophones moins le 10e centile des anglophones, et de même pour la médiane et le 90e centile. Au Québec, en 1971, l'écart croît

avec le rang, de $-0{,}53$ [$-0{,}64$; $-0{,}37$] au 10e centile à $-1{,}23$ [$-1{,}35$; $-1{,}09$] au 90e. Dans le reste du Canada, la même année, il est à peu près le même à tous les rangs, de $-0{,}61$ à $-0{,}69$. L'écart propre au Québec de 1971 est donc un écart du haut de la distribution.

FIGURE 8

L'écart de score individuel en bas, au milieu et en haut de la distribution, Québec et reste du Canada, 1971-2021

Centile des francophones moins le même centile des anglophones. 0 = aucun écart ; −1 = le francophone de ce rang a un score inférieur d'un point (somme de deux cotes standards) à l'anglophone du même rang.



Hommes actifs de 15 à 64 ans ayant un revenu d'emploi positif ; groupes selon la langue maternelle. Barres verticales : intervalle de confiance à 95 % (rééchantillonnage, 300 tirages). Ligne pointillée : loi 101 (1977). Québec : 10 579 à 44 581 francophones et 1 921 à 4 399 anglophones ; reste du Canada : 2 325 à 8 143 francophones et 29 124 à 126 231 anglophones par recensement. Sources : IPUMS International (1971, 1981) ; Statistique Canada, fichiers de microdonnées à grande diffusion (1991−2021) ; calculs des auteurs.

C'est aussi là qu'il se referme. De 1971 à 1981, l'écart au 90e centile se réduit de 0,70 au Québec et de 0,29 dans le reste du Canada, soit un changement propre au Québec de 0,41 [0,21 ; 0,61]. À la médiane, le changement propre au Québec est de 0,12 [$-0{,}02$; 0,25] et, au 10e centile, de 0,14 [$-0{,}12$; 0,40] : l'intervalle couvre zéro dans les deux cas. Après 1981, le haut ne bouge presque plus au Québec. L'écart au 90e centile reste entre $-0{,}31$ et $-0{,}45$ jusqu'en 2021, alors qu'il s'annule dans le reste du Canada ($+0{,}11$ [0,03 ; 0,20] en 2021). Le bas et le milieu, eux, continuent de se rapprocher, et les francophones du Québec dépassent les anglophones au 10e centile en 2021 ($+0{,}13$ [0,01 ; 0,18]). De 1991 à 2021, les changements propres au Québec sont négatifs à la médiane ($-0{,}20$ [$-0{,}29$; $-0{,}10$]) et au 90e centile ($-0{,}23$ [$-0{,}37$; $-0{,}08$]) : le reste du Canada rattrape le Québec, puis le dépasse.

Le tableau 4 donne la même lecture pour le seul revenu d'emploi. Au 10e centile, le fran-

cophone gagne autant que l'anglophone dès 1971 ; au 90e, il gagne les deux tiers. La décennie 1971-1981 relève surtout le haut, de 67 à 85 %. Après 1981, le bas et le milieu passent devant, alors que le 90e centile reste entre 78 et 87 % jusqu'en 2016 et n'atteint que 92 % en 2021. C'est pourquoi la moyenne du revenu, tirée par les hauts salaires anglophones, donne un rapport plus bas que la médiane (96 contre 111 % en 2021). Ce qui reste de l'écart en 2021 est un écart du sommet, ce qui rejoint la surreprésentation des anglophones dans le 10 % supérieur.

Tableau 4
Revenu d'emploi des francophones en pourcentage de celui des anglophones, au même centile, Québec, 1971-2021

Recensement	10e centile	25e	Médiane	75e	90e centile
1971	104	80	79	73	67
1981	110	94	88	88	85
1991	132	111	98	93	83
1996	125	118	102	86	78
2001	124	113	100	91	82
2006	133	120	109	96	86
2011	150	118	105	94	86
2016	125	121	108	96	87
2021	143	137	111	101	92

Note. Centile du revenu d'emploi des francophones divisé par le même centile des anglophones, en pourcentage ; 100 = aucun écart. Revenu d'emploi positif, ramené au 99,5e centile de l'année. Hommes actifs de 15 à 64 ans, langue maternelle. Sources : IPUMS International (1971, 1981) ; Statistique Canada (1991-2021) ; calculs des auteurs.