

Rapport de recherche

PROGRAMME ACTIONS CONCERTÉES

Une analyse de long terme des inégalités et de la mobilité socio-économiques par cohorte de naissance et selon le revenu et la consommation des familles économiques et selon l'éducation des parents: 1965-2015

Chercheur principal

Philip J. Merrigan, U. du Québec à Montréal

Cochercheurs

Marie Connolly, Université du Québec à Montréal

Catherine Haeck, Université du Québec à Montréal

Simon Langlois, Université Laval

Pierre Lefebvre, Université du Québec à Montréal

Amélie Quesnel Vallée, Université McGill

Nom des partenaires du milieu impliqués dans la réalisation du projet

Institut du Nouveau Monde/Observatoire québécois des inégalités

CIRANO

Centre d'étude sur la pauvreté et l'exclusion sociale

Direction de la recherche, MTESS

Établissement gestionnaire de la subvention

U. du Québec à Montréal

Numéro du projet de recherche

2016-PU-195601

Titre de l'Action concertée

Pauvreté et exclusion sociale-Phase 3

Partenaires de l'Action concertée

Le ministère de l'Emploi et de la Solidarité sociale, le ministère de la Santé et des Services sociaux, le ministère de l'Éducation, du Loisir et du Sport, la Société d'habitation du Québec et le Fonds de recherche du Québec – Société et culture (FRQSC)

TABLE DES MATIÈRES

	Page
PARTIE A – CONTEXTE DE LA RECHERCHE	1
PARTIE B – PISTES DE SOLUTION EN LIEN AVEC LES RÉSULTATS, RETOMBÉES ET IMPLICATIONS DE NOS TRAVAUX	2
PARTIE C - MÉTHODOLOGIES	7
PARTIE D - RÉSULTATS	10
PARTIE E - PISTES DE RECHERCHES	19
BIBLIOGRAPHIE	21
APPENDICE	

PARTIE A – CONTEXTE DE LA RECHERCHE

1. Problématique

Les inégalités en santé, en capital humain et les inégalités intergénérationnelles sont une source de préoccupation constante chez les décideurs politiques et dans la société civile. Certains s’y objectent pour des raisons morales, d’autres à cause de leur impact sur la cohésion sociale, enfin certaines études montrent qu’elles ont un impact négatif sur la croissance économique mais aussi, parfois, l’inverse selon le niveau de développement économique du pays (Barro 2019). Toutes ces raisons sont bonnes pour s’intéresser aux différentes sources des inégalités économiques. Une compréhension plus approfondie des inégalités au Québec passe nécessairement par une analyse de longue durée et par une étude comparative des indices d’inégalités entre régions canadiennes, ce qui prévaut également pour la transmission intergénérationnelle des inégalités et pour les inégalités des chances de réussite à l’école.

Nos projets de recherche proposent des analyses empiriques de très longue durée (1) des inégalités dans le bien-être des ménages basées sur la consommation des ménages et le type de ménage; (2) des inégalités intergénérationnelles transmises par l’éducation des parents; (3) des inégalités dans les chances de réussite à l’école, basées sur des résultats de tests objectifs internationaux d’aptitude en lecture, en sciences, et en mathématiques, et ce au Québec et ailleurs au Canada.

Principales questions de recherche et/ou hypothèses

Nos principales questions de recherche sont les suivantes :

1. Comment ont évolué le mécanisme de la transmission intergénérationnelle de l'éducation universitaire et la mobilité sociale par l'intermédiaire de l'éducation au Québec par rapport au reste du Canada, durant les 30 dernières années ?
2. Comment ont évalué les inégalités des résultats de tests internationaux d'aptitude au primaire et au secondaire au Québec par rapport au reste du Canada depuis le début du troisième millénaire?
3. Comment ont évolué les inégalités dans la consommation des ménages au Québec par rapport au reste du Canada depuis 1969? Les nouvelles générations de Québécois se trouvent-elles dans une société plus inégale que celle d'il y a 50 ans ? Comment ont évolué les inégalités selon les générations ?

2. Objectifs poursuivis

Fondamentalement, l'idée ici est de présenter un portrait empirique de long-terme des inégalités au Québec en comparaison avec les autres régions canadiennes. Nous voulions aussi aller au-delà des inégalités de revenu et analyser d'autres dimensions des inégalités à travers le prisme de la consommation, de la scolarité via les résultats dans les tests d'aptitude internationaux et enfin, de la transmission intergénérationnelle des inégalités par le biais de l'éducation universitaire des parents et la mobilité sociale engendrée par l'éducation. L'intention ici est de dégager des constats pertinents pour les politiques publiques.

PARTIE B – PISTES DE SOLUTION EN LIEN AVEC LES RÉSULTATS, RETOMBÉES ET IMPLICATIONS DE NOS TRAVAUX

1. Auditoire

Outre le public universitaire, qui constitue l'audience naturelle pour les travaux produits par des chercheurs académiques, nos travaux s'adressent aux décideurs du secteur public. Plusieurs entités du gouvernement s'intéressent à la question des inégalités et des facteurs qui la transmettent à travers le temps, entre autres le ministère des Finances et le ministère de l'Éducation, tous deux porteurs d'outils de transformation des inégalités.

2. Signification de nos conclusions pour les décideurs

Depuis plus de 20 ans, les gouvernements du Québec et du Canada ont mis en place des politiques fiscales et d'emploi de manière à lutter contre la pauvreté et la croissance des inégalités. Comme nous le verrons plus bas, ces politiques réagissaient à la forte croissance des inégalités observées de 1970 à 1995 tant au Québec que partout au Canada. Nos résultats montrent que ces efforts ont réussi à stopper la croissance fulgurante des inégalités, en particulier pour les familles avec enfants. En ce qui concerne les familles, le Québec se démarque nettement du reste du Canada depuis la fin des années 1990, grâce à une politique familiale très généreuse par rapport aux autres provinces canadiennes (politiques de transferts vers les familles pauvres avec jeunes enfants, politiques de suppléments de revenus pour familles défavorisées avec un ou deux parents qui travaillent, et politique de services de garde avec tarification réduite).

S'il est vrai que les inégalités se sont stabilisées au Québec et qu'elles sont généralement plus faibles telles que calculées pour presque tous les indices en comparaison avec les autres provinces, un des indices analysés dans ce projet, le Palma, suggère qu'il y a un arbitrage possible entre des politiques généreuses de transferts et des politiques fiscales propices à la croissance économique. En effet, le

niveau de vie moyen des ménages québécois demeure actuellement beaucoup plus bas que la moyenne canadienne. Il est possible que les politiques familiales québécoises qui augmentent les revenus des parents moins qualifiés sur le marché du travail (politiques que l'on ne retrouve pas dans les autres provinces) diminuent les incitations au travail (heures travaillées) et à accroître son capital humain, réduisant du même coup la croissance économique. De plus, ces politiques de transferts se financent par des taux d'imposition marginaux élevés par rapport au reste du Canada pour les hauts salariés, réduisant les incitations au travail pour ces derniers, ce qui produit aussi un impact négatif sur la croissance.

Nos résultats sur l'évolution des inégalités dans les résultats de tests internationaux sur les aptitudes montrent également une grande stabilité des inégalités au Québec et au Canada. Ces inégalités sont moins fortes au Québec que dans le reste du Canada pour les enfants au primaire et en début de secondaire, mais un peu plus fortes que dans le reste du Canada pour les sujets de 15 ans. Ces conclusions sont très différentes de celles du Conseil supérieur en éducation (CSE) qui présente, dans son document sur les inégalités (CSE 2016), le Québec comme la province ayant le système éducatif le plus inéquitable du Canada. Il est important de faire la lumière sur cette question pour les décideurs en éducation.

3. Retombées immédiates ou prévues des travaux

En lien avec la section plus haute, il est important que les décideurs en éducation aient l'heure juste sur les inégalités en éducation avant de se lancer dans une grande réforme de l'ampleur de celle du début du millénaire qui n'a finalement pas donné les résultats escomptés (Cyrenne et al. 2013, Haeck et al. 2014).. Le CSE met beaucoup d'emphase et d'espoir sur l'augmentation de la mixité (habiles à l'école

avec moins habiles) pour réduire les inégalités des chances de réussite. Nos résultats démontrent qu'une réflexion beaucoup plus large sur cette question s'impose avant que des réformes importantes ne soient entreprises sur la base des suggestions de politiques du CSE.

Sur la question des inégalités économiques, des recherches plus poussées sur les aspects désincitatifs de la politique fiscale et de transferts au Québec doivent se faire, en particulier dans un contexte de pénurie de main d'œuvre et de vieillissement de la population. Ainsi, nos travaux mènent aux questions immédiates et fondamentales : existe-t-il un prix à payer en termes de richesse globale afin de conserver les inégalités relatives aux niveaux actuels, et est-ce que cette stratégie fiscale met en péril le régime social-démocrate au Québec

Limites des résultats

Nos résultats suggèrent des pistes de recherche à suivre plutôt que des actions à prendre. Ils ne proposent pas de façon précise ou pragmatique des recommandations de politiques publiques au Québec. Par contre, le CSE est très spécifique quant à ses propositions de réformes du système d'éducation primaire et secondaire. Nous croyons, sur la base de nos résultats, que des analyses plus poussées doivent être menées avant de réformer à nouveau ce système éducatif. Dans le même ordre d'idées, nous pensons que des recherches sur les aspects désincitatifs des politiques fiscales et de transferts au Québec doivent se faire avant de proposer des politiques encore plus généreuses ciblant les familles moins nanties. En ce qui a trait aux mesures des inégalités de résultats dans les tests PISA, ils sont obtenus au Québec avec des échantillons qui ont des taux de réponses relativement faibles (entre 70% et 80%). Il faut espérer que le gouvernement trouve des moyens d'augmenter les

taux de réponse au niveau acceptable selon l'organisme qui administre PISA, soit 80%.

4. Principales pistes de solutions pour les décideurs

Il y a eu une forte croissance des inégalités mesurées sous différentes formes allant des années 1970 jusqu'aux années 1990. Les nouvelles générations vivent des inégalités plus fortes que les anciennes. Cependant, le niveau de vie des ménages moins nantis a considérablement augmenté depuis les années 1970. Il n'est pas clair qu'il faut essayer de ramener les inégalités relatives au niveau des années 1970, surtout si cela devait se faire avec une augmentation des transferts financée par une ponction fiscale plus importante sur les hauts revenus. Cela pourrait avoir des impacts importants sur la richesse et ultimement sur le financement du filet social au Québec.

D'autre part, nos résultats montrent que les enfants moins nantis au Québec ont de bons résultats en mathématiques. Étant donné que cette observation est spécifique au Québec, ceci est une preuve que les méthodes d'enseignement peuvent augmenter les chances de réussite pour les enfants avec des difficultés. Une compréhension plus profonde des causes des bons résultats québécois en mathématiques est très importante puisqu'elle pourrait inspirer des méthodes d'apprentissage plus productives en lecture et en sciences, augmentant ainsi les chances de succès des enfants défavorisés du Québec. En effet, si l'on décide d'opter pour le *statu quo* dans les politiques de transferts vers les plus pauvres, cela n'exclut pas d'envisager d'autres politiques visant à réduire les inégalités pour les générations à venir.

Nos résultats sur les impacts positifs de l'école privée démontrent qu'il y ait d'autres facteurs au succès que la simple sélection à l'entrée et suggèrent des pistes pour augmenter le capital humain des moins bien nantis. On pourrait d'une part essayer de mieux comprendre les multiples raisons des excellents résultats obtenus par les écoles privées : effets de pairs, qualité des enseignants, méthode d'enseignement. À notre avis, une recherche plus poussée sur le succès des écoles privées s'impose. Si les bons résultats peuvent s'expliquer par des facteurs autres que la sélection, cela fournira aux décideurs des pistes plus précises de réforme dans le secteur public. De plus, l'État pourrait offrir des bons de réduction aux familles à faible revenu pour les aider à défrayer les frais d'inscription des écoles privées. Des projets pilotes basés sur des loteries, comme on en voit aux États-Unis (Angrist), pourraient servir d'expériences pour déterminer l'efficacité de telles politiques.

PARTIE C - MÉTHODOLOGIES

Nos travaux se déclinent en trois grands volets : (1) évolution de long-terme de la transmission intergénérationnelle des inégalités par l'intermédiaire de l'éducation universitaire des parents; (2) évolution des inégalités dans les résultats de tests d'aptitude internationaux; (3) évolution de long-terme (1969 à 2014) des inégalités des ménages, mesurées par la consommation.

Pour le premier volet, l'étude de Leblond-Létourneau, Lefebvre et Merrigan (2018) utilise les données provenant de 14 (sur 30) vagues de l'Enquête sociale générale (ESG), réalisée par Statistique Canada auprès de Canadiens. Les enquêtes nous renseignent sur le niveau d'éducation des répondants et celui de leurs parents (père, mère). L'analyse comporte plusieurs contributions. Premièrement, les évidences empiriques provinciales sur ce sujet étant très limitées, notre travail met

en relief le cas du Québec¹. Deuxièmement, les données utilisées se concentrent sur la plus jeune génération en âge d'avoir terminé ses choix éducatifs afin de saisir les tendances des deux dernières décennies. Troisièmement, l'analyse jauge l'aspect du genre de la transmission du statut éducatif parce que la tendance récente de la formation des couples comporte un fort degré d'homogamie selon l'éducation des partenaires, ce qui ne peut que renforcer la transmission intergénérationnelle des statuts élevés d'éducation.

Nous estimons, pour des enquêtes séparées et à travers les années, la probabilité qu'un répondant de 25-34 ans obtienne son diplôme universitaire conditionnellement au fait qu'un parent (ou les deux) ait, lui ou elle aussi, préalablement obtenu un diplôme universitaire. Les probabilités estimées selon le sexe des répondants et des parents permettent de dégager un premier portrait de la mobilité intergénérationnelle. Dans un deuxième temps, afin de mesurer la mobilité sociale selon l'éducation des parents, quatre indices de mobilité sont calculés selon des matrices de type Markovien caractérisant les liens entre nombre d'années d'études des répondants et des parents pour quatre sous-périodes d'années. Enfin, les deux enquêtes sur l'évaluation internationale des compétences des adultes (IALSS 2003 et PIECA 2012), qui présentent les mêmes informations, sont mises à contribution pour estimer des élasticités intergénérationnelles d'éducation et établir un lien entre le quartile de l'indice socio-économique international de la profession des parents et le nombre d'années d'études des répondants.

¹ Une étude récente et exceptionnelle par l'ampleur de ses données, montre qu'aux États-Unis la mobilité sociale change fortement d'une région/ville à l'autre (Chetty et al. 201).

Cinq mesures simples de la persistance de l'éducation intergénérationnelle (ou de son opposé, soit la mobilité) sont présentées :

1. Pour reprendre le concept de classe sociale développée par la sociologie, on construit des matrices liant niveau socioéconomique (de prestige) de la profession du père ou de la mère avec le nombre d'années d'études (associées aux niveaux d'éducation) atteint par les enfants adultes, répondant aux enquêtes selon leur sexe et leur cohorte de naissance;
2. Pour des échantillons de cohortes selon le sexe, la corrélation du nombre d'années d'études entre parents (père ou mère) et leur enfant adulte;
3. Les coefficients de régression logistique entre la probabilité de détenir un diplôme universitaire pour la cohorte des 25-39 ans et le fait que leurs parents ont atteint le même niveau d'études;
4. Des matrices de transition Markovienne associées à l'éducation atteinte par les répondants et leurs parents (père ou mère) sont calculées et quatre indicateurs de mobilité sont dérivés.
5. De celles-ci, on peut aussi calculer des indices de mobilité ascendante et descendante ainsi que des sauts moyens par cohorte pour quatre périodes temporelles de 1986 à 2011.

Pour le volet 2, sur les inégalités de résultats dans les tests d'aptitude, trois enquêtes étalées de 2000 à 2016 - PISA, PIRLS, et TIMMS - sont utilisées pour calculer les différences entre les percentiles 90 et 10, et percentiles 75 et 25 des résultats en mathématiques, en lecture, et en sciences pour des élèves de quatrième année, huitième année et finalement de 15 ans au secondaire au Québec et ailleurs au Canada.

Pour le volet 3 sur les inégalités de consommation, nous nous basons sur la méthodologie de Norris & Pendakur (2013) qui analyse les inégalités au Canada depuis la fin des années 1990. Nous étendons cette analyse jusqu'en 1969 tout en conservant la méthodologie d'imputation du loyer. Deux enquêtes étalées chacune sur plusieurs années sont utilisées pour estimer les mesures d'inégalités au Québec et dans le reste du Canada :

1. Famex, 1969, 1978, 1982, 1986, 1992, 1996;
2. Enquête sur les dépenses des ménages (EDM) : 1997-2014.

Plusieurs indices d'inégalités sont calculés : coefficient de Gini, mesure du panier de consommation, seuil de pauvreté de l'OCDE (50% de la médiane de consommation du ménage), ratios de percentile du niveau de consommation des ménages 50/10, 90/10 et 90/50, indice de Palma, variance du log des dépenses. Ces indices sont calculés pour le Québec et pour le reste du Canada. La consommation est calculée pour chaque ménage par adulte équivalent. Plusieurs échelles d'équivalence ont été utilisées, mais les conclusions générales ne changent pas selon l'échelle. Les indices de prix des biens de la consommation utilisés sont calculés sur la base des indices de prix provinciaux fournis par Statistique Canada. L'indice de Palma, moins connu, est le ratio du montant total consommé par le décile supérieur des ménages divisé par la consommation totale des 4 déciles du bas.

Finalement, des régressions de ces indices calculés au niveau provincial, pour certains types de famille et pour certaines cohortes de naissance sur des caractéristiques provinciales comme le niveau d'éducation moyen, le pourcentage de foyers monoparentaux, les taux d'imposition moyens etc. sont aussi produites avec ces enquêtes. Ceci nous permet de dégager des facteurs qui peuvent potentiellement avoir un impact sur les indices d'inégalité.

PARTIE D - RÉSULTATS

Les résultats du volet 1 proviennent de l'étude Leblond-Létourneau, Lefebvre et Merrigan (2016), du volet 2, de Lefebvre et Merrigan (2019), du volet 3, de Langlois, Leblond-Létourneau, Lefebvre, et Merrigan (2019).

1. Évolution de la mobilité sociale au Canada et au Québec basée sur la transmission intergénérationnelle des inégalités à travers l'éducation

Par groupes d'enquêtes (regroupées en 5 périodes) de l'ESG, nous estimons la différence entre la probabilité qu'une ou un jeune de 25-34 ans soit diplômé universitaire si le père a un diplôme universitaire, et cette probabilité si le père n'a pas de diplôme universitaire. Cette différence est calculée pour des individus qui ont des caractéristiques familiales comparables ou qui sont dans un milieu économique semblable à 15 ou 16 ans. Les variables de contrôle dans la régression sont l'âge du père, les frais de scolarité dans la province de résidence et le taux de chômage dans la province. Nous estimons aussi cette même différence mais selon le diplôme de la mère. En termes plus techniques, nous estimons les effets marginaux de l'éducation universitaire des parents sur la probabilité que l'enfant soit aussi diplômé universitaire à travers les années. Plus cette différence est élevée, plus la transmission intergénérationnelle est importante dans la persistance des inégalités. En fait, nous trouvons que cette différence est un peu plus élevée autant pour l'influence du diplôme du père que celle de la mère au Québec mais comme dans le reste du Canada elle a lentement diminué de 1985 à 2010. On peut conclure qu'en 2010 les différences entre le Québec et le reste du Canada sont assez faibles, autant pour l'influence de l'éducation de la mère que celle du père.

Nous avons poursuivi l'analyse de la mobilité sociale avec les enquêtes sociales générales en construisant pour chaque enquête différents indices de mobilité académique (par exemple, père sans diplôme secondaire-fils avec diplôme universitaire, démontrant une mobilité ascendante). Pour ce faire, nous séparons

l'éducation en 5 niveaux, créant donc 25 types de transition (incluant, parent-enfant même diplôme). La conclusion générale est que la mobilité sociale a augmenté lentement au Québec et au Canada depuis 1985, ce qui est cohérent avec les résultats sur la baisse de la corrélation entre la diplomation universitaire des parents et celle de leurs enfants. Ceci se traduit par une croissance régulière des taux de diplomation universitaire chez les 25-34 ans de 1985 jusqu'à 2015 (voir Lefebvre et Merrigan 2019) au Québec et dans le reste du Canada. Les niveaux et le taux de croissance sont presque identiques pour les femmes. Cependant, si la même chose est vraie pour les hommes, un léger retard semble émerger depuis 2008. Il est important de continuer à suivre ces statistiques après 2015 pour essayer de comprendre ce phénomène et réagir adéquatement si jamais l'écart va en s'accroissant.

2. Inégalités de long-terme dans les tests objectifs internationaux en mathématiques, lecture, et sciences

Notre seconde analyse concerne l'évolution des inégalités au Québec dans les tests cognitifs internationaux et les compare à ceux observés ailleurs au Canada. Cette analyse est le résultat des efforts de Pierre Lefebvre, chercheur du groupe. Plusieurs tests ont été considérés pour l'analyse, le PISA, le TIMSS, et le PIRLS. Le PISA s'applique aux enfants de 15 ans, le TIMSS aux enfants de huitième année et le PIRLS aux enfants de quatrième année. On trouve dans nos tableaux (Lefebvre et Merrigan 2019) des percentiles (10, 25, 50 (médiane), 75 et 90) de la distribution des résultats pour les mathématiques, les sciences, et la lecture. Les tableaux présentent aussi quelques différences entre les percentiles 90 et 10, et les percentiles 75 et 25. Peu importe la mesure, on ne remarque pas d'augmentation marquée des

inégalités sur 15 ans. De plus, les différences entre le Québec et le reste du Canada sont en général très faibles. En ce qui concerne le PIRLS, chaque année les inégalités sont moins fortes au Québec. Cependant, la médiane est très semblable.

Pour le TIMMS, en huitième année, tant en mathématiques qu'en sciences, les mesures d'inégalités sont moins fortes au Québec, et les médianes sont très similaires, comme dans le cas du PIRLS. Le PISA est le seul parmi les trois tests des inégalités montrant parfois des inégalités plus fortes au Québec pour certains tests. Cependant, une lecture attentive ne montre pas de tendances séculaires fortes dans les inégalités pour ces résultats. Il n'y a donc pas de preuves probantes que les inégalités soient relativement fortes au Québec ou qu'il existe des tendances marquées de croissance dans les inégalités. Ce résultat infirme les analyses produites par le Conseil supérieur en éducation (CSE 2016). Nous croyons important d'expliquer pourquoi nos analyses mènent à des conclusions différentes. Dans un premier temps, le Conseil n'analyse que les résultats des tests pour le PISA 2012. Il n'y a pas d'analyse sur les enfants plus jeunes ni d'analyse inter-temporelle, le portrait reste donc incomplet. Deuxièmement, les preuves présentées par le Conseil confondent des effets qui pourraient s'expliquer par le système d'éducation public-privé du Québec, mais aussi par la pauvreté économique relative du Québec par rapport aux autres provinces.

Les analystes du CSE séparent les jeunes de 15 ans à travers le Canada en groupes basés sur le pourcentage d'enfants favorisés ou défavorisés (selon le revenu familial) dans l'école du jeune qui se soumet au test du PISA. On réfère dans le texte aux écoles « favorisées » ou « défavorisées ». Cette appellation est malheureuse car elle peut laisser croire que les ressources consacrées par enfant sont moins

importantes dans les écoles dites « défavorisées ». Les analystes du CSE calculent ensuite les moyennes des résultats PISA selon le type d'école. L'écart entre les moyennes des enfants d'écoles « favorisés » et « défavorisées » est substantiellement plus élevé au Québec que dans les autres provinces canadiennes.

Cependant en 2012, l'écart entre le percentile 10 et 90 pour le PISA entre le Québec et l'Ontario est de 3.3% dans nos tableaux alors que cet écart entre les écoles dites « favorisées » et « défavorisées » selon le CSE est de 75%. Les différences en pourcentage pour la lecture sont respectivement 2,5% et 96%. Pour les sciences, les écarts 90-10 sont plus élevés dans le reste du Canada ainsi qu'en Ontario. Les différences entre le Québec et l'Ontario telles qu'elles apparaissent dans le document du CSE sont instructives. Pour les mathématiques, l'écart n'est dû qu'à la performance exceptionnelle des élèves dans les écoles dites « favorisées ».

Comment expliquer tout cela ? D'abord, il faut bien saisir comment les enfants sont classés dans les écoles par le CSE. Selon le document du CSE : « Les écoles défavorisées sont les écoles dont l'indice de statut économique, social et culturel (SESC) est statistiquement inférieur (test t à 95 %) à l'indice SESC provincial. Les écoles favorisées sont les écoles dont l'indice SESC est statistiquement supérieur (test t à 95 %) à l'indice SESC provincial ». Ainsi, au Québec, selon le CSE, 16,3 pourcent des enfants sont dans des écoles défavorisées, alors que 22,3 pourcent s'y trouvent en Ontario, les pourcentages dans les écoles favorisées, sont respectivement de 24,6 et 26,2. Il est donc possible que les enfants défavorisés au Québec soient assez différents et fort probablement en moyenne plus défavorisés en termes de caractéristiques déterminantes pour le succès scolaire de ceux dans la même catégorie en Ontario.

Ceci expliquerait les résultats pour la moyenne chez les défavorisés du Québec en lecture et en sciences. Donc, ces inégalités plus fortes dans le document du CSE ne seraient possiblement qu'un artefact de leur méthode de regroupement. Face à son constat, le CSE considère que le système scolaire du Québec est très inéquitable et que le ministère doit se tourner rapidement vers la mixité (soit des classes plus hétérogènes en termes d'habilités académiques). Notre propre lecture sur la question nous incite à conclure que les effets de la mixité ne sont pas clairement positifs. En fait, un article récent (Antecol, Eren, et Ozbeklik 2016) basé sur une évaluation expérimentale de la mixité (très rare dans ce domaine), conclut que la mixité a des effets négatifs sur les résultats en mathématiques et en lecture au primaire dans les quartiers défavorisés. Ainsi, l'augmentation de la mixité en quartier défavorisé pourrait augmenter les inégalités.

Certains groupes politiques, dont le parti politique Québec Solidaire, souhaitent, entre autres choses, augmenter la mixité afin de réduire les inégalités. Ils proposent pour ce faire l'abolition des subventions aux écoles privées du Québec. À notre avis, il n'existe pas actuellement de preuves probantes que le système scolaire du Québec est plus inéquitable que dans les autres provinces. Il serait donc mal avisé de transformer radicalement un système qui produit d'excellents résultats au niveau international, qui n'est pas relativement inéquitable et qui produit des taux de diplomation postsecondaire comparables à ceux observés ailleurs au Canada (sauf possiblement un peu plus faibles pour les garçons à l'université).

L'étude récente de Lapierre, Lefebvre et Merrigan (2018) estime l'impact de fréquentation de l'école privée sur la probabilité d'entreprendre des études postsecondaires au Québec, et ultimement, des études universitaires. Les résultats

montrent des effets très forts de la fréquentation du privé au niveau secondaire sur l'obtention d'un diplôme universitaire, de l'ordre de 7 à 10 points de pourcentage. Il faut aussi considérer que les effets sont du même ordre chez les garçons et chez les filles.

En conclusion, les inégalités qui ressortent dans les résultats de tests internationaux au Québec ne semblent pas plus fortes qu'ailleurs au Canada malgré la présence d'un secteur privé relativement plus fréquenté au Québec que dans le reste du Canada. De plus, certains chercheurs dans notre groupe ont fourni des preuves empiriques comme quoi la fréquentation de l'école privée au Québec avait des effets positifs substantiels sur les résultats de tests objectifs et sur la fréquentation d'institutions postsecondaires. Sur la base de ces résultats, le stock de capital humain au Québec est plus élevé grâce à l'école privée, ce qui à long-terme accroît la richesse économique du Québec, et ce qui permet entre autres un meilleur financement des services publics. Démanteler ce système en faveur de la mixité pourrait avoir pour effet de diminuer la richesse économique du Québec sans même contribuer à baisser les inégalités. D'autres études sur ces questions s'imposent.

3. Inégalités économiques et consommation des ménages

À l'aide de deux enquêtes répétées dans le temps et réalisées par Statistique Canada (l'Enquête sur les dépenses des familles et l'Enquête sur les dépenses des ménages) nous traçons le portrait de l'évolution des inégalités à l'aide de plusieurs mesures telles que l'indice de Palma, l'indice de Gini et la mesure des seuils de faible revenu de Statistique Canada, ceci pour le Québec et pour l'ensemble du Canada sur une période allant de 1969 à 2013.

Nous montrons d'abord que les inégalités calculées en utilisant la consommation des ménages ont fortement augmenté de 1969 à 2000, se stabilisant ensuite au Québec et dans le reste du Canada. Puis, nous reprenons les mêmes calculs mais en utilisant la consommation par adulte équivalent. Ici, ce n'est qu'en considérant la consommation par adulte équivalent qu'on peut observer que les inégalités au Québec sont systématiquement plus faibles que celles dans le reste du Canada à partir du début du millénaire environ.

Des faits importants émergent également lorsque l'on sépare notre échantillon en deux, soit des ménages composés d'une personne seule et des ménages de plus d'une personne. En effet, les inégalités sont nettement moins fortes au Québec, surtout pour les ménages de plus d'une personne. Ceci s'explique en grande partie par les politiques ciblant les familles défavorisées depuis 1998.

Mais peu importe la manière de mesurer les inégalités, on note une forte croissance des inégalités des années 1970 jusqu'à la fin des années 1990, puis une stabilisation jusqu'à nos jours et ce même pendant la grande récession suivant 2008 et pour tous les types de ménages. Un seul indice pour les ménages de 2 personnes ou plus est plus élevé au Québec et dans le reste du Canada, soit l'indice de Palma. Ce fait reflète possiblement la tension qui existe entre des politiques de transferts et de redistribution généreuses et les hauts taux marginaux de taxation pour les hauts revenus. En effet, l'indice de Palma est le ratio de la consommation totale du premier décile de consommation divisé par la somme de la consommation des quatre derniers déciles des ménages. Si le Québec ne se démarque pas du reste du Canada pour cet indice d'inégalité, ce n'est pas parce que la consommation du premier décile est bien

supérieure à celle des autres provinces, mais bien parce que la consommation des quatre premiers déciles est relativement basse par rapport au reste du Canada.

Ceci s'explique possiblement par les très hauts taux de taxation effectifs (TMEI) pour les ménages qui sont dans les déciles 2, 3, et 4 (à partir du bas de la distribution) au Québec. En effet, lorsque des ménages avec enfants dans ces classes ont l'opportunité de passer au-delà de la médiane, ils voient leurs transferts provinciaux baisser rapidement. Selon Duclos, Fortin et Fournier (2008), plus du quart des chefs de famille monoparentale ont un TMEI pouvant atteindre, ou même excéder, 80 %. Quant aux familles biparentales, elles font majoritairement face à un TMEI s'approchant de 50 %. Il est possible que la nouvelle politique de transferts aux familles du gouvernement fédéral de 2016 ait augmenté ces taux, mais aucune étude sur cette question n'est apparue jusqu'à maintenant.

Évidemment, si ces transferts vers les familles avec revenu modeste jouent un rôle important sur les inégalités, ils expliquent aussi en partie les très hauts taux marginaux d'imposition au Québec pour les hauts revenus. Ces deux aspects du système fiscal pourraient expliquer les différences importantes entre le Québec et le reste du Canada en ce qui a trait à la consommation des ménages. Il serait donc nécessaire de mener des recherches empiriques pour déterminer si le prix d'inégalités plus faibles au Québec est un retard de la croissance économique nécessaire pour le financement du filet social québécois.

Les ménages satisfont une très grande partie de leurs besoins quotidiens à travers la consommation marchande de biens et services. L'auto-production, l'aide en nature des proches ou le recours aux banques alimentaires ne sont pas

négligeables, certes, mais le recours à la sphère marchande reste dominant et les enquêtes budgétaires constituent un moyen classique pour étudier les conditions de vie des familles et des ménages depuis l'origine des sciences sociales. Les enquêtes disponibles des années 1969 à 2014 permettront d'étudier la différenciation transversale des besoins révélés par les dépenses entre les différentes classes socioéconomiques chaque année mais aussi leur évolution temporelle sur presque un demi-siècle. Un dernier aspect de notre recherche concerne donc l'évolution de la structure de la consommation à travers les années selon le statut de pauvre ou non-pauvre. Nous montrons que s'il y a convergence dans plusieurs postes de dépenses, les dépenses en logement pèsent désormais plus lourd dans la structure des dépenses des ménages pauvres et moins favorisés.

PARTIE E - PISTES DE RECHERCHE

Nos recherches montrent que les inégalités transmises par l'éducation n'ont pas joué un rôle majeur depuis les 20 dernières années. Il est possible que l'analyse faite focalisant sur l'éducation universitaire soit trop agrégée. Comme le souligne le sociologue John Goldthorpe (2012), si le diplôme universitaire n'est plus un marqueur de privilège, il est possible que la transmission intergénérationnelle du privilège se fasse à travers le type même du diplôme universitaire. Ainsi, s'il y a 30 ans, un médecin s'attendait à ce que sa fille ou son fils obtienne un baccalauréat, il ou elle s'attend possiblement à ce qu'il ou elle obtienne désormais un diplôme dans un domaine plus prestigieux (voire plus contingenté ou susceptible de générer des revenus plus élevés) comme le droit, la médecine, ou le génie.

En second lieu, il serait tentant de procéder, au nom d'une plus grande équité sociale, à une réduction dramatique des subventions aux écoles privées. Mais avant

d'opter pour une politique qui aurait des répercussions radicales sur le système éducatif québécois, une meilleure compréhension des succès des écoles privées s'avère nécessaire. En effet, si ces dernières contribuent fortement à la croissance économique au Québec, alors à cause de sa politique fortement redistributive et la progressivité de sa fiscalité, tous en bénéficient. Il serait plus pertinent, nous croyons de s'attaquer aux inégalités scolaires en ciblant les réformes éducatives sur les enfants à risque d'échouer à l'école, plutôt que de réformer globalement un système éducatif qui produit, somme toute, d'assez bons résultats pour l'ensemble de la population, du moins si on compare le Québec avec les autres provinces.

Enfin, d'importantes études doivent être entreprises pour déterminer s'il existe un lien causal entre les inégalités plus faibles au Québec et l'écart de richesse en faveur des autres provinces canadiennes. Il est impératif de poursuivre des recherches empiriques pour déterminer si le prix à payer pour tenter de niveler les inégalités au Québec se traduit par un retard de la croissance économique, conséquence du financement du filet social québécois.

Nous terminons en rappelant que par un travail considérable de programmation et de traitement de près de 45 enquêtes de Statistique Canada et autres nous avons tracé la voie pour le type de recherches présentées dans cette action concertée. Le code informatique accessible à tous permettra aux chercheurs et partenaires d'actualiser régulièrement ce travail afin de continuer à présenter les inégalités dans un contexte historique et de manière multidimensionnel. Cela permet de poser un regard plus large et plus objectif sur la question des inégalités permettant des politiques publics qui considéreront non seulement les questions d'équité mais aussi celles tournant autour de l'efficacité.

Bibliographie

Barro, Robert J., (1999) « Inequality, Growth, and Investment », NBER Working Paper No. 7038. NBER Program: Economic Fluctuations and Growth.

Cobham, Alex, et Andy Sumner Is It All About the Tails? The Palma Measure of Income Inequality, Working Center for Global Development, Paper 343 September 2013.

Cyrenne, D., Larose, S., Duchesne, S., Smith S., & Harvey, M. (2013). Exploration des liens entre l'exposition au renouveau pédagogique, les perceptions des élèves et des parents et les connaissances, compétences et réussites des élèves : examen des deux premières cohortes. Deuxième rapport d'étape déposé à la direction de la recherche du MELS dans le cadre de l'entente contractuelle SC-36787. Université Laval, Québec.

Conseil supérieur de l'éducation (2016) « Remettre le cap sur l'équité », Rapport sur les besoins en éducation, septembre 2016, Gouvernement du Québec.

Duclos, Jean-Yves, Bernard Fortin et Andrée-Anne Fournier (2008), Une analyse des taux marginaux effectifs d'imposition au Québec, *L'Actualité Économique*, 84(1),

Goldthorpe, John H., (2012) « Understanding – and Misunderstanding – Social Mobility in Britain: The Entry of the Economists, the Confusion of Politicians and the Limits of Educational Policy», Barnett Paper in Social Research, Department of Social Policy and Intervention, University of Oxford.

Haeck, Catherine, Pierre Lefebvre et Philip Merrigan (2014), « The Distributional Impacts of a Universal School Reform on Mathematical Achievements: A Natural Experiment from Canada », *Economics of Education Review*, 41, 137–160.

Langlois S, Martin Leblond-Létourneau, Pierre Lefebvre, et Philip Merrigan (2019) « Analyse de l'évolution des inégalités au Québec et au Canada à travers le prisme de la consommation 1969-2013 », cahier de recherche, GRCH, UQAM.

Lapierre, David, Pierre Lefebvre et Philip Merrigan (2017), « Long Term Educational Attainment of Private High School Students in Québec: Estimates of Treatment Effects from Longitudinal Data », Cahier de recherche numéro 16-02, Groupe de recherche sur le capital humain, décembre 2017 (version révisée).

Leblond-Létourneau, Martin, Pierre Lefebvre, et Philip Merrigan (2016) « L'héritage de l'éducation sur 25 ans (2016): Une comparaison des tendances au Québec et dans le Reste du Canada » cahier de recherche, GRCH, UQAM.

Lefebvre, Pierre et Philip Merrigan (2019) « Une note sur les inégalités dans les résultats de tests d'aptitude internationaux : Québec et les autres provinces canadiennes 2000-2016. » » cahier de recherche, GRCH, UQAM.

Norris, Sam et Krishna Pendakur (2013) «Imputing rent in consumption measures, with an application to consumption poverty in Canada, 1997-2009. *Revue canadienne d'économique*, Vol. 46, No. 4.

Appendice

L'HERITAGE DE L'ÉDUCATION SUR 25 ANS :
UNE COMPARAISON DES TENDANCES AU QUÉBEC ET DANS LE RESTE DU CANADA

AVRIL 2016

Martin Leblond-Létourneau, Pierre Lefebvre et Philip Merrigan
Groupe de recherche en capital humain et sciences économique
École des sciences de la gestion -UQAM

Résumé

L'étude utilise les données provenant de 14 des vagues de l'Enquête sociale générale (ESG), réalisée par Statistique Canada auprès des ménages canadiens. Les enquêtes retenues contiennent pour des années de 1986 à 2011 des informations sur le plus haut niveau d'éducation des répondants et ceux de leurs parents (père, mère). L'analyse estime la probabilité qu'un répondant, de plusieurs cohortes des 25-39 ans, soit gradué de l'université conditionnellement au fait qu'un parent (ou les deux) ont, eux aussi, obtenu un diplôme universitaire. Les probabilités estimées selon le sexe des répondants et des parents permettent de dégager un premier portrait la mobilité intergénérationnelle. Dans un deuxième temps, quatre indices de mobilité sont calculés selon des matrices de type Markovien caractérisant les liens entre nombre d'années d'études de répondants et des parents pour quatre sous-périodes d'années. Enfin, les deux enquêtes sur l'évaluation internationale des compétences des adultes (IALSS 2003 et PIECA 2012), qui présentent les mêmes informations, sont mises à contribution pour estimer des élasticités intergénérationnelles d'éducation et établir un lien entre le quartile de l'indice socio-économique international de la profession des parents et le nombre d'années d'études des répondants. Les résultats indiquent des progressions des niveaux d'éducation des répondants par rapport à ceux de leurs parents. Cependant, les dernières années suggèrent une persistance des écarts d'éducation entre les générations et de la corrélation parents-enfants adultes. En général, les persistance caractérisées sont plus élevées au Québec que pour le Reste du Canada.

Code JEL et mots-clés : I28, I21, I29; transmission intergénérationnelle de l'éducation, cohortes, indices de mobilité, ESG 1986-2011, ELCA2003, PEICA2012.

Correspondant : Pierre Lefebvre, science économique, ESG UQAM, lefebvre.pierre@uqam.ca. Cette recherche bénéficie d'une subvention du Fonds de recherche du Québec, Action concerté-Inégalité phase 4. 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. L'analyse des fichiers ESG, ELCA et PEICA s'appuie sur des données à accès restreint de ces enquêtes conduites par Statistique Canada qui contiennent des informations anonymes. Les idées exprimées dans ce texte sont celles des auteurs qui ont réalisé les analyses et non celles des partenaires financiers du CIQSS ou du FRQ.

1 INTRODUCTION

Au Canada, comme dans plusieurs pays riches, plusieurs études (dont l'ouvrage collectif d'études universitaires sous la direction de Green, Riddell, et St-Hilaire (2015)) ont montré un accroissement des inégalités de revenu pour tous les groupes de revenu. À la différence de la plupart des chercheurs qui se concentrent sur le revenu, parce qu'il est convertible en d'autres biens et offre une base robuste comme mesure pour dégager comparaisons et tendances, notre point de mire est l'éducation.

La transmission des avantages liés à l'éducation soulève beaucoup d'intérêt et comporte plusieurs dimensions. Même ceux qui ne convertissent pas un haut niveau d'éducation en revenu élevé se retrouvent avec un statut socio-économique plus enviable. Ils peuvent choisir des emplois plus intéressants sans être à rémunération très élevée. Ils ont une meilleure connaissance du monde et sont des citoyens plus impliqués. L'éducation est un bien en soi avec des aspects sociaux méritoires. Curieusement, dans un des chapitres de l'ouvrage de l'IRPP, Foley et Green (2015) remettent en question l'idée reçue selon laquelle hausser le niveau d'éducation serait l'antidote idéale aux inégalités de revenu grandissantes : ils affirment qu'accroître le financement des programmes universitaires, collégiaux et d'apprentissage favoriserait surtout les enfants des familles à revenu moyen et supérieur¹. Ils privilégient le développement de la petite enfance et de l'enseignement secondaire au profit des familles à faible revenu qui favoriseraient davantage la réduction des inégalités à long terme et entre générations². Ce jugement pourrait aussi découler de plusieurs d'études (britanniques, européennes, américaines)³ trouvant que le développement de l'éducation supérieure n'a pas contribué à l'amélioration de la mobilité intergénérationnelle. Elle aurait bénéficié surtout aux jeunes provenant de milieux favorisés socialement, par le revenu et l'éducation.

L'héritage de l'éducation est un bon indicateur du degré futur de la mobilité intergénérationnelle. Elle est une variable fiable, différente du revenu qui peut changer fortement au cours des phases de crise ou de prospérité que peuvent traverser l'économie. Contrairement à une dotation/héritage en nature ou en actif financier, elle ne peut être cédée, devenir une dette de jeu, est invendable. Mesurer la mobilité

¹ Au Québec, les mouvements étudiants de 2012 et le support des partis d'opposition ont conduit le gouvernement à revoir les hausses prévues des droits de scolarité. Le gouvernement du Parti Québécois élu fin 2012 a décidé d'annuler les hausses et d'augmenter d'une façon marquée l'aide financière directe aux étudiants (prêts et bourses). En contrepartie le gouvernement et le nouveau gouvernement libéral réélu en 2012 ont en pratique fait subir aux universités (et collèges) des compressions budgétaires importantes. Au total, les frais de scolarité des études postsecondaires au Québec sont les plus faibles de toutes les provinces.

² Les études académiques sur la politique québécoise des services de garde à tarif très réduit, qui a maintenant plus de 15 ans, n'observent pas d'effets significatifs sur les indicateurs de développement des enfants (voir par ex. Haeck et al. (2015)); Lebihan et al. ((2015)); Baker (2011); Kottelenberg, et Lehrer, (2013)).

³ Reardon (2011); Blanden, et Machin (2004); Holtzer (2007); Bratti, Checchi, et Blasio (2008); Bailey et Dynarski (2011).

entre les générations par l'association statistique entre le statut éducatif des parents (ou la classe sociale ou professionnelle) et des enfants a une tradition beaucoup plus longue que la seule mesure du lien entre revenu ou gains de travail entre père et fils (Blanden (2013))⁴.

Néanmoins, la mesure a ses faiblesses : erreurs de mesures, réformes de l'éducation et changements de la demande des compétences éducatives par la société. Au cours des siècles, l'héritage a toujours été un moyen de reproduction des élites (p. ex., les dynasties souveraines, la noblesse, aujourd'hui la grande bourgeoisie, etc.). Notre étude analyse la transmission du patrimoine éducatif qui se fait du vivant des parents, la famille étant le premier lieu d'éducation. L'analyse vise à identifier laquelle des deux tendances, qui traversent l'histoire, de l'éducation transmise, prédomine : (1) soit différent et mieux que nous (*émancipation*), (2) soit comme nous (*reproduction*). Est-ce que l'influence du statut éducatif des parents (celui du père, celui de la mère) est corrélée avec celui de leur descendance? Cette corrélation s'est-elle modifiée (en hausse, en baisse) ou est restée inchangée à travers les années au Canada et plus particulièrement au Québec?

Cette étude présente des estimés canadiens – pour le Québec (QC) et le Reste du Canada (RduC) - des liens entre l'éducation des parents et leur enfant adulte répondant sur la base des données des seules enquêtes transversales, qui à notre connaissance, ont recueillie de telles informations. L'analyse utilise 14 des vagues, conduites entre 1986 et 2011, de l'Enquête sociale générale (ESG), ainsi que deux enquêtes réalisées aussi par Statistique Canada, le Programme pour l'évaluation internationale des compétences des adultes (PEICA, 2012) et l'Enquête sur la littéracie, la numéracie et les compétences des adultes (ELCA, 2003). Ces enquêtes permettent de mesurer si les disparités des atteintes éducatives par et entre les générations se sont modifiées – une période de hausse des inégalités économiques.

Quatre mesures simples de la persistance de l'éducation intergénérationnelle (ou son opposée la mobilité) sont présentées :

1. Pour reprendre l'idée de la classe sociale développée par la sociologie, on construit des matrices liant niveau socioéconomique (de prestige) de la profession du père ou de la mère avec le nombre d'années d'études (associées aux niveaux d'éducation) atteints par les enfants adultes répondant des enquêtes selon leur sexe et leur cohorte de naissance;
2. Pour des échantillons de cohortes selon le sexe, la corrélation entre nombre d'années d'études entre parents (père ou mère) et leur enfant adulte;
3. Les coefficients de régression logistique entre la probabilité de détenir un diplôme universitaire pour la cohorte des 25-39 ans et le fait que leurs parents ont atteint le même niveau d'études;

⁴ Les données nécessaires à une telle analyse proviennent soit de fichiers longitudinaux de l'impôt ou d'une enquête de ménages sur une très longue période. Peu de pays disposent et offrent aux chercheurs de telles données.

4. Des matrices de transition Markovienne associées à l'éducation atteinte par les répondants et leurs parents (père ou mère) sont calculées et quatre indices de mobilité sont dérivés.

L'analyse comporte plusieurs contributions. Premièrement, les évidences empiriques provinciales sur ce sujet étant très limitées, notre travail met en relief le cas du Québec⁵. Deuxièmement, les données utilisées se concentrent sur la plus jeune génération en âge d'avoir terminé ses choix éducatifs afin de saisir les tendances des deux dernières décennies. Troisièmement, l'analyse jauge l'aspect du genre de la transmission du statut éducatif parce que la tendance récente de la formation des couples comporte un fort degré d'homogamie selon l'éducation des partenaires, ce qui ne peut que renforcer la transmission intergénérationnelle des statuts élevés d'éducation.

Les principales statistiques utilisées et les résultats d'estimations montrent qu'il y a eu une hausse importante de la scolarisation depuis 1986, notamment chez les femmes des cohortes d'âge plus jeunes. Les résultats suggèrent un accroissement de la mobilité éducative entre les générations. Mais, ils indiquent aussi une persistance des écarts d'éducation pour la même génération selon les niveaux d'études de leurs parents. Les différences selon le genre se sont atténuées mais les fils continuent d'être relativement privilégiés par tant leur père que leur mère. La classe sociale, telle que mesurée par l'indice socioéconomique de la profession des parents, reste un facteur important de la corrélation entre l'éducation des parents et de leurs enfants. En général, au Québec la mobilité est moins élevée par rapport au Reste du Canada.

Le reste du texte contient les sections suivantes. Dans la section 2, quelques traits marquants de la littérature portant sur la transmission intergénérationnelle d'éducation sont identifiés. La section 3 formule les méthodes utilisées pour obtenir les estimations, dont l'estimation par régression logistique et les matrices de transitions. La section 4 présente des statistiques descriptives sur la situation de l'éducation des répondants et de leurs parents dans l'ESG ainsi que sur le lien entre indice socioéconomique professionnel des parents et l'éducation acquise par leur descendant. La section 5 dévoile les résultats obtenus et analyse les effets marginaux associés aux estimations logistiques. La section 6 montre les indices de mobilité tirées de l'estimation par matrice de transition et compare les résultats selon les deux approches. La section 7 tire quelques conclusions de politique publique de l'analyse. Une courte conclusion soulève les limites de l'analyse et les pistes de recherche à poursuivre.

2 HÉRITAGE DE L'ÉDUCATION ET MOBILITÉ ÉDUCATIVE

⁵ Une étude récente et exceptionnelle par l'ampleur de ses données, montre qu'aux États-Unis la mobilité sociale change fortement d'une région/ville à l'autre (Chetty et al. 201).

La littérature de recherche empirique retient depuis longtemps que les parents plus éduqués ont une progéniture plus éduquée. La corrélation importante entre l'éducation des parents et des enfants a été aussi associée à une faible mobilité du revenu. Il existe quelques études comparatives de l'éducation (Chevalier et al. ((2003)), Shavit et Blossfeld ((1993)), Hertz et al. ((2007)), mais aucune de celles-ci inclut le Canada.

Deux études canadiennes se sont appuyées sur les données de l'ESG. Sen et Clemente (2010) exploitent 3 vagues de l'ESG (1986, 1994 et 2001) en retenant les répondants âgés de 25 à 64 ans et en estimant par MCO le lien entre le niveau d'éducation (collège ou université, études en partie universitaire) des répondants et leurs parents (père, mère), avec un certain nombre de variables de contrôle (groupes d'âge, sexe, statut d'immigration, langue maternelle, taille de la famille et fratrie). Trois résultats marquants ressortent : les pères qui ont fréquenté des institutions d'enseignement postsecondaires ont des effets un peu plus importants que ceux des mères sur leur descendant; les coefficients associés à l'éducation universitaire du père (environ 0,25-0,27) sont restés similaires au fil des cohortes et des panels, la baisse du lien découle essentiellement de la hausse de la poursuite d'études collégiales; les effets selon le sexe du répondant sont plus importants pour les hommes que pour les femmes et les effets de pères plus importants que pour les mères. Turcotte (2011) présente des statistiques descriptives, tirées de 12 vagues (de 1986 à 2009) de l'ESG, sur les pourcentages de répondants hommes ou femmes âgés de 25 à 39 ans diplômés de l'université selon qu'un ou les deux parents ont un diplôme universitaire ou non (cette dernière catégorie incluant aussi les répondants qui disent ne pas connaître l'éducation de leurs parents). Le nombre de gradués universitaire a fortement augmenté de 1986 à 2009, principalement grâce aux femmes. Cependant, l'écart du taux de diplomation universitaire entre les répondants ayant des parents diplômés et ceux n'en ayant pas, globalement a peu changé de 1994 à 2009 pour les répondants de 25-39 ans : il est resté à environ 50% chez les hommes, mais a augmenté chez les femmes de 46% à 60%, lorsqu' au moins un parent a un diplôme universitaire; les pourcentages sont respectivement d'environ 20% et 25% lorsqu'aucun des parents ne possède un diplôme universitaire (ou que le répondant ne connaît pas le niveau éducatif atteint par ses parents).

À l'aide de l'Enquête sur les jeunes en transitions (EJET), Connolly et Lefebvre (2012) estiment l'élasticité intergénérationnelle des années d'éducation complétées. Elle se situe entre 10 et 14 % pour la cohorte A (âgée de 25 ans en 2010) et entre 8 et 11% pour la cohorte B (âgée de 26 à 28 ans en 2006-2007). Ils utilisent le niveau le plus élevé de l'éducation des parents (rapportée par un parent pour la

cohorte A et le répondant pour la cohorte B)⁶. Les élasticités sont un peu plus élevées pour les jeunes hommes que pour les jeunes femmes. Ils présentent aussi une analyse descriptive des matrices de transitions entre les parents et les jeunes qui déclarent une profession (et un revenu de travail d'au moins 10 000\$). Il y a une coïncidence élevée entre la profession des parents et celle de leur enfant si ce dernier travaille.

Au-delà des questions de base de mesures, la théorie économique offre peu pour comprendre la mobilité intergénérationnelle (Grawe et Mulligan ((2002); Goldberger ((1989)). C'est plus la question de la transmission de l'éducation qui a été analysée. Utilisant un modèle de programmation dynamique et des données américaines, Belzil et Hansen (2003) soutiennent qu'à compétences données, les variables de l'environnement familial, particulièrement l'éducation parentale, comptent pour 68% des variations transversales des réussites éducatives. Plus récemment on a analysé les raisons causales de la transmission (Holmlund, Lindahl et Plug (2011)). Ces auteurs examinent trois stratégies d'identification (enfants adoptés, jumeaux, VI qui permet le lien avec les réformes éducatives) des deux principales explications avancées : la nature et la 'nurturance' ou une combinaison des deux. Les effets identifiés, peu importe la méthode, sont en général modestes avec des différences parfois marquées entre les pères et les mères.

Cependant, certaines études ont contesté l'explication. Tout en admettant que les parents avec des niveaux d'éducation plus élevés ont des enfants ayant aussi des niveaux élevés, Black, Devereux, et Salvanes (2005) ont soutenu une autre explication causale parmi celles avancées qui ouvre la porte à des interventions de politique publique. L'atteinte d'un niveau plus élevé d'éducation change les comportements parentaux et conduit leurs enfants à suivre un parcours différent qui se termine pour eux par des niveaux d'éducation similaires ou plus élevés que ceux des parents. Cette explication diffère de celle découlant d'un mécanisme de sélection, où le parent plus éduqué gagne plus, dépense plus pour l'éducation et l'accumulation de capital humain des enfants (ce qui s'apparente à l'explication Beckerienne). Avec comme résultante des enfants qui font aussi bien ou plus que les parents en termes d'éducation. Leur démonstration empirique, reprise par d'autres dans d'autres pays (p. ex. Oreopoulos, Page, et Stevens (2006)), repose sur l'impact important de l'allongement de la scolarisation obligatoire en Norvège dans les années soixante. Ce qui force à identifier les effets causaux de ceux des effets de débordement qu'on associe souvent à tort au fait d'augmenter les dépenses publiques d'éducation (les bénéfiques vont profiter aux générations suivantes par débordement).

⁶ Environ 10% des parents n'ont pas répondu pour la cohorte A. Ils retiennent le niveau d'éducation complété par les jeunes. Les élasticités estimées sont un peu plus élevées avec le niveau d'éducation en cours (presque tout le temps au niveau universitaire).

Pour tracer un portrait de la ségrégation sociale des cohortes des enfants adultes selon le degré d'avantages ou de désavantages de leur famille, les économistes privilégient et utilisent beaucoup le niveau d'éducation de chacun des parents ou l'éducation parentale comme indicateur de classe sociale. La littérature sociologique utilise, fréquemment et depuis longtemps, comme mesure des disparités sociales, un indice socioéconomique international continu du statut professionnel (ISIP) le plus élevé des parents (ou des deux) dérivés des classes de professions (Erikson et Goldthorpe (1992)). Par exemple, l'enquête PISA présente un indice⁷ qui s'appuie sur les caractéristiques des emplois (niveau d'éducation requis, salaire associé). Les créateurs de l'indice (Ganzeboom et al. (1992)) voulaient améliorer la mesure du statut socioéconomique à des fins de recherche. L'indice a été appliqué intensivement dans la littérature sur les gradients socioéconomiques (Chowdry et al. (2010)); Crawford et al. (2010); Lefebvre (2015); Lefebvre et Merrigan (2016)).

Le niveau d'éducation atteint n'est évidemment pas la seule mesure du statut social. Parmi les autres mesures métriques couramment utilisées pour analyser la transmission intergénérationnelle du statut social, on trouve l'éducation moyenne, le revenu moyen ou de travail moyen de long terme et les différents indices s'appuyant sur la profession des personnes. Chacune a des forces et faiblesses pour capter le processus de stratification sociale. La difficulté de les pondérer découle du fait de la relation entre les mesures composites et le nombre d'années d'études, comme le résume brillamment Ganzeboom, Treiman, et Ultee (1991, page 284):

The answer to the question of the extent to which educational attainment promotes social mobility thus turned out to be compound: Respondent's occupational status is more related to [own] education than to father's occupation, and most of the effect of education is independent of social origins, so the main role of education is to promote social mobility; but at the same time a majority of what social reproduction there is, is transmitted through education, so education is also the main vehicle of social reproduction.

3 MÉTHODOLOGIE

À notre connaissance, il n'existe pas de données canadiennes sur une longue période qui permet de tracer les liens probants des niveaux d'éducation entre parents (selon leur sexe) et descendants adultes (selon leur sexe) de la première génération, sur une longue période temporelle (pour plusieurs cohortes d'âge). Néanmoins, une source de données intéressantes est l'ESG qui a recueillie, pour plusieurs

⁷ L'indice attribue une note située entre 11 et 90, 90 étant une profession à haut statut (p. ex. juge, pdg, médecin) et les indices de 11 à 20 à des professions sans qualification précise (p. ex. couvreur de toit, laveur de vaisselle).

vagues depuis 1986, de telles informations (mais pas dans chacune de cette enquête conduite chaque année depuis 1985). Deux enquêtes transversales (2012 et 2003) visant l'évaluation internationale des compétences (PEICA et ELCA) ont aussi des informations relativement complètes sur l'éducation ainsi que sur la profession⁸ des parents et des répondants selon le sexe de chacun.

3.1 Corrélation années d'études parents et descendant

Dans la mesure où l'on dispose d'informations sur le nombre d'années d'études, autant pour les parents que leurs enfants-adultes, l'analyse de l'élasticité intergénérationnelle de l'éducation (ÉIÉ) peut reposer simplement sur l'estimation par MCO de l'équation suivante :

$$AnnéesEdu_i^{Enfant} = a + BAnnéesEdu_i^{Père} + CÂge_i^{Père} + DFam_i + e_i \text{ pour } i = 1, \dots, N. \quad (1)$$

Où l'estimation dépend du nombre d'années d'études de l'enfant adulte i , de celui de son père ou de sa mère, ainsi que sur des caractéristiques familiales (du répondant à 15-16 ans) qui peuvent influencer la poursuite et la réalisation des diplômes et d'un terme d'erreurs e_i . Le coefficient B peut s'interpréter comme l'ÉIÉ (en le transformant par le ratio années d'études du répondant sur celui du parent). L'estimé MCO de B est égal à :

$$\hat{B} = \frac{\sigma_{enf\text{père}}}{\sigma_{père}^2} = \frac{\rho_{enf\text{père}}\sigma_{enf}}{\rho_{père}}. \quad (2)$$

Où, σ_j et $\rho_{enf\text{père}}$ représentent respectivement l'écart-type des erreurs pour $j =$ les générations d'enfant, de père et le coefficient de corrélation entre l'éducation de l'enfant et du père. Une baisse de \hat{B} peut s'interpréter comme une baisse de la transmission intergénérationnelle de l'éducation. Cependant, celle-ci peut découler seulement d'une baisse du ratio en (2) des écart-types.

Lorsque l'éducation est disponible sous la forme de niveaux, il est pratiquement impossible avec une estimation de type MCO d'avoir une interprétation en élasticité intergénérationnelle (à moins de transformer les niveaux en nombre d'années d'études) dans la mesure où le système éducatif n'a pas connu de transformations trop importantes.

3.2 Imputation de l'éducation des parents

⁸ Seulement l'ELCA et les cycles 1986 et 1994 de l'ESG.

Pour l'ESG, un nombre important de répondants déclarent ne pas connaître le niveau d'éducation le plus élevé obtenu par leurs parents⁹.

Le taux moyen de non réponse à cette question est de 16% pour les pères, variant entre 25% (1994) et 9% (2011), et de 12% pour les mères, variant entre 20% (1986 et 1994) et 6% (2011)¹⁰. Ceci réduisait de façon importante notre échantillon. Nous avons donc procédé en deux étapes pour analyser l'effet de l'éducation des parents sur le niveau d'études réalisé par leur descendant. Nous avons d'abord imputé le niveau d'éducation du père et de la mère des répondants. Puis, nous avons estimé l'effet d'avoir des parents diplômés de l'université sur la probabilité que le répondant soit, lui aussi, détenteur d'un tel diplôme (baccalauréat ou plus).

Imputer l'éducation des parents permet d'augmenter le nombre d'observations. L'imputation du niveau le plus élevé d'éducation des parents se fit par logit multinomial à quatre catégories. Ces quatre catégories sont : diplômé de l'université; diplôme du cegep / d'un collège communautaire / diplôme technique ou de métiers; diplôme d'études secondaires; et moins qu'un diplôme d'études secondaires. Les variables de contrôle varient d'une vague à l'autre parce que le thème général de chaque ESG change d'une année à l'autre¹¹. Les variables de contrôle utilisées sont: le pays d'origine du parent, sa langue maternelle, sa religion. Lorsque l'information est disponible nous ajoutons la classification de l'industrie (NAICS). Cette imputation augmente la taille de l'échantillon d'environ 6 000 observations.

3.3 Estimation de l'impact de l'éducation universitaire des parents

L'impact d'avoir des parents diplômés de l'université sur la probabilité que le répondant possède, lui aussi, un diplôme d'étude universitaire est estimé à l'aide des effets marginaux obtenus à la suite d'une régression par modèle logit, adapté pour une base de données imputées.

La variable dépendante prend la valeur 1 si le répondant détient un diplôme d'étude universitaire, 0 sinon. On utilise une variable dichotomique similaire pour chacun des parents. À ces variables sont ajoutées les variables de contrôle décrites plus haut en plus du des frais de scolarité et du taux de chômage lorsque le répondant avait 18 ans.

Le modèle logit a été estimé dix fois¹². À chaque fois, les effets marginaux sont enregistrés avec leur variance respective. Par la suite, l'effet marginal imputé est obtenu à l'aide de la formule suivante¹³:

⁹ En général la question posée au répondant fait référence au parent lorsque lui-même était âgé de 15-16 ans.

¹⁰ Voir tableau A1 en annexe pour la description complète des non-répondants par vague de l'ESG.

¹¹ Il y a par contre une standardisation des questions concernant les parents des répondants à partir de 2004 (ESG 18).

¹² Une fois par imputation.

¹³ Formule donnée dans le manuel de Stata14, section imputation multiple, sous-section *Methods and Formulas*.

$$\bar{q}_M = \frac{1}{M} \sum_{i=1}^M \hat{q}_i .$$

Avec une variance de l'effet marginal imputé :

$$T = \bar{U} + \left(1 + \frac{1}{M}\right) B ,$$

où

$$\bar{U} = \sum_{i=1}^M \hat{U}_i / M ,$$

et

$$B = \sum_{i=1}^M (q_i - \bar{q}_M)(q_i - \bar{q}_M)' / (M - 1).$$

Les estimations portent sur l'ensemble du Canada, le Canada en excluant le Québec et le Québec seulement.

3.4 Matrices de transition

La méthodologie utilisée pour obtenir des matrices de transition est une approche Markovienne (Van de Gaer, Schokkaert, et M. Martinez ((2001)); Geweke, Marshall, et Zarkin ((1986) qui est très bien illustrée dans Fessler et Scheebaum (2009) pour l'Autriche. L'idée générale de la méthode est la suivante:

Un ensemble d'espace fini ε , dans lequel e_i représente les états possible de l'ensemble. Soit $P = [p_{ij}] \in \mathbb{R}_+^{e \times e}$ une matrice de probabilité stochastiques de passer de l'état e_i à l'état e_j définie par la probabilité $\Pr(i|j) = p_{ij} \geq 0$ obtenue des éléments de la ligne i et de la colonne j de la matrice P . La $\sum_{j=1}^e p_{ij} = 1$, ceci implique que tous les états d'origine mènent à un état final avec probabilité 1. Les états e_i sont les niveaux d'éducatons des parents et de leur descendant. Les matrices qui sont obtenues sont alors étudiées à l'aide d'indices qui sont décrits dans la section 6.

4 DONNÉES, ÉCHANTILLONS ET STATISTIQUES DESCRIPTIVES

4.1 Indice socioéconomique de la profession des parents et éducation du descendant

Les enquêtes sur la littéracie et les compétences des adultes (ELCA 2003 et PEICA 2012) présentent simultanément des informations sur les niveaux d'études réalisées des parents (père et mère) et des répondants selon leur sexe et leur cohorte de naissance (l'âge des parents n'est pas disponible). L'ELCA fournit aussi le nombre d'années d'études des répondants. Le nombre d'années d'études des parents a

été dérivé de la correspondance entre nombre d'années et niveaux d'études des répondants¹⁴. Ces informations ont été aussi utilisées pour construire, par mimétisme, les années d'étude parents et descendants en 2012.

En outre, l'ELCA présente sous forme de quartile, l'indice socioéconomique international du degré de prestige de la profession du père ou de la mère à l'âge de 15 du répondant (si elle est déclarée par le répondant), construit par de Erikson et Goldthorpe (1992). L'indice sous-jacent s'échelonne de 16 à 90 points. Cette information est utilisée pour construire une matrice réduite (à 3 groupes = 1+2, 3, et 4 par contrainte de diffusion des données) du lien entre l'indice de la profession et les années d'études du répondant.

Le tableau 1.1 présente, pour l'année 2003 (ELCA), une matrice en pourcentage (lignes et colonnes) liant le nombre d'années d'études regroupées¹⁵ des répondants âgés de 25 à 64 ans (nés des années 1939 à 1978) avec le quartile socioéconomique de la profession des parents selon le sexe de ces derniers. La catégorie des réponses manquantes a été conservée pour indiquer que les générations des parents sont relativement âgées et qu'il n'est pas étonnant qu'une proportion importante de répondants ne donne pas cette information (ne sait pas, non réponse ou refus). Il est clair que la proportion de non réponses évolue en sens inverse avec les niveaux d'études du répondant. Ces proportions sont, sans surprise, beaucoup plus élevées si le parent est la mère (leur taux de participation au marché du travail était faibles dans les années cinquante et soixante). On constate pour le Reste du Canada que les deux quartiles les plus élevés de la profession père sont associés à des niveaux d'éducation très élevés des répondants. Cette association en pourcentages est beaucoup plus faible pour les mères dont les répondants rapportent une profession. Pour le Québec, les associations quartiles avec les années d'études sont relativement similaires et liées plus par les pères que par les mères

Le tableau 1.2 présente de la même façon ces informations pour le Québec seulement et en fonction du sexe du répondant (fils ou fille). Le lien entre quartile profession du père et niveau d'études du fils répondant est plus marqué pour les études postsecondaires que pour la fille répondant, tant pour les quartiles 3 et 4 que pour les études graduées universitaires. Les liens mère et fils ou fille sont plus faibles sans doute un phénomène de générations de ces mères. Mais pour celles avec une profession, les liens quartiles et années d'études sont plus importants pour les fils et assez semblables pour le

¹⁴ La non-réponse est faible seulement pour les années d'éducation des parents sans doute à cause du nombre élevé de rappels auprès des répondants pour passer les tests.

¹⁵ Le groupe 6+9 d'années correspond à l'absence d'un diplôme d'études secondaires (fixé à 12 années); le groupe des 13+14+14 années indique des études supérieures au diplôme d'étude secondaire; le groupe des années 16+17+18 années indique des études postsecondaires et universitaires en deçà de la maîtrise, du PhD. ou d'un diplôme professionnel (groupe 19+22).

diplôme d'études secondaires et les années immédiates qui suivent celles-ci. Le tableau 1.3 complète les informations en désagrégeant le lien indice socioéconomique des parents et niveau d'éducation des répondants selon leur cohorte de naissance par groupe de 10 ans (de 25-34 à 55-64 ans) et le sexe des parents. Pour les quartiles du père, on note des déplacements importants dans les proportions des niveaux d'études des deux plus jeunes cohortes : pour le quintile plus faible (1+2), il y a une baisse des personnes sans diplôme d'études secondaires, une hausse avec ce diplôme et une plus forte concentration des groupes d'études plus élevés chez les répondants pour tous les quartiles de statut professionnel du père. Dans le cas des mères, ces changements sont plus prononcés pour les deux plus jeunes cohortes. Une mère avec des professions à statut socioéconomique plus faible ou même élevé est associée beaucoup plus à des niveaux d'études plus élevés que pour les pères¹⁶.

Les ESG de 1986 et de 1994¹⁷ ont aussi recueillie des informations sur la profession des parents. En 1986, celles-ci ont été transformées en indice continue de 22 à 79 selon l'échelle de Blisshen et al. (1987). À partir de l'indice on a créé des quartiles pondérés desquels se dérive une matrice réduite (3 groupes = 1+2, 3, et 4) de transition liant la « valeur » socioéconomique (prestige) de la profession et le nombre d'années d'études complétées par les répondants. Le nombre d'observations force la réduction des années d'études à quatre groupes, ce qui rend plus difficile la comparaison avec les données de 2003 (tableaux 1.1-1.3). Les matrices sont présentées au tableau 2, les pourcentages suggèrent un lien encore plus étroit entre indices de la profession et années d'études des répondants.

4.2 Élasticité intergénérationnelle de l'éducation

En s'appuyant sur les informations des enquêtes ELCA (2003) et PEICA (2012), le tableau 3 présente des estimés du lien entre nombre années d'étude des parents (père ou mère) et des répondants pour ces deux années selon le sexe et la cohorte (25-34 à 55-64 ans) de ces derniers.

Pour le Reste du Canada, tant pour les pères que pour les mères des répondants par cohorte, les estimés (sans transformation par les ratios qui apparaissent inchangés entre 2012 et 2003, les coefficients qui sont tous significatifs à 1% baissent. Ce qui suggère une baisse des élasticités entre éducation des parents et des enfants. Au Québec, il y a aussi des baisses des coefficients estimés pour tous les groupes (cohortes et sexe) des répondants et des parents selon le sexe. Cependant, en tenant

¹⁶ Malheureusement, le nombre d'observations ne permet pas une désagrégation selon le sexe du répondant ou le Québec (à moins de réduire les classes de statut ou d'études).

¹⁷ L'année 1994 n'a pas été utilisée car elle se situe entre les données de 1986 et 2003 et ajoute qu'une image intermédiaire.

compte des ratios des éducations, les élasticités qui en découlent sont moins marquées que dans le Reste du Canada.

4.3 L'éducation des répondants des cohortes de 25-39 ans de 1986 à 2011 et de leurs parents

En tout, seulement 14 vagues des 24 Enquêtes sociale générale, conduites par Statistique Canada de 1985 à 2011 et disponibles dans un Centre d'accès de données, possèdent les informations nécessaires pour analyser la transmission intergénérationnelle de l'éducation, soit le plus haut niveau d'éducation atteint par le répondant et le plus haut niveau d'éducation des parents (père et mère) du répondant¹⁸. Pour analyser le lien éducation parents-enfant répondant, on retient la cohorte des 25-39 ans qui est celle la plus susceptible d'avoir terminé récemment ses trajectoires d'éducation et dont l'âge (non disponible) des parents est plus près et pour lesquels le biais de rappel sur l'éducation des parents est probablement moins important. Une fois fusionnés, ces 14 vagues contiennent 238 000 observations, mais comme l'analyse porte que sur les 25-39 ans qui sont nés au Canada, cela réduit l'échantillon à un peu plus de 62 000 observations. Outre la variable d'intérêt (le plus haut niveau d'éducation atteint par les parents et les répondants), il y a peu de ces variables identifiées par la recherche comme étant susceptible d'influencer la transmission de l'éducation. Pour chaque répondant les caractéristiques retenues sont les suivantes: âge, sexe, province de résidence au moment de l'enquête, statut conjugal et langue maternelle.

L'échantillon utilisé (pour les données disponibles) couvre néanmoins 25 années. Sur cette période, les comportements d'éducation des personnes qui forment la population sélectionnée, ici les canadiens de naissance âgés entre 25 et 39 ans au moment de l'enquête, ont changé Il y a eu des changements technologiques, une hausse de demandes des employeurs pour des employés spécialistes et une valorisation de l'éducation qui soutient une forte hausse de la demande pour l'éducation postsecondaire. Au Québec, comme dans le Reste du Canada, le pourcentage des répondants ayant obtenu un diplôme d'étude universitaire croît à un rythme constant durant les années observées.

Le tableau 4 montre l'évolution du pourcentage des répondants (cohortes de 25-39 ans) ainsi que le pourcentage des parents (père ou mère) des répondants, au Canada et au Québec, qui détiennent un diplôme universitaire par vague de l'ESG. On observe que les pères des répondants sont toujours plus nombreux, en pourcentage, que les mères à être diplômé de l'université. Ce phénomène est l'inverse chez leur descendant. À partir de 1994 jusqu'en 2011, les femmes sont plus nombreuses, en pourcentage, que les hommes, à détenir un diplôme d'études universitaires. Au Québec, on constate un

¹⁸ Il y a peu d'informations sur les parents et celles-ci sont rarement répétées (p. ex. profession).

rattrapage des répondantes sur celles du Reste du Canada (et même des taux en apparence plus élevés depuis 2006).

La figure 1 présente d'une part l'évolution du taux de diplomation universitaire au Canada et au Québec de 1986 à 2011 pour les répondants femmes et hommes confondus et d'autre part selon le sexe. Il est clair que le Québec a connu une croissance similaire à celle du Reste du Canada. Durant la période observée, le pourcentage de personnes possédant un diplôme d'études universitaires a crû d'un peu moins de 20 points de pourcentage au Canada (de 14,7 % à 29,9 %) comme au Québec (12,5 % à 32,1 %).

Bien que cette augmentation soit impressionnante, elle n'est pas répartie également entre les répondants. Les femmes sont celles qui ont contribué le plus fortement à cette croissance. La figure 2 présente l'évolution du taux de diplomation universitaire par sexe, pour le RduC et le Québec. Les deux groupes montrent une prédominance forte des femmes dans l'accroissement du nombre de diplômés universitaire autant au Québec que dans le RduC. C'est au Québec que la croissance est la plus importante pour les femmes. Le taux de femmes possédant un diplôme d'étude universitaire était de 9,3 % (13,3 % pour l'ensemble du Canada) en 1986 pour venir s'établir à 38,4 % (35,2 %) en 2011. Les hommes, quant à eux ont connu une augmentation beaucoup moins marquée passant de 15,9% (16,2 %) à 26,1 % (24,6 %) durant les mêmes années. Une hausse d'un plus de 10 (8) points de pourcentage. Bien que les femmes fussent moins scolarisées au départ, en 2011 les femmes québécoises connaissaient un taux de diplomation universitaire près de 50 % plus élevé que leurs pairs masculins. La situation est similaire pour le RduC. Il n'est pas clair qu'on puisse affirmer qu'il y a des différences dans le taux de diplomation universitaire entre le RduC et le Québec selon le sexe. On peut noter que l'évolution des taux demeure sujette à des variations importantes qui découlent parfois de la taille des échantillons, notamment pour le Québec.

La figure 3 présente pour le RduC et le Québec l'évolution du pourcentage de personnes détenant un diplôme d'études universitaires si au moins un des deux parents détient un diplôme universitaire (courbes hautes), alors que les courbes basses montrent l'évolution chez les répondants dont aucun parent ne possède de diplôme.

Une première observation qui ressort de ces figures est le fait que le pourcentage des répondants qui possède un diplôme alors qu'au moins un de leur parent est aussi diplômé est de beaucoup plus important que les répondants dont aucun parent n'est diplômé. Pour l'ensemble du Canada, durant la période examinée, il y a, en moyenne, 33 point de pourcentage entre les deux groupes. Cette différence reste relativement stable dans le temps avec un maximum à 36 point en 2010 et un minimum à 31,6 point en 2005 et 2011. Pour le Québec, cet écart est légèrement moins prononcé avec une moyenne de 26,4 point,

un maximum à 47,6 point (1994) et un minimum à 28,1 point (2010). Cette observation est particulièrement pertinente dans ce cas-ci, puisque l'étude porte sur la transmission intergénérationnelle d'éducation. La deuxième observation est que le pourcentage des répondants dont les parents n'ont pas de diplôme a cru à un rythme constant durant les quatorze années étudiées. La croissance des deux groupes s'est faite à un rythme similaire. On observe qu'à travers le Canada, il y a un rattrapage chez les répondants dont les parents ne possèdent pas de diplôme, mais ceci n'est pas le cas au Québec. Pour l'ensemble du Canada, le nombre de répondants, dont les parents ont un diplôme, qui ont eux-mêmes un diplôme à un rythme annuel moyen de 8,8 % entre 1986 et 2011. Le nombre de répondants, dont aucun parent n'est diplômé, qui ont eux-mêmes un diplôme a cru à un taux annuel moyen de 9,4 % durant la même période. Pour le Québec, le nombre de répondants faisant partie du second groupe a cru à un rythme annuel moyen de 10,7 %. Dans le premier groupe, le nombre de diplômés a cru à un rythme annuel moyen de 11,8 %.

5 ANALYSE DE LA MOBILITÉ INTERGÉNÉRATIONNELLE DE L'ÉDUCATION

La mobilité intergénérationnelle repose sur l'évolution des probabilités estimés qu'un descendant obtienne ou non un niveau d'éducation similaire à ses parents, si un de ses parents soit lui aussi diplômé de l'université. Les effets marginaux estimés proviennent de la régression logistique suivante:

$$Dipl_{Universitaire} = \beta_0 + \beta_1 MèreDiplUniv + \beta_2 PèreDiplUniv + \beta_{3..k} X_{3..k} + \mu .$$

Où $Dipl_{Universitaire}$ prend la valeur 1 si le répondant possède un diplôme d'étude universitaire zéro sinon ; $MèreDiplUniv$ et $PèreDiplUniv$ sont des variables dichotomiques prenant la valeur de 1 et 0 autrement si le parent respectif est diplômé de l'université ; X_{3k} est un vecteur de variables de contrôle telle que l'âge, le statut conjugal, la langue maternelle, le statut d'immigration des parents¹⁹ du répondant, les frais de scolarité universitaire moyen par province et taux de chômage par province lorsque le répondant avait 18 ans²⁰.

Les effets marginaux sont ensuite estimés à l'aide de la méthode décrite dans la section 3 puisque les variables de l'éducation du père et de la mère sont imputées. Les effets marginaux estiment la probabilité qu'un répondant détienne un diplôme d'études universitaires étant donné que leurs parents détiennent un diplôme universitaire, en contrôlant pour les autres facteurs identifiés.

¹⁹ Les parents du répondant peuvent être des immigrants de première génération au Canada, mais les répondants se doivent d'être nés au Canada.

²⁰ Lorsque le répondant avait 18 ans puisqu'il s'agit de l'âge le plus probable auquel il a fait le choix d'aller à l'université ou non.

La figure 4 trace, par sous période entre 1986 et 2011, l'évolution du lien (effets marginaux estimés) entre avoir un parent (père, mère) universitaire et le pourcentage des répondants détenant aussi une éducation de niveau universitaire au Canada, au Québec et dans le RduC. On observe tout d'abord que l'éducation du père a un impact beaucoup plus grand que celui de la mère sur la probabilité que le répondant détienne un diplôme d'étude universitaire. On observe un lien fort (de l'ordre de 20%) entre père universitaire et son descendant dans le Reste du Canada et le Canada dans son ensemble. Au Québec, les pourcentages sont plus élevés, de l'ordre de 25-30%. Ils diminuent de façon marquée de 1986-1999 à 2004-2006 pour atteindre 18% mais augmenter à 22% durant les dernières années de la décennie 2000. Dans le Reste du Canada, toujours pour les pères, le lien a plutôt légèrement augmenté de 1986-1999 à 2000-2003 pour ensuite descendre de façon continue par la suite, et se maintenir autour de 18-19% dans les années 2000. Dans le cas des mères des répondants, le lien entre le pourcentage ayant tous les deux un diplôme universitaire est beaucoup plus faible et suit le même pattern que pour les pères.

6 ÉTUDE DE LA MOBILITÉ PAR MATRICE DE TRANSITION

L'évolution de la mobilité intergénérationnelle d'éducation peut aussi s'analyser à l'aide de matrices de transition qui permettent de calculer différents indices de mobilité. La mobilité au Canada et au Québec pourra se comparer avec ces indices. Les matrices prennent la forme du tableau 5 qui illustre, avec des statistiques tirées des données de l'ESG, la transition entre l'éducation du père et du fils avec trois groupes de niveaux au Québec pour les 2009-2011. L'estimation de la mobilité intergénérationnelle d'éducation a été réalisée en comparant différentes mesures de mobilité. Les indices de mobilités sont dérivés à partir de matrices de transition qui indiquent la probabilité qu'un répondant ait atteint un niveau donné d'éducation. Les quatre indices calculés sont :

1. L'indice du « Second Eigenvalue »;
2. L'indice de Shorrocks (1978);
3. L'indice du déterminant;
4. L'indice corrélation.

6.1 L'indice du « Second Eigenvalue » (deuxième valeur/vecteur propre)

L'indice obtenu grâce à la *second Eigenvalue* mesure la distance entre la matrice de transition et la matrice d'origine indépendante \bar{P} . L'indice se calcule à partir de la formule :

$$M^{SE}(P) \equiv 1 - |\lambda_2| ,$$

où λ_2 est la valeur de la *second Eigenvalue* évaluée pour quatre groupes d'enquêtes²¹ permet d'observer l'évolution temporelle de la mobilité intergénérationnelle. Plus l'indice du second Eigenvalue est élevé, plus le choix d'éducation du répondant est indépendant du niveau d'éducation du son parent i.e. plus la mobilité intergénérationnelle est grande. Pour la majorité des relations montrées dans le tableau 6, on observe une croissance de mobilité dans le temps. La relation qui affiche le plus d'indépendance est la relation Mère-Fils, alors que la relation qui affiche le moins de mobilité est la relation Père-Fils. Ceci est le cas autant au Québec qu'au Canada.

6.2 L'indice de Shorrocks

L'indice obtenu grâce à la méthode de Shorrocks mesure la concentration autour de la diagonale principale de la matrice de transition²². Cette concentration est calculée par la formule :

$$M^S \equiv \frac{e - \text{trace}(P)}{e - 1}$$

Le tableau 7 montre l'estimation de la mobilité par l'indice de Shorrocks. Une valeur plus élevée de l'indice implique une plus grande indépendance du (des) descendant(s) face à son parent. Ici encore, la relation qui affiche le plus de mobilité est la relation Mère-Fils, autant au Canada qu'au Québec. Alors que la relation affichant le plus de persistance est la relation Père-Fils.

6.3 L'indice du Déterminant

L'indice obtenu par la méthode du déterminant mesure la mobilité à l'aide de la formule suivante :

$$M^D(P) \equiv 1 - |\det(P)|^{1/n-1}$$

Le tableau 8 montre l'estimation de la mobilité par l'indice de Déterminant. Une valeur plus élevée de l'indice implique une plus grande indépendance du (des) descendant(s) face à son parent. Ici encore, la relation qui affiche le plus de mobilité est la relation Mère-fils, autant au Canada qu'au Québec. Alors que la relation affichant le plus de rigidité est Père-fils.

6.4 L'indice de corrélation

²¹ Les mêmes groupes d'enquêtes qui constituent les cycles utilisés dans l'estimation par logit.

²² Une matrice de transition qui afficherait une dépendance parfait serait une matrice identité.

L'indice de corrélation permet lui aussi d'étudier la mobilité en donnant une mesure de la concentration dans la diagonale principale. La mesure peut prendre une valeur entre [0,3]. Zéro représentant l'indépendance parfaite et une valeur de 3 la dépendance parfaite. L'indice de corrélation est obtenu grâce à l'équation suivante :

$$M^c(P) \equiv \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^k [p_{ij}] \quad \forall i = j$$

Les résultats présentés au tableau 9, indiquent encore une fois, que la relation qui affiche le plus de mobilité est la relation Mère-Fils, autant au Canada qu'au Québec. Alors que la relation affichant le plus de rigidité est Père-Fils. Cette méthode d'évaluation montre clairement que la mobilité est plus grande au Québec que pour l'ensemble du pays.

7 DIRECTION DE LA MOBILITÉ ÉDUCATIVE ET LIMITES DE L'ANALYSE

La question de la mobilité sociale et des inégalités sociales soulèvent les controverses notamment avec cette cristallisation du débat public sur le «1 % (parfois les 5 ou 10 %)» des percentiles supérieurs qui néglige les autres 99% (95% ou 90% si l'on préfère) des ménages et de leurs membres.

Un des grands débats non résolus de la réflexion sur la mobilité sociale est le rôle de l'éducation. Agit-elle comme une grande force de nivellement social selon la croyance populaire ? Ou permet-elle aux privilégiés de consolider leur position dans la société ? Ou encore, joue-t-elle un rôle causal mineur – répondant simplement aux déplacements sociaux et occupationnels beaucoup plus importants qui définissent les opportunités comme argumente certains sociologues ? Le problème est qu'il y a peu d'évidences ou d'évaluation. Par exemple, Fortin et al. (2012) comme d'autres s'attachent aussi au 1% et accordent un rôle secondaire parmi d'autres facteurs à l'éducation universitaire et proposent une série de mesures qui passent par la taxation et les transferts. Tout autre est l'approche de plusieurs travaux britanniques, comme celui de Lindley et Machin (2012) qui documentent la progression de l'éducation en Angleterre depuis 30 ans montrant que celle-ci s'est accompagnée par un accroissement plus rapide de l'éducation acquise par les personnes provenant de milieux familiaux relativement aisés. En même temps, les différences de rémunération selon le niveau d'éducation ont augmenté. Les deux mécanismes, plus d'éducation pour les personnes venant de milieux favorisés et la hausse de la rémunération de cette éducation impliquent une hausse de l'inégalité au sein de la même génération.

L'analyse, avec des statistiques souvent limitées, a tenté de documenter l'évolution des inégalités d'éducation au Canada et au Québec dans le temps et à travers les générations. Selon les statistiques et les indicateurs les résultats obtenus montrent que la mobilité s'est accentuée durant la période étudiée

c'est-à-dire que les Canadiens et Québécois sont plus indépendants par rapport au niveau d'éducation de leur parent qu'ils ne l'étaient dans le passé. Cependant, ce mouvement s'est plutôt atténué ces dernières années. Il apparaît selon les différentes statistiques (matrices de transition, élasticité de l'éducation, indices socioéconomiques des professions) que le lien éducation descendant-parent reste fort, en particulier celui Père-fils.

8 CONCLUSION

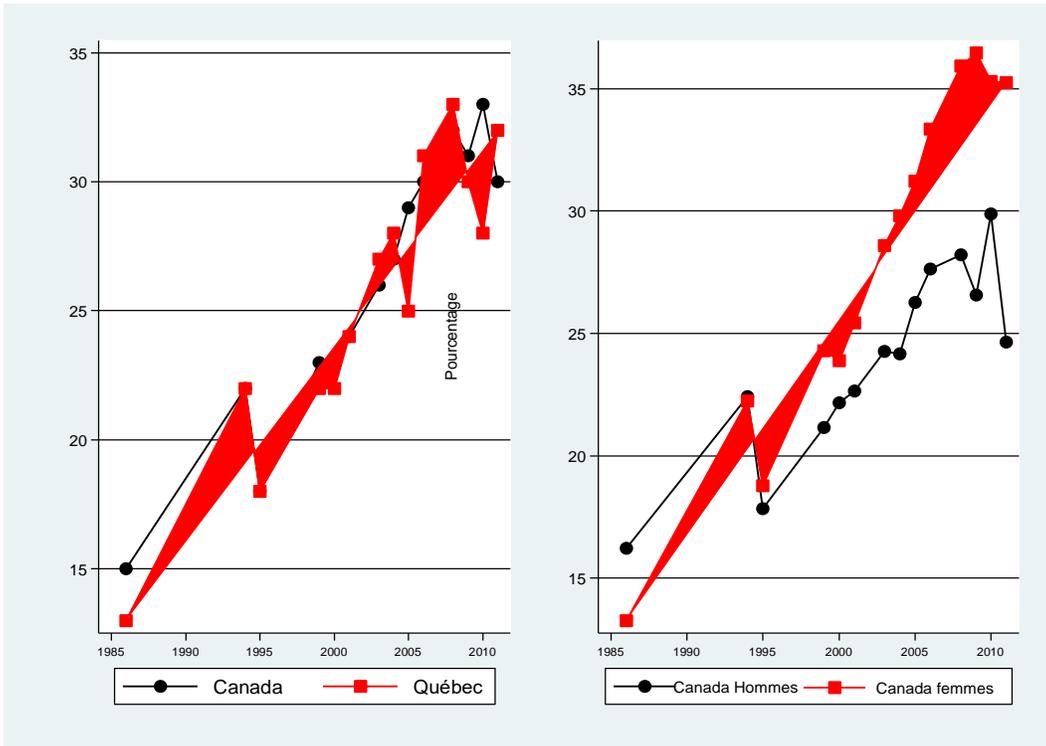
Les données qui permettent de faire le lien entre l'éducation des parents et celui de leurs enfants sont très limitées. Il est difficile de suivre l'évolution sur une longue période, entre les générations et au sein des mêmes générations. Les ESG utilisées pour analyser les mouvements d'éducation sont de taille réduite, avec des taux de non réponse non négligeable. Le Canada souffre de l'absence d'enquêtes longitudinales similaires à celles disponibles aux États-Unis ou d'enquête de cohorte répétées comme au Royaume-Uni.

Référence

- Baker, M. (2011). "Innis lecture: Universal early childhood interventions: what is the evidence base?" *Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d'économique*, 44(4):1069-1105.
- Bailey, M., et S. Dynarski (2011). "Inequality in Postsecondary Education." In *Whither Opportunity? Rising Inequality and the Uncertain Life Chances of Low-Income Children*, edited by Greg J. Duncan and Richard J. Murnane. New York: Russell Sage Foundation Press.
- Belzil C, et Hansen J. (2003). "Structural estimates of the intergenerational education correlation," *Journal of Applied Economics*, 18(6): 679–696.
- Black, S., P. Devereux, et K. Salvanes (2005). "Why the apple doesn't fall far: Understanding intergenerational transmission of human capital," *American Economic Review*, 95(1): 437-49.
- Blanden, J. (2013). "Cross-country ranking in intergenerational mobility: A comparison of approaches from economics and sociology," *Journal of Economic Surveys*, 27(1): 38-73.
- Blanden, J., et P. Gregg, et L. Macmillan (2007). "Accounting for Intergenerational Income Persistence: Non-cognitive Skills, Ability and Education," *Economic Journal*, Volume 117, Issue 519: C43–C60.
- Blanden, J., et S. Machin (2004). "Educational inequality and the expansion of UK higher education," *Scottish Journal of Political Economy*, 51(2), 230-249.
- Blishen, B., W. Carroll, et C. Moore (1987). "The 1981 socioeconomic index for occupations in Canada," *Canadian Review of Sociology/Revue canadienne de sociologie*, 24(4): 465–488.
- Bratti, M., D. Checchi, et G. Blasio (2008). "Does The Expansion of Higher Education Increases Equality of Educational Opportunities? Evidence from Italy," *Labour*, 22(1): 53-88.
- Chetty, R. & Nathaniel Hendren & Patrick Kline & Emmanuel Saez & Nicholas Turner (2014). "Is the United States Still a Land of Opportunity? Recent Trends in Intergenerational Mobility," *American Economic Review*, 104(5): 141-47.
- Chevalier, A., K. Denny, et D. McMahan (2003). "A multi-country study of intergenerational educational mobility," ISSC Discussion Paper 2003/06, Dublin.
- ELCA (2003). *Enquête sur la littératie et les compétences des adultes*, Statistique Canada, 2004.
- Fessler, P. et A. Schneebaum (2009). *Gender Aspects of the Intergenerational Persistence of Education in Austria*, Paper Prepared for the IAFFE Annual Conference 2009.
- Foley, K. et D. Green (2015). "Why More Education Will Not Solve Rising Inequality (and May Make It Worse)," Sous la direction de David Green, Craig Riddell et France St-Hilaire, *Income Inequality: The Canadian Story*, The Institute for Research on Public Policy, 347-397.
- Fortin, N., D. Green, T. Lemieux, K. Milligan, et C. Riddell. (2012). "Canadian Inequality: Recent Developments and Policy Options." *Canadian Public Policy* 38(2): 121-45.
- Erikson, R. et J. Goldthorpe (1992). "The class schema," dans Erikson, R. et J. Goldthorpe éditeurs, *The Constant Flux: A Study of Class Mobility in Industrial Societies*, Clarendon Press, Oxford, 33-47.
- Fessler, P. et A. Schneebaum (2012). "Gender and Educational Attainment across Generations in Austria," *Feminist Economics*, 18(1): 161-188.
- Fortin, N., Green, D., Lemieux, T., Milligan, K., et and Riddell, C. (2012). "Canadian Inequality: Recent Developments and Policy Options" *Canadian Public Policy*, 38(2), 121-145.
- Ganzeboom, H., D. Treiman, et W. Ultee (1991). "Comparative intergenerational stratification research: Three generations and beyond," *Annual Review of Sociology*, 17: 277-302.
- Geweke, J., R. Marshall, et G. Zarkin (1986). "Mobility Indices in Continuous Time Markov Chains," *Econometrica*, 54(6): 1407-1423.
- Grawe, N., et C. Mulligan (2002). «Economic Interpretations of Intergenerational Correlations," *Journal of Economic Perspectives*, 16(3): 45–58. D. & C. Riddell, & F. St-Hilaire (2015). *Income Inequality: The Canadian Story*. Institute for Research on Public Policy.
- Goldberger, (1989). "Economic and Mechanical Models of Intergenerational Transmission," *American Economic Review*, 79(3): 504–13.
- Havnes, T., et M. Mogstad (2014), "Is universal child care leveling the playing field?" *Journal of Public Economics*, 127: 100-114.

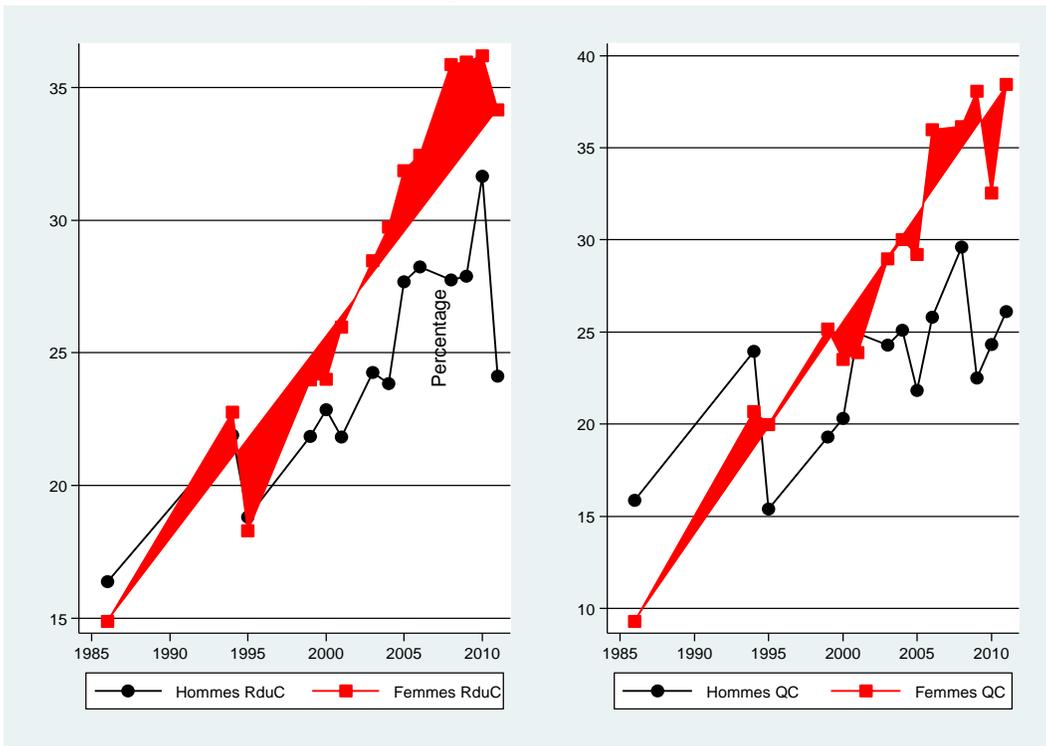
- Hertz, T., Jayasundera, T., Piraino, P., Selcuk, S., Smith, N. and Verashchagina, A. (2007). "The inheritance of educational inequality: international comparisons and fifty-year trends. *The B.E. Journal of Economic Analysis and Policy* 7(2), 1-46.
- Holzer, S. (2007). "The expansion of higher education in Sweden and the issue of equality of opportunity".
- Kottelenberg, M. et Lehrer, S. (2013). "New evidence on the impacts of access to and attending universal child-care in Canada," *Canadian Public Policy*, 39(2): 263-286.
- Lebihan, L., Haeck, C., et Merrigan, P. (2015). "Universal child care and long-term effect on child well-being: evidence from Canada." Technical Report 15-02, Research Group on Human Capital, UQAM.
- Lindley, J. et S. Machin (2012). "The Quest for More and More Education: Implications for Social Mobility," *Fiscal Studies*, 33(2): 265-286
- Oreopoulos, P., M. Page, and A. Stevens (2006). "Does Human Capital Transfer from Parent to Child? The Intergenerational Effects of Compulsory Schooling" *Journal of Labor Economics*, 24(4): 729-760
- PEICA (2012). Programme pour l'évaluation internationale des compétences des adultes, Statistique Canada, 2013.
- Reardon, S. (2011). "The Widening Academic Achievement Gap between the Rich and the Poor: New Evidence and Possible Explanations." In *Whither Opportunity? Rising Inequality and the Uncertain Life Chances of Low-Income Children*, edited by Greg J. Duncan and Richard J. Murnane. New York: Russell Sage Foundation Press
- Sen, A. & A. Clemente (2010) "Intergenerational correlations in educational attainment: Birth order and family size effect using Canadian data," *Economic of Education Review*, 29: 147-155.
- Rubin, D. (1996). "Multiple Imputation after 18+ Years," *Journal of the American Statistical Association*, 91(434): 473-489.
- Shavit, Y. et Hans-Peter Blossfeld (eds.) (1993). *Persistent Inequality. Changing Educational Attainment in Thirteen Countries*, Westview Press: Boulder.
- Shorrocks, F. (1978). "The Measurement of Mobility," *Econometrica*, 46(5): 1013-1024.
- Turcotte, M. (2011). "Intergenerational education mobility: University completion in relation to parents' education level." *Canadian Social Trends*, Statistics Canada- Catalogue no. 11-008.
- Van de Gaer, D., E. Schokkaert, et M. Martinez (2001). "Three Meanings of Intergenerational Mobility," *Economica*, 68: 519-837.

**Figure 1 – Évolution du taux de diplomation universitaire
Canada, Québec et Canada par sexe, cohortes de 25-39 ans 1986-2011**



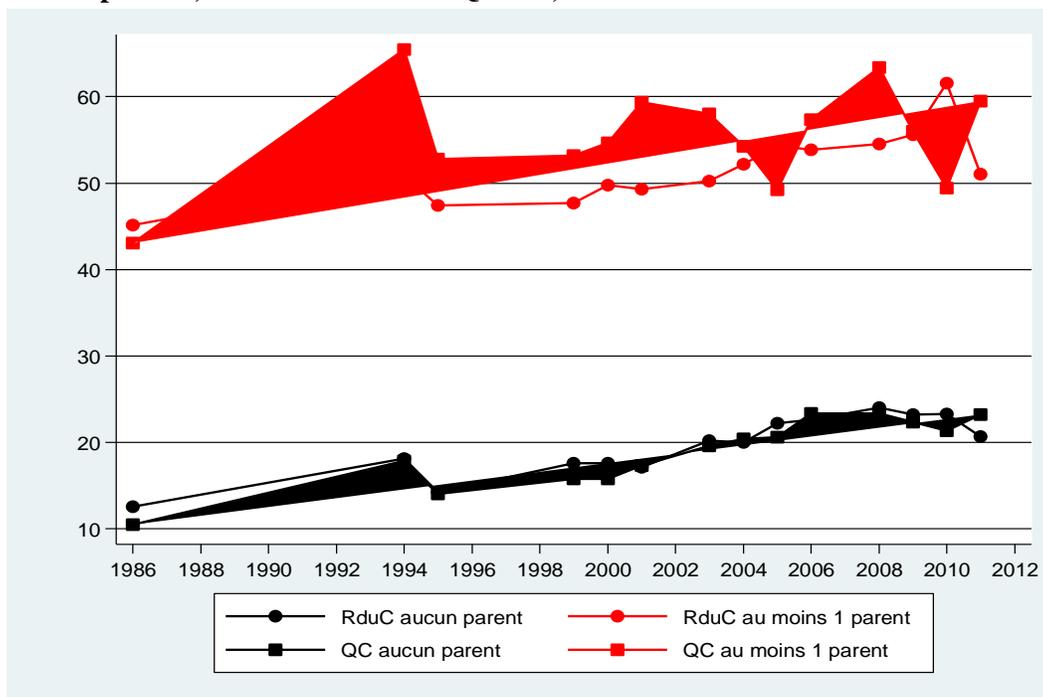
Source : Calculs des auteurs à partir des données pondérées de l'ESG.

**Figure 2 – Évolution du taux de diplomation universitaire
Reste du Canada et Québec par sexe, cohortes de 25-39 ans 1986-2011**



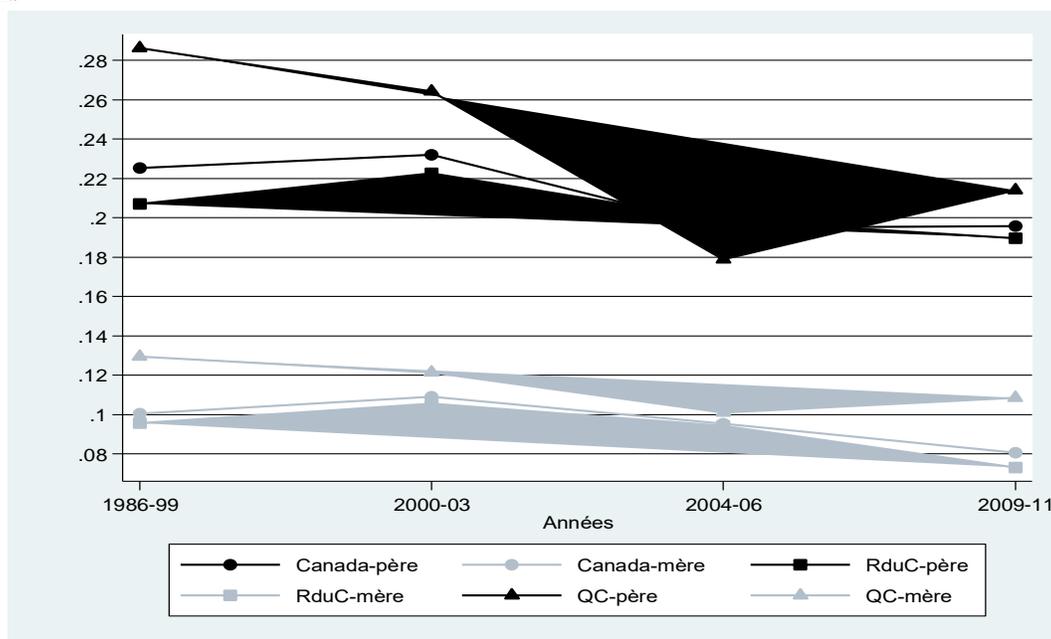
Source : Calculs des auteurs à partir des données pondérées de l'ESG.

Figure 3 – Évolution du taux de diplomation universitaire selon l'éducation universitaire des parents, Reste du Canada et Québec, cohortes de 25-39 ans 1986-2011



Source : Calculs des auteurs à partir des données pondérées de l'ESG.

Figure 4 – Évolution du taux de diplomation universitaire en pourcentage selon le sexe du parent avec études universitaires et les groupes d'années, Canada, Reste du Canada et Québec– cohortes de 25-39 ans



Source : Calculs des auteurs à partir des données pondérées de l'ESG.

Le graphique montre sans équivoque que la corrélation entre le niveau d'éducation des parents et celui de leur descendant augmente avec les années. Ceci laisse pré-sager une diminution de la mobilité intergénérationnelle. Cette augmentation est particulièrement forte dans la corrélation entre mère et fils qui augmente de 39 % entre 1986 et 2011. Il faut toutefois vérifier si cette augmentation ne proviendrait pas d'un changement de comportement des mères. On observe aussi que le taux de variation moyen sur l'ensemble des années est de 1,41% pour la corrélation Père → Père → Enfants et 2,11 % pour Mère → Enfants.

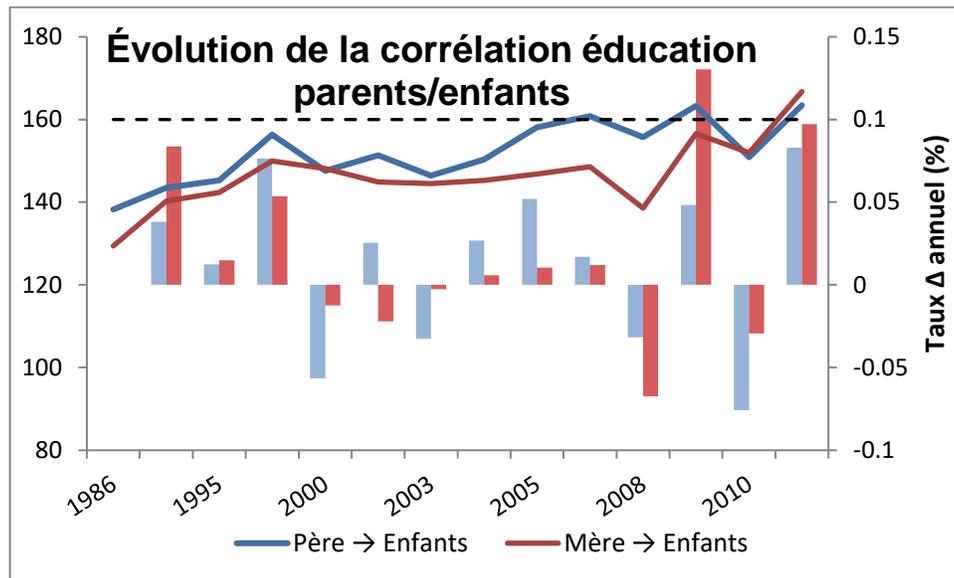


Tableau 1.1 - Années d'éducation des répondants selon le quartile de l'indice socioéconomique international de la profession (ISIP) des parents et leur sexe, Reste du Canada et Québec, 2003

Quartile	Années d'éducation du répondant						Années d'éducation du répondant					
	6+9	12	13+14+15	16+17+18	19+22	Total	6+9	12	13+14+15	16+17+18	19+22	Total
ISIP	Père du répondant: Reste du Canada						Père du répondant: Québec					
1+2	29	42	21	7	1	100	29	41	25	4	1	100
	43	50	33	17	8	37	40	49	37	13	5	37
3	10	32	33	20	4	100	12	33	37	16	2	100
	9	21	29	27	20	21	8	19	26	22	7	17
4	4	19	26	37	13	100	4	19	29	34	14	100
	3	12	21	46	64	19	3	13	24	55	76	21
."	50	24	18	6	1	100	54	24	14	5	2	100
	45	17	17	9	8	23	50	19	14	10	12	25
Total	25	31	24	15	4	100	27	31	25	13	4	100
	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
	Mère du répondant: Reste du Canada						Mère du répondant: Québec					
1+2	22	37	29	11	2	100	21	32	32	13	2	100
	15	21	21	13	8	18	12	17	20	16	8	16
3	17	35	25	17	5	100	17	32	31	13	6	100
	10	17	16	17	19	15	7	12	14	12	16	11
4	15	29	22	27	6	100	12	29	31	19	9	100
	8	13	12	24	21	13	6	11	14	18	27	12
."	31	29	23	13	4	100	33	31	22	12	3	100
	67	50	51	46	53	54	75	61	52	54	49	61
Total	25	31	24	15	4	100	27	31	25	13	4	100
	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
N	4,066	5,053	3,881	2,485	654	16,138	1,107	1,280	1,053	533	165	4,138

Notes : "." signifie ne sait pas ou refus. Les quartiles 1 et 2 ont été regroupés pour respecter le nombre minimal d'observations pour la divulgation.

Source : Calculs des auteurs à partir des données pondérées de l'ELCA 2003.

Tableau 1.2 - Années d'éducation des répondants par sexe selon le quartile de l'indice socioéconomique international de la profession (ISIP) des parents et leur sexe, Québec, 2003

Quartile ISIP	Années d'éducation du répondant						Années d'éducation du répondant					
	6+9	12	13+14+15	16+17+18	19+22	Total	6+9	12	13+14+15	16+17+18	19+22	Total
	Père du répondant fils: Québec						Mère du répondant fils: Québec					
1+2	29	40	27	4	0	100	20	32	32	14	2	100
	46	54	44	12	3	41	13	18	22	17	7	17
3	14	28	38	20	1	100	20	33	29	14	4	100
	11	19	31	28	6	20	9	13	14	12	10	12
4	4	18	22	36	20	100	12	28	31	16	13	100
	3	12	17	50	86	20	6	12	17	15	37	14
."	53	24	17	4	2	100	32	30	21	14	4	100
	59	23	19	10	22	30	72	57	48	56	45	58
Total	26	30	25	14	5	100	26	30	25	14	5	100
	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
	Père du répondant fille: Québec						Mère du répondant fille: Québec					
1+2	28	43	24	5	1	100	22	33	32	11	2	100
	33	45	30	14	7	33	12	16	18	15	9	15
3	10	40	37	12	2	100	15	31	34	13	8	100
	5	19	21	15	10	15	6	11	14	12	25	11
4	3	20	35	32	9	100	13	29	30	23	4	100
	3	14	30	61	62	22	5	10	12	21	13	10
."	53	24	17	4	2	100	34	32	23	9	3	100
	59	23	19	10	22	30	78	64	55	52	53	64
Total	28	32	26	11	3	100	28	32	26	11	3	100
N	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
	H						F					
	502						589					
	484						279					
	91						1,945					
	606						691					
	570						252					
	73						2,193					

Note : "." signifie ne sais pas ou refus. Les quartiles 1 et 2 ont été regroupés pour respecter le nombre minimal d'observations pour la divulgation.

Source : Calculs des auteurs à partir des données pondérées de l'ELCA 2003.

Tableau 1.3 - Années d'éducation des répondants par cohorte d'âge selon le quartile de l'indice socioéconomique international de la profession (ISIP) des parents et leur sexe, Canada, 2003

ISEI	Années d'éducation du répondant et quartile ISIP père						Années d'éducation du répondant et quartile ISIP mère					
	Quartile	6+9	12	13+14+15	16+17+18	19+22	Total	6+9	12	13+14+15	16+17+18	19+22
	Cohorte des 25-34 ans						Cohorte des 25-34 ans					
1+2	12	45	30	13	1	100	10	36	34	17	2	100
	66	63	42	20	9	42	53	43	35	20	11	33
3	7	24	36	30	3	100	6	31	32	27	5	100
	28	23	35	33	17	29	30	38	33	32	30	34
4	2	14	24	45	15	100	3	16	31	40	10	100
	6	14	22	48	74	28	17	19	32	48	59	34
Total	7	30	30	27	6	100	6	28	32	28	6	100
	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
	Cohorte des 35-44 ans						Cohorte des 35-44 ans					
1+2	22	39	31	7	1	100	19	31	35	12	3	100
	71	53	41	15	4	41	62	41	49	27	25	43
3	9	28	35	21	8	100	10	32	30	21	6	100
	21	28	35	34	40	31	24	32	31	35	39	32
4	4	22	28	34	12	100	8	33	24	29	7	100
	8	20	25	50	56	28	14	27	20	38	36	26
Total	13	31	31	19	6	100	13	32	31	19	5	100
	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
	Cohorte des 45-54 ans						Cohorte des 45-54 ans					
1+2	31	39	23	4	2	100	14	38	35	11	2	100
	76	48	34	10	12	40	49	49	47	29	12	42
3	10	36	34	18	2	100	13	34	28	13	11	100
	17	31	34	28	7	28	35	35	30	26	48	33
4	3	21	27	34	14	100	8	21	29	31	12	100
	7	21	33	62	81	33	16	16	23	45	40	25
Total	16	33	28	18	6	100	12	32	31	17	8	100
	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
	Cohorte des 55-64 ans						Cohorte des 55-64 ans					
1+2	47	26	22	4	1	100	24	32	30	11	3	100
	69	43	38	11	8	42	49	55	52	33	22	47
3	21	32	31	12	4	100	23	22	29	13	13	100
	19	35	35	23	18	27	30	24	31	25	54	30
4	12	19	23	31	16	100	21	25	19	28	7	100
	12	23	27	66	74	30	21	22	17	42	24	23
Total	29	25	25	14	6	100	23	27	27	16	7	100
	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100

Source : Calculs des auteurs à partir des données pondérées de l'ELCA 2003.

Tableau 2 - Années d'éducation des répondants selon le quartile de l'indice socioéconomique international de la profession (ISIP) des parents et leur sexe, Canada et Québec, 1986

ISIP quartile	Années d'éducation du répondant									
	6+9	12	13-15	16 et plus	Total	6+9	12	13-15	16 et plus	Total
	Canada					Canada				
	Père du répondant homme					Père du répondant femme				
1+2	47	19	25	9	100	46	18	29	7	100
3	29	20	35	16	100	27	24	38	11	100
4	18	21	35	27	100	19	17	43	21	100
	Mère du répondant homme					Mère du répondant femme				
1+2	40	16	32	12	100	38	24	32	7	100
3	22	15	52	10	100	25	24	41	10	100
4	21	24	37	19	100	22	13	44	21	100
	Québec					Québec				
	Père du répondant homme					Mère du répondant femme				
1+2	55	15	22	9	100	60	14	22	4	100
3	44	15	28	12	100	45	18	30	7	100
4	23	12	41	25	100	30	15	38	18	100
	Mère du répondant homme					Mère du répondant femme				
1+2	41	12	36	11	100	45	15	36	4	100
3	33	10	41	17	100	37	11	38	14	100
4	22	19	41	18	100	15	14	52	19	100

Source : calculs des auteurs à partir des données pondérées de l'ESG de 1986.

Tableau 3 - Estimés par MCO des coefficients années d'études des répondants par sexe et cohorte d'âge en relation selon les années d'études des parents et leur sexe, 2012 et 2003

Reste du Canada						Québec					
N	Sexe	Cohorte	Père années éducation	Mère années éducation	Ratio années	N	Sexe	Cohorte	Père années éducation	Mère années éducation	Ratio années
2012						2012					
1,649	H	25-34	0.20		1,07	552	H	25-34	0.22		1,45
1,937	H	35-44	0.25		1,17	594	H	35-44	0.22		1,24
2,207	H	45-54	0.24		1,24	696	H	45-54	0.2		1,32
2,007	H	55 -64	0.25		1,28	653	H	55 -64	0.30		1,22
1,221	F	25-34	0.21		1,12	482	F	25-34	0.24		1,18
1,563	F	35-44	0.21		1,20	523	F	35-44	0.24		1,27
1,885	F	45-54	0.21		1,24	610	F	45-54	0.28		1,29
1,783	F	55 -64	0.32		1,29	629	F	55 -64	0.32		1,31
1,711	H	25-34		0.20	1,06	565	H	25-34		0.26	1,67
2,011	H	35-44		0.21	1,20	613	H	35-44		0.21	1,27
2,261	H	45-54		0.25	1,26	700	H	45-54		0.38	1,31
2,043	H	55 -64		0.28	1,30	663	H	55 -64		0.36	1,35
1,234	F	25-34		0.17	1,10	488	F	25-34		0.1	1,21
1,571	F	35-44		0.19	1,23	528	F	35-44		0.21	1,29
1,908	F	45-54		0.20	1,26	610	F	45-54		0.34	1,29
1,784	F	55 -64		0.27	1,30	631	F	55 -64		0.33	1,25
2003						2003					
1,292	H	25-34	0.28		1,04	254	H	25-34	0.21		1,14
1,719	H	35-44	0.27		1,17	363	H	35-44	0.32		1,25
1,611	H	45-54	0.31		1,24	362	H	45-54	0.33		1,32
1,055	H	55 -64	0.41		1,29	263	H	55 -64	0.44		1,24
930	F	25-34	0.23		1,13	299	F	25-34	0.29		1,16
1,389	F	35-44	0.35		1,26	421	F	35-44	0.32		1,27
1,355	F	45-54	0.34		1,24	429	F	45-54	0.33		1,32
892	F	55 -64	0.53		1,29	276	F	55 -64	0.44		1,31
943	H	25-34		0.20	1,05	256	H	25-34		0.26	1,17
1,391	H	35-44		0.37	1,26	366	H	35-44		0.35	1,30
1,347	H	45-54		0.42	1,31	357	H	45-54		0.30	1,37
889	H	55 -64		0.47	1,32	263	H	55 -64		0.69	1,40
1,339	F	25-34		0.21	1,14	309	F	25-34		0.34	1,18
1,76	F	35-44		0.25	1,29	440	F	35-44		0.28	1,28
1,655	F	45-54		0.34	1,31	427	F	45-54		0.48	1,3
1,072	F	55 -64		0.49	1,33	280	F	55 -64		0.44	1,27

Notes : N : est le nombre d'observations; R est le répondant; H et F est le sexe du répondant; ratio années est le ratio du nombre d'années d'études du répondant sur celui de leur parent. Tous les coefficients sont significatifs à 1%.

Source : Calculs des auteurs à partir des données pondérées de l'ELCA 2003 et du PEICA 2012.

Tableau 4 – Évolution du taux de diplômés universitaires au Canada et au Québec, parents et répondants selon le sexe, 1986-2011 et cohortes de 25-39 ans pour les répondants

	Canada				Québec			
	Mère	Père	Répondant 25-39 ans		Mère	Père	Répondant 25-39 ans	
			Femme	Homme			Femme	Homme
1986	4,0	5,8	13,3	16,2	2,1	4,6	9,3	15,9
1994	4,6	10,0	22,2	22,4	3,2	7,9	20,7	24,0
1995	6,1	11,0	18,8	17,8	4,0	8,4	20,0	15,4
1999	10,3	12,5	24,3	21,2	10,5	11,2	25,2	19,3
2000	12,2	16,8	23,9	22,2	10,3	15,5	23,5	20,3
2001	11,5	13,8	25,4	22,6	9,7	11,7	23,9	24,9
2003	11,0	15,0	28,6	24,3	9,6	13,9	29,0	24,3
2004	12,6	15,1	29,8	24,2	11,5	15,9	30,0	25,1
2005	12,6	16,7	31,2	26,3	9,6	12,2	29,2	21,8
2006	14,6	17,3	33,3	27,6	13,0	16,2	36	25,8
2008	14,5	18,5	35,9	28,2	12,0	18,5	36,2	29,6
2009	15,6	19,1	36,5	26,6	12,5	18,0	38,1	22,5
2010	17,0	20,4	35,3	29,9	12,7	20,0	32,5	24,3
2011	16,6	19,3	35,2	24,6	15,6	16,2	38,4	26,1

Source: Calculs des auteurs à partir des données pondérées de l'ESG.

Tableau 5 – Matrice de transition des niveaux d'éducation père-fils, Québec 2009-2011

Parent-Père	Fils		
	Diplôme universitaire ou plus	Moins qu'universitaire, plus que diplôme secondaire	Diplôme du secondaire ou moins
Diplôme universitaire ou plus	0,53	0,29	0,20
Moins qu'universitaire, plus que diplôme secondaire	0,42	0,60	0,59
Diplôme du secondaire ou moins	0,05	0,11	0,21

Source : Tableau A6.

Tableau 6 – Indice du second Eigenvalue, Canada et Québec selon le sexe du répondant et des parents par groupe d’années

Années	Répondant		Homme		Femme	
	Père	Mère	Père	Mère	Père	Mère
Canada						
1986-1999	0,67	0,72	0,67	0,76	0,67	0,76
2000-2003	0,70	0,75	0,7	0,74	0,71	0,75
2004-2006	0,74	0,77	0,72	0,77	0,76	0,76
2009-2011	0,70	0,74	0,70	0,74	0,71	0,73
Québec						
1986-1999	0,63	0,74	0,66	0,8	0,61	0,64
2000-2003	0,67	0,72	0,63	0,7	0,71	0,75
2004-2006	0,78	0,79	0,75	0,87	0,82	0,71
2009-2011	0,72	0,79	0,73	0,82	0,70	0,71

Source : Tableaux A5-A12.

Tableau 7 - Indice de Shorrocks, Canada et Québec selon le sexe du répondant et des parents par groupe d’années

Années	Répondants		Hommes		Femmes	
	Père	Mère	Père	Mère	Père	Mère
Canada						
1986-1999	0,77	0,81	0,76	0,84	0,78	0,77
2000-2003	0,81	0,84	0,8	0,84	0,81	0,83
2004-2006	0,81	0,84	0,8	0,84	0,83	0,84
2009-2011	0,8	0,83	0,79	0,84	0,81	0,83
Québec						
1986-1999	0,73	0,76	0,7	0,80	0,75	0,72
2000-2003	0,79	0,82	0,77	0,79	0,81	0,85
2004-2006	0,83	0,84	0,83	0,87	0,82	0,82
2009-2011	0,82	0,85	0,83	0,87	0,8	0,82

Source : Tableaux A5-A12.

Tableau 8 – Indice du Déterminant, Canada et Québec selon le sexe du répondant et des parents par groupe d’années

Années	Répondants		Hommes		Femmes	
	Père	Mère	Père	Mère	Père	Mère
Canada						
1986-1999	0,79	0,83	0,77	0,86	0,82	0,79
2000-2003	0,84	0,87	0,82	0,88	0,84	0,85
2004-2006	0,83	0,86	0,81	0,85	0,84	0,86
2009-2011	0,83	0,86	0,82	0,87	0,85	0,86
Québec						
1986-1999	0,74	0,76	0,70	0,79	0,79	0,74
2000-2003	0,83	0,85	0,82	0,82	0,84	0,89
2004-2006	0,83	0,85	0,85	0,86	0,82	0,86
2009-2011	0,85	0,87	0,86	0,89	0,83	0,85

Source : Tableaux A5-A12.

Tableau 9 – Indice de corrélation, Canada et Québec selon le sexe du répondant et des parents par groupe d’années

Années	Répondants		Hommes		Femmes	
	Père	Mère	Père	Mère	Père	Mère
Canada						
1986-1999	1,46	1,39	1,49	1,32	1,43	1,46
2000-2003	1,39	1,32	1,41	1,31	1,38	1,34
2004-2006	1,37	1,32	1,41	1,32	1,34	1,33
2009-2011	1,39	1,33	1,41	1,33	1,38	1,35
Québec						
1986-1999	1,55	1,48	1,60	1,39	1,50	1,55
2000-2003	1,42	1,36	1,45	1,41	1,38	1,30
2004-2006	1,35	1,31	1,34	1,27	1,36	1,36
2009-2011	1,37	1,30	1,35	1,25	1,40	1,36

Source : Tableaux A5-A12.

Annexe statistique

Tableau A1 - Pourcentage des répondants ne connaissant pas le niveau d'éducation de leurs parents selon le sexe de ceux-ci, Canada 1986 à 2011

	Père (%)	Mère (%)
1986	23,5	20,1
1994	25,9	20,0
1995	16,3	11,3
1999	16,8	14,9
2000	21,0	18,3
2001	17,8	12,7
2003	14,9	11,7
2004	15,7	13,3
2005	16,7	14,2
2006	12,3	9,3
2008	11,8	8,3
2009	12,8	9,7
2010	13,5	10,0
2011	9,8	6,2
Moyenne	16,3	12,8

Note : Répondants ayant répondu : ne sais pas, non réponse ou refus.

Source : Calculs des auteurs à partir des données pondérées de l'ESG.

Tableau A2 - Détenteurs d'un diplôme universitaire (%) par groupe d'âges, Canada 1986-2011

	15-24	25-29	30-34	35-39	40-44	45-49	50-54	55-59	60-64	65-69
1986	5,06	13,31	14,8	15,98	12,01	13,14	6,11	7,16	7,63	5,03
1994	6,13	21,56	19,9	20,28	22,82	18,77	18,93	13,99	9,87	10,44
1995	4,52	17,35	18,51	18,83	17,56	22,03	18,55	8,46	11,71	6,56
1999	5,44	26,95	23,07	18,31	19,26	21,65	21,19	20,7	15,39	11,22
2000	5,22	25,94	24,88	18,84	16,77	21,11	22,37	19,05	15,58	9,97
2001	5,98	27,11	27,04	18,62	18,42	21,96	22,35	18,45	13,56	10,98
2003	5,70	29,13	27,41	22,91	21,55	20,51	22,83	21,21	17,5	13,03
2004	5,91	27,85	27,18	25,81	21,07	20,2	20,1	22,44	20,86	14,97
2005	8,12	29,23	29,43	27,23	22,14	24,03	22,59	25,4	18,22	15,68
2006	6,92	29,94	32,32	28,93	23,02	22,47	23,73	22,16	19,82	15,25
2008	9,03	29,29	33,75	32,91	28,66	22,01	23,81	23,89	24,06	20,30
2009	8,14	30,58	30,84	32,58	26,63	23,46	22,62	25,01	24,5	19,89
2010	9,37	31,01	31,33	35,42	32,4	23,95	23,59	22,98	24	21,21
2011	6,65	28,13	30,75	30,72	29,62	19,96	21,03	22,83	21,45	21,20
Variance	2,32	27,49	31,97	42,42	30,83	7,55	20,45	33,36	29,22	28,16

Source : Calculs des auteurs à partir des données pondérées de l'ESG.

Tableau A3 – Hommes détenteurs d'un diplôme universitaire (%) par groupe d'âges, Canada 1986-2011

Année	15-24	25-29	30-34	35-39	40-44	45-49	50-54	55-59	60-64	65-69
1986	6,1	14,8	16,1	17,4	13,8	13,4	5,5	10,8	5,8	7,4
1994	4,4	21,7	21,1	16,8	27,7	25,1	23,2	17,5	12,9	15
1995	3,7	15,3	17,3	20,5	18,6	19,5	24	9,6	17,8	12
1999	4,5	23,2	23	17,1	19,9	22,2	21,1	22,7	17,6	12,5
2000	4,2	23,9	23,6	19,2	17	23,6	24,4	20,8	19,2	11
2001	4,8	23	26,3	19	18,6	22,7	25,8	20,8	15,8	12,9
2003	4,7	24,8	26,4	21,8	21	19	25,5	25,2	19,5	16,1
2004	5,0	24,1	25,1	23,2	19,6	19,1	22	25,1	22,6	18,1
2005	5,4	24,7	27,9	26,2	22,5	23,9	26,2	30,4	22,3	19,1
2006	5,0	26,5	28,9	27,3	22,9	23,8	27,1	26,2	23,4	19,4
2008	7,7	24,6	28,9	31	26,9	19,1	23,2	25,6	26,5	25,7
2009	6,2	25,9	24,4	29,1	25,7	24,2	26,5	25,9	27,2	24,3
2010	7,1	26,1	28,2	35,5	32,4	21,3	24,7	23	25,7	25,7
2011	5,1	21,8	27,3	25	27,8	18,4	20,7	23,1	22,2	22,7
Variance	1,2	13,1	16,5	33,1	25,9	10,2	28,9	34	33,5	34,1

Source : Calculs des auteurs à partir des données pondérées de l'ESG.

Tableau A4 – Femmes détentrices d'un diplôme universitaire (%) par groupe d'âges, Canada 1986-2011

Année	15-24	25-29	30-34	35-39	40-44	45-49	50-54	55-59	60-64	65-69
1986	4,0	11,8	13,4	14,7	10,2	12,9	6,8	3,2	9,2	3,1
1994	7,9	21,5	18,6	23,5	17,9	12,7	14,9	10,5	7,0	6,7
1995	5,4	19,4	19,8	17,2	16,5	24,6	12,8	7,3	6,4	1,6
1999	6,4	30,7	23,1	19,5	18,6	21,1	21,2	18,8	13,4	10,1
2000	6,3	28,0	26,2	18,5	16,5	18,6	20,4	17,4	12,3	9,1
2001	7,2	31,4	27,9	18,3	18,2	21,2	19,1	16,2	11,5	9,3
2003	6,7	33,4	28,5	24,0	22,1	22,0	20,2	17,4	15,6	10,5
2004	6,8	31,7	29,3	28,4	22,6	21,3	18,2	19,8	19,2	12,3
2005	11,0	34,1	31,0	28,3	21,8	24,2	19,1	20,7	14,3	12,7
2006	9,0	33,5	35,8	30,7	23,2	21,1	20,6	18,3	16,7	11,9
2008	10,4	34,3	38,4	34,9	30,4	24,9	24,4	22,2	21,7	15,1
2009	10,2	35,4	37,7	36,2	27,6	22,8	18,8	24,1	21,9	15,8
2010	11,7	35,9	34,6	35,3	32,4	26,6	22,5	22,9	22,4	17,3
2011	8,2	34,9	34,2	36,6	31,4	21,5	21,4	22,6	20,8	19,9
Variance	5,1	51,5	57,5	60,7	41,6	16,5	20,0	38,3	30,5	26,1

Source : Calculs des auteurs à partir des données pondérées de l'ESG.

Tableau A5 – Niveaux d'études des répondants selon leur sexe par niveaux d'études des parents selon leur sexe, Reste du Canada sous périodes de 1986 à 2011

Niveaux d'études des répondants du Reste du Canada									
Niveaux études parents	Période	Université ou plus	Postsecondaire	DES ou moins	Corr.	Université ou plus	Postsecondaire	DES ou moins	Corr.
		Père-Fils				Mère-Fils			
Université ou +	1986-1999	0,550	0,258	0,177		0,483	0,341	0,189	
Postsecondaire		0,350	0,572	0,461		0,392	0,493	0,465	
DES ou moins		0,099	0,170	0,363	1,49	0,125	0,166	0,347	1,32
Université ou +	2000-2003	0,550	0,296	0,197		0,520	0,351	0,209	
Postsecondaire		0,375	0,553	0,500		0,401	0,499	0,500	
DES ou moins		0,075	0,151	0,303	1,41	0,079	0,150	0,291	1,31
Université ou +	2004-2006	0,559	0,311	0,214		0,527	0,342	0,232	
Postsecondaire		0,361	0,575	0,511		0,385	0,535	0,508	
DES ou moins		0,080	0,114	0,274	1,41	0,088	0,123	0,260	1,32
Université ou +	2009-2011	0,557	0,275	0,215		0,538	0,320	0,226	
Postsecondaire		0,376	0,601	0,529		0,399	0,547	0,534	
DES ou moins		0,067	0,124	0,256	1,41	0,063	0,133	0,240	1,33
		Père-Fille				Mère-Fille			
Université ou +	1986-1999	0,543	0,298	0,164		0,579	0,332	0,169	
Postsecondaire		0,379	0,533	0,478		0,341	0,524	0,473	
DES ou moins		0,078	0,169	0,359	1,43	0,080	0,144	0,358	1,46
Université ou +	2000-2003	0,606	0,368	0,216		0,575	0,382	0,235	
Postsecondaire		0,328	0,513	0,528		0,363	0,510	0,511	
DES ou moins		0,067	0,119	0,256	1,38	0,063	0,108	0,254	1,34
Université ou +	2004-2006	0,627	0,410	0,255		0,623	0,414	0,274	
Postsecondaire		0,306	0,508	0,537		0,323	0,499	0,522	
DES ou moins		0,067	0,082	0,208	1,34	0,054	0,087	0,204	1,33
Université ou +	2009-2011	0,669	0,390	0,293		0,672	0,419	0,302	
Postsecondaire		0,284	0,533	0,533		0,282	0,505	0,528	
DES ou moins		0,047	0,077	0,173	1,38	0,046	0,076	0,170	1,35

Notes : Université ou plus signifie diplôme universitaire de premier cycle ou supérieur ou professionnel. Postsecondaire correspond à études postsecondaires avec ou sans diplôme et études universitaires sans diplôme. DES ou moins signifie études secondaires avec diplôme ou études secondaires ou primaires.

Source : Calculs des auteurs à partir des données pondérées de l'ESG.

Tableau A6 – Niveaux d'études des répondants selon leur sexe par niveaux d'études des parents selon leur sexe, Québec sous périodes de 1986 à 2011

Niveaux d'études des répondants du Québec									
Niveaux études parents		Université ou plus	Postsecondaire	DES ou moins	Corr.	Université ou plus	Postsecondaire	DES ou moins	Corr.
Père-Fils					Mère-Fils				
Université ou +	1986-1999	0,60	0,33	0,16		0,54	0,42	0,18	
Postsecondaire		0,30	0,57	0,41		0,30	0,46	0,43	
DES ou moins		0,09	0,10	0,43	1,60	0,16	0,11	0,39	1,39
Université	2000-2003	0,64	0,34	0,20		0,62	0,39	0,21	
Postsecondaire		0,31	0,51	0,50		0,32	0,50	0,49	
DES ou moins		0,05	0,15	0,30	1,45	0,06	0,11	0,30	1,41
Université ou +	2004-2006	0,53	0,36	0,19		0,48	0,33	0,24	
Postsecondaire		0,42	0,55	0,55		0,41	0,57	0,53	
DES ou moins		0,05	0,09	0,26	1,34		0,21	0,23	1,27
Université ou +	2009-2011	0,53	0,29	0,20		0,48	0,35	0,22	
Postsecondaire		0,42	0,60	0,59		0,46	0,57	0,57	
DES ou moins		0,05	0,11	0,21	1,35	0,06	0,08	0,21	1,25
Père-Fille					Mère-Fille				
Université ou +	1986-1999	0,60	0,35	0,15		0,63	0,35	0,16	
Postsecondaire		0,34	0,50	0,46		0,30	0,54	0,45	
DES ou moins		0,05	0,15	0,39	1,50	0,07	0,11	0,39	1,55
Université ou +	2000-2003	0,63	0,38	0,23		0,60	0,44	0,24	
Postsecondaire		0,31	0,50	0,52		0,36	0,46	0,51	
DES ou moins		0,07	0,11	0,25	1,38	0,05	0,10	0,25	1,30
Université ou +	2004-2006	0,68	0,46	0,26		0,70	0,45	0,28	
Postsecondaire		0,27	0,51	0,57		0,29	0,49	0,56	
DES ou moins		0,04	0,03	0,17	1,36		0,07	0,16	1,36
Université ou +	2009-2011	0,71	0,41	0,29		0,74	0,46	0,29	
Postsecondaire		0,25	0,55	0,58		0,22	0,50	0,58	
DES ou moins		0,03	0,04	0,13	1,40	0,04	0,04	0,12	1,36

Notes : Université ou plus signifie diplôme universitaire de premier cycle ou supérieur ou professionnel. Postsecondaire correspond à études postsecondaires avec ou sans diplôme et études universitaires sans diplôme. DES ou moins signifie études secondaires avec diplôme ou études secondaires ou primaires.

Source : Calculs des auteurs à partir des données pondérées de l'ESG.

Tableau A7 - Niveaux d'études atteint par les répondants selon les niveaux d'études atteint par le père, Canada sous périodes 1986-2011

Études père		Université	Diplôme PS	Études PS	DES	<DES	Total		Université	Diplôme PS	Études PS	DES	<DES	Total
Université	1986	19	6	13	20	42	100	2004	33	15	5	23	23	100
Diplôme PS		6	7	9	14	64	100		10	14	4	28	44	100
Études PS		6	2	13	18	61	100		15	13	5	28	39	100
DES		2	2	7	16	72	100		7	9	3	31	50	100
< DES		2	2	4	8	84	100		3	4	2	23	68	100
Université	1994	26	13	8	16	36	100	2005	34	13	8	25	20	100
Diplôme PS		6	15	6	17	56	100		13	15	5	28	40	100
Études PS		13	13	7	17	51	100		14	9	8	32	37	100
DES		4	11	3	13	68	100		10	7	3	37	43	100
< DES		1	7	2	7	82	100		4	5	2	24	65	100
Université	1995	29	13	4	21	33	100	2006	34	18	6	24	19	100
Diplôme PS		7	11	3	22	57	100		11	19	7	28	34	100
Études PS		11	8	6	20	55	100		16	15	10	28	31	100
DES		4	7	3	18	69	100		7	9	5	33	46	100
< DES		2	4	0	13	81	100		5	6	3	19	66	100
Université	1999	31	12	4	28	26	100	2008	34	15	6	25	20	100
Diplôme PS		10	14	3	28	45	100		13	18	5	28	35	100
Études PS		13	8	4	30	44	100		17	14	9	27	34	100
DES		5	4	2	31	57	100		7	14	5	29	45	100
< DES		3	3	2	16	76	100		3	4	4	25	65	100
Université	2000	31	14	4	28	24	100	2009	36	17	5	26	16	100
Diplôme PS		10	12	3	29	45	100		13	20	4	31	32	100
Études PS		15	11	4	28	43	100		14	15	9	33	29	100
DES		5	6	2	30	56	100		9	10	2	35	44	100
< DES		3	5	2	19	70	100		6	5	2	24	63	100
Université	2001	34	14	7	20	26	100	2010	38	15	6	24	18	100
Diplôme PS		11	14	5	23	47	100		13	18	7	31	29	100
Études PS		14	16	5	28	37	100		15	15	8	32	31	100
DES		7	8	4	27	54	100		9	14	5	31	40	100
< DES		3	3	3	19	71	100		9	7	4	25	56	100
Université	2003	32	16	5	24	24	100	2011	36	20	6	22	17	100
Diplôme PS		11	15	4	27	43	100		12	25	6	29	28	100
Études PS		17	12	5	23	43	100		17	19	8	30	26	100
DES		6	9	3	25	58	100		7	14	5	40	35	100
< DES		5	6	2	17	70	100		7	10	2	27	55	100

Notes : PS signifie études postsecondaire et DES diplôme d'études secondaire. Source : calculs des auteurs à partir des données pondérées de l'ESG.

Tableau A8 - Niveaux d'études atteint par les répondants selon les niveaux d'études atteint par la mère, Canada sous périodes 1986-2011

Études mère	Année	Université	Diplôme PS	Études PS	DES	<DES	Total	Année	Université	Diplôme PS	Études PS	DES	<DES	Total
Université	1986	10	10	12	32	36	100	2004	26	20	5	31	19	100
Diplôme PS		4	8	7	25	56	100		9	16	4	37	33	100
Études PS		4	6	7	25	58	100		15	12	5	36	31	100
DES		3	4	5	22	66	100		5	10	3	37	45	100
< DES		1	3	3	13	81	100		3	6	2	28	62	100
Université	1994	11	24	6	29	30	100	2005	25	16	5	34	19	100
Diplôme PS		4	18	5	26	47	100		10	14	7	36	33	100
Études PS		8	20	7	24	42	100		11	14	9	38	29	100
DES		3	10	4	27	56	100		7	8	4	43	38	100
< DES		0	7	3	12	78	100		4	5	1	35	55	100
Université	1995	16	22	7	25	29	100	2006	26	20	9	30	15	100
Diplôme PS		4	16	3	28	49	100		10	19	8	35	28	100
Études PS		7	13	4	25	51	100		13	16	10	36	25	100
DES		2	8	3	28	59	100		7	11	6	41	35	100
< DES		2	4	2	13	78	100		5	6	4	32	53	100
Université	1999	24	17	4	32	23	100	2008	26	21	7	34	12	100
Diplôme PS		9	15	3	36	38	100		11	19	5	38	27	100
Études PS		11	12	6	36	36	100		12	15	8	37	27	100
DES		5	6	3	37	49	100		7	12	7	41	33	100
< DES		2	3	1	26	67	100		2	7	5	42	44	100
Université	2000	23	17	4	36	20	100	2009	29	23	5	31	12	100
Diplôme PS		9	13	3	38	38	100		11	21	4	40	23	100
Études PS		12	13	6	34	35	100		10	18	9	43	21	100
DES		5	6	2	40	47	100		8	9	5	46	33	100
< DES		2	5	2	25	66	100		3	7	2	36	52	100
Université	2001	25	19	8	29	19	100	2010	31	18	6	31	14	100
Diplôme PS		10	14	5	33	38	100		12	19	7	37	25	100
Études PS		12	14	8	36	30	100		15	16	7	38	23	100
DES		5	8	5	39	43	100		9	12	5	44	30	100
< DES		6	5	3	26	59	100		9	7	1	32	51	100
Université	2003	23	19	5	32	21	100	2011	30	23	7	30	10	100
Diplôme PS		9	19	3	34	34	100		12	25	7	36	20	100
Études PS		13	14	5	34	34	100		14	17	9	40	19	100
DES		3	10	3	38	46	100		7	12	7	54	20	100
< DES		3	6	4	27	60	100		3	13	5	32	48	100

Notes : PS signifie études postsecondaire et DES diplôme d'études secondaire. Source : calculs des auteurs à partir des données pondérées de l'ESG.

Tableau A9 - Niveaux d'études atteint par les répondants fils selon les niveaux d'études atteint par le père, Canada sous périodes 1986-2011

Études père	Année	Université	Diplôme PS	Études PS	DES	<DES	Total	Année	Université	Diplôme PS	Études PS	DES	<DES	Total
Université	1986	18	6	12	20	43	100	2004	35	14	5	22	23	100
Diplôme PS		6	10	9	12	63	100		13	13	4	29	40	100
Études PS		6	2	13	18	60	100		15	14	7	28	36	100
DES		3	3	6	17	71	100		6	10	3	31	50	100
< DES		2	3	5	8	82	100		2	5	3	24	66	100
Université	1994	30	10	9	18	33	100	2005	40	10	6	27	17	100
Diplôme PS		6	19	6	17	53	100		15	14	4	29	38	100
Études PS		13	12	8	18	49	100		15	10	8	35	32	100
DES		5	13	2	14	65	100		10	5	2	42	42	100
< DES		1	10	2	6	81	100		3	7	2	23	65	100
Université	1995	32	8	5	22	33	100	2006	37	14	7	25	17	100
Diplôme PS		7	11	3	26	53	100		13	19	8	32	27	100
Études PS		11	10	5	23	51	100		18	14	12	29	28	100
DES		5	7	3	16	69	100		9	10	7	32	43	100
< DES		2	1	0	12	84	100		5	4	5	21	65	100
Université	1999	31	10	4	30	25	100	2008	36	14	6	26	18	100
Diplôme PS		12	13	3	30	43	100		14	18	6	30	30	100
Études PS		15	9	4	31	41	100		18	14	12	31	25	100
DES		7	4	2	35	52	100		9	13	7	29	42	100
< DES		4	3	3	16	74	100		4	3	4	27	62	100
Université	2000	33	12	4	31	21	100	2009	40	15	5	27	13	100
Diplôme PS		13	12	3	28	45	100		15	21	5	30	28	100
Études PS		19	11	3	30	37	100		12	15	11	34	27	100
DES		5	6	1	30	57	100		8	10	2	34	47	100
< DES		6	6	3	18	67	100		5	4	1	25	64	100
Université	2001	36	13	6	23	23	100	2010	39	15	5	24	17	100
Diplôme PS		12	14	4	26	45	100		17	17	6	31	27	100
Études PS		18	17	4	25	36	100		17	16	11	30	27	100
DES		8	8	4	28	51	100		8	16	7	31	38	100
< DES		3	4	5	19	69	100		7	7	4	21	61	100
Université	2003	34	14	4	25	22	100	2011	39	19	7	20	15	100
Diplôme PS		12	16	4	25	44	100		13	28	6	29	25	100
Études PS		19	11	6	23	40	100		18	20	8	34	19	100
DES		5	10	2	27	55	100		9	12	6	38	35	100
< DES		6	6	2	18	68	100		6	12	2	25	55	100

Notes : PS signifie études postsecondaire et DES diplôme d'études secondaire. Source : calculs des auteurs à partir des données pondérées de l'ESG.

Tableau A10 - Niveaux d'études atteint par les répondants fils selon les niveaux d'études atteint par la mère, Canada sous périodes 1986-2011

Études mère	Année	Université	Diplôme PS	Études PS	DES	<DES	Total	Année	Université	Diplôme PS	Études PS	DES	<DES	Total
-------------	-------	------------	------------	-----------	-----	------	-------	-------	------------	------------	-----------	-----	------	-------

Université	1986	9	8	11	34	39	100	2004	28	17	4	30	20	100
Diplôme PS		4	8	6	24	58	100		12	14	4	40	30	100
Études PS		3	6	5	28	58	100		17	14	4	38	27	100
DES		4	6	5	24	61	100		6	10	3	42	39	100
< DES		1	4	2	15	79	100		4	5	3	33	55	100
Université	1994	14	22	4	35	26	100	2005	30	12	4	36	17	100
Diplôme PS		5	15	5	34	41	100		13	13	6	41	27	100
Études PS		9	18	5	33	35	100		14	17	7	39	24	100
DES		4	9	4	28	55	100		8	8	3	49	32	100
< DES		1	8	3	14	74	100		5	5	1	36	52	100
Université	1995	16	22	5	28	29	100	2006	26	19	10	32	13	100
Diplôme PS		6	12	3	34	46	100		13	18	7	40	22	100
Études PS		7	16	3	27	48	100		15	12	13	39	21	100
DES		2	8	3	33	54	100		10	11	5	44	29	100
< DES		3	5	3	13	76	100		6	7	5	35	48	100
Université	1999	24	14	4	34	23	100	2008	29	20	5	35	12	100
Diplôme PS		11	12	3	41	34	100		13	18	6	42	22	100
Études PS		13	10	5	38	34	100		16	15	9	38	21	100
DES		8	6	4	41	40	100		10	13	6	44	27	100
< DES		4	4	1	31	61	100		2	8	5	43	41	100
Université	2000	26	15	4	39	16	100	2009	33	21	4	33	10	100
Diplôme PS		10	12	3	42	33	100		16	20	5	41	18	100
Études PS		14	12	6	38	31	100		10	18	8	48	16	100
DES		5	6	2	43	43	100		11	10	5	45	29	100
< DES		2	5	3	28	63	100		3	5	3	41	49	100
Université	2001	26	18	7	31	18	100	2010	30	18	6	34	13	100
Diplôme PS		12	12	4	38	35	100		15	17	8	40	20	100
Études PS		15	15	7	37	26	100		18	15	9	39	18	100
DES		6	8	6	46	36	100		6	12	8	48	27	100
< DES		7	7	3	29	54	100		11	9	2	34	45	100
Université	2003	26	18	4	32	20	100	2011	33	20	9	31	7	100
Diplôme PS		10	18	3	36	32	100		13	24	6	40	18	100
Études PS		14	13	5	36	31	100		18	14	10	42	16	100
DES		5	11	4	41	40	100		9	13	5	61	13	100
< DES		3	5	6	32	55	100		2	15	5	33	46	100

Notes : PS signifie études postsecondaire et DES diplôme d'études secondaire. Source : calculs des auteurs à partir des données pondérées de l'ESG.

Tableau A11 - Niveaux d'études atteint par les répondants filles selon les niveaux d'études atteint par le père, Canada sous périodes 1986-2011

Études père	Année	Université	Diplôme PS	Études PS	DES	<DES	Total	Année	Université	Diplôme PS	Études PS	DES	<DES	Total
Université	1986	19	6	14	21	41	100	2004	32	16	5	24	23	100

Diplôme PS		6	5	10	15	64	100		7	14	4	27	47	100
Études PS		6	2	13	18	61	100		15	13	3	29	40	100
DES		2	2	7	16	73	100		7	9	3	31	50	100
< DES		1	1	4	8	85	100		4	3	1	22	69	100
Université	1994	23	16	8	15	39	100	2005	30	16	9	24	22	100
Diplôme PS		7	13	6	17	57	100		12	15	5	27	42	100
Études PS		13	13	6	16	52	100		12	8	9	30	41	100
DES		4	9	3	12	71	100		10	8	5	32	45	100
< DES		2	5	2	8	84	100		5	4	1	26	65	100
Université	1995	26	16	4	20	34	100	2006	32	21	5	22	20	100
Diplôme PS		7	11	2	20	60	100		10	19	7	26	38	100
Études PS		11	5	6	18	59	100		15	16	8	28	34	100
DES		3	6	2	20	69	100		6	8	4	33	50	100
< DES		1	6	1	13	79	100		6	10	1	17	67	100
Université	1999	31	13	4	26	26	100	2008	33	16	6	24	21	100
Diplôme PS		10	15	3	26	46	100		12	19	4	26	39	100
Études PS		11	8	5	30	46	100		15	13	7	23	41	100
DES		4	5	2	28	62	100		5	16	3	29	48	100
< DES		2	3	2	15	78	100		1	4	3	23	69	100
Université	2000	29	14	4	25	27	100	2009	34	18	5	26	18	100
Diplôme PS		9	13	3	30	45	100		11	20	3	31	35	100
Études PS		11	10	4	27	47	100		15	15	7	33	31	100
DES		5	7	2	30	56	100		11	10	2	36	41	100
< DES		1	4	1	20	74	100		7	7	4	22	61	100
Université	2001	33	14	7	18	27	100	2010	36	15	6	24	19	100
Diplôme PS		11	14	5	21	49	100		10	19	8	32	31	100
Études PS		9	14	6	32	39	100		13	15	5	34	34	100
DES		6	9	4	25	56	100		10	11	4	31	43	100
< DES		3	2	2	20	73	100		11	7	4	28	50	100
Université	2003	30	17	5	23	26	100	2011	34	21	5	22	18	100
Diplôme PS		10	14	4	29	42	100		11	23	6	30	30	100
Études PS		14	12	5	24	45	100		16	18	8	25	32	100
DES		6	8	3	23	59	100		5	15	5	41	34	100
< DES		3	7	2	17	71	100		8	6	2	31	54	100

Notes : PS signifie études postsecondaire et DES diplôme d'études secondaire. Source : calculs des auteurs à partir des données pondérées de l'ESG.

Tableau A12 - Niveaux d'études atteint par les répondants filles selon les niveaux d'études atteint par la mère, Canada sous périodes 1986-2011

Études mère	Année	Université	Diplôme PS	Études PS	DES	<DES	Total	Année	Université	Diplôme PS	Études PS	DES	<DES	Total
Université	1986	12	12	12	30	33	100	2004	24	21	6	31	18	100
Diplôme PS		3	8	7	26	55	100		7	18	5	34	36	100

Études PS		4	6	9	23	58	100		14	11	5	35	35	100
DES		2	3	5	22	69	100		5	9	2	33	51	100
< DES		0	2	3	11	83	100		2	7	2	22	68	100
Université	1994	9	25	8	25	34	100	2005	22	20	6	32	20	100
Diplôme PS		3	20	5	21	52	100		8	15	7	33	36	100
Études PS		8	21	8	17	46	100		8	11	10	37	34	100
DES		2	10	4	26	58	100		5	8	4	38	44	100
< DES		0	5	3	10	82	100		2	4	1	34	59	100
Université	1995	16	23	8	23	30	100	2006	26	21	9	28	16	100
Diplôme PS		2	19	4	24	51	100		9	19	8	32	32	100
Études PS		6	10	5	24	55	100		12	19	8	33	28	100
DES		1	8	4	25	62	100		5	11	6	37	40	100
< DES		2	4	1	13	80	100		4	4	3	27	61	100
Université	1999	24	20	3	31	22	100	2008	25	22	8	33	12	100
Diplôme PS		7	18	3	32	40	100		10	20	4	35	31	100
Études PS		8	13	7	34	37	100		9	15	7	36	33	100
DES		3	5	2	34	56	100		4	11	8	38	40	100
< DES		1	3	2	22	73	100		3	6	4	39	48	100
Université	2000	21	19	4	33	22	100	2009	27	24	5	30	13	100
Diplôme PS		8	13	2	35	41	100		8	22	3	39	27	100
Études PS		10	13	6	31	39	100		9	19	9	38	25	100
DES		4	6	3	37	51	100		5	8	4	46	38	100
< DES		2	5	1	23	69	100		4	11	0	28	57	100
Université	2001	24	19	8	28	20	100	2010	32	19	6	29	14	100
Diplôme PS		8	16	7	29	40	100		10	20	7	34	28	100
Études PS		9	14	9	35	33	100		13	18	6	37	27	100
DES		5	8	4	33	50	100		11	12	3	40	33	100
< DES		6	2	4	24	64	100		7	4	0	30	59	100
Université	2003	21	20	5	32	22	100	2011	29	24	7	29	11	100
Diplôme PS		9	19	3	33	35	100		12	26	7	33	22	100
Études PS		11	15	5	33	36	100		11	20	9	37	23	100
DES		3	10	2	35	51	100		5	11	9	48	26	100
< DES		3	7	2	22	66	100		5	9	5	31	51	100

Notes : PS signifie études postsecondaire et DES diplôme d'études secondaire. Source : calculs des auteurs à partir des données pondérées de l'ESG.

Tableau A13 – Répartition du niveau d'éducation des mères par année (%), Canada 1986-2011

	1986	1994	1995	1999	2000	2001	2003	2004	2005	2006	2008	2009	2010	2011
Études primaires	32%	1%	1%	0%	19%	21%	19%	0%	0%	16%	17%	16%	15%	17%

Études secondaires sans diplôme	30%	17%	44%	36%	14%	16%	16%	33%	31%	17%	16%	14%	14%	15%
Diplôme études secondaires	0%	12%	20%	23%	23%	23%	23%	24%	25%	25%	24%	26%	24%	26%
Études postsecondaires sans diplôme	6%	34%	3%	3%	2%	5%	3%	3%	4%	6%	4%	3%	5%	5%
Diplôme d'études postsecondaires	5%	12%	9%	9%	8%	10%	10%	10%	9%	11%	11%	12%	11%	14%
Université ou plus	4%	4%	6%	10%	9%	9%	9%	10%	10%	10%	11%	11%	12%	12%
Ne sait pas	15%	0%	0%	0%	0%	0%	19%	0%	0%	0%	16%	0%	0%	0%
Non déclaré	8%	0%	0%	0%	0%	0%	1%	0%	0%	15%	0%	0%	0%	0%
Refus	0%	20%	16%	20%	25%	17%	0%	20%	22%	0%	0%	18%	18%	12%
Total	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%

Source : Calculs des auteurs à partir des données pondérées de l'ESG.

Tableau A14 – Répartition du niveau d'éducation des pères par année (%), Canada 1986-2011

	1986	1994	1995	1999	2000	2001	2003	2004	2005	2006	2009	2010	2011
Études primaires	36%	2%	2%	0%	22%	24%	22%	0%	0%	19%	19%	18%	19%
Études secondaires sans diplôme	21%	19%	45%	40%	14%	16%	16%	37%	33%	17%	14%	14%	16%
Diplôme études secondaires	0%	11%	15%	18%	17%	16%	17%	18%	19%	19%	20%	19%	20%
Études postsecondaires sans diplôme	7%	25%	3%	2%	2%	4%	3%	3%	4%	5%	4%	4%	4%
Diplôme d'études postsecondaires	3%	10%	7%	7%	7%	8%	8%	8%	7%	9%	10%	10%	12%
Université ou plus	5%	8%	9%	11%	10%	11%	12%	11%	13%	13%	13%	14%	14%
Ne sait pas	18%	0%	0%	0%	0%	0%	21%	0%	0%	0%	0%	0%	0%
Non déclaré	9%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	18%	0%	0%	0%
Refus	0%	25%	19%	22%	26%	21%	0%	22%	23%	0%	19%	20%	15%
Total	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%

Source : Calculs des auteurs à partir des données pondérées de l'ESG.

A15 - Diplomation universitaire selon les caractéristiques du répondant, Québec et Reste du Canada, 1986-2011

Caractéristique	1986	1994	1995	1999	2000	2001	2003	2004	2005	2006	2008	2009	2010	2011
Québec														
Tous les répondants	12,5	22,3	17,6	22,2	21,9	24,4	26,6	27,5	25,4	30,9	32,9	30,1	28,4	32,1
0 parent Uni.	10,5	17,8	14,1	15,8	15,8	17,3	19,6	20,4	20,6	23,4	23,3	22,4	21,3	23,2
Au moins 1 parent Uni.	43,0	65,4	52,8	53,2	54,7	59,4	58,0	54,3	49,2	57,3	63,4	56,0	49,4	59,5
Hommes tous	15,9	24,0	15,4	19,3	20,3	24,9	24,3	25,1	21,8	25,8	29,6	22,5	24,3	26,1
Femmes toutes	9,3	20,7	20,0	25,2	23,5	23,9	29,0	30,0	29,2	36,0	36,2	38,1	32,5	38,4
Homme 0 parent Uni.	14,1	18,6	11,7	12,8	14,6	17,5	15,9	19,9	16,9	19,8	21,6	15,0	18,2	19,8
Femme 0 parent Uni.	7,0	17,1	16,5	18,7	17,1	17,2	23,3	20,9	24,4	27,0	25,1	29,9	24,5	27,0
Homme 1 parent Uni ou +	44,0	68,6	48,8	50,0	55,8	57,4	59,3	45,6	42,8	48,0	55,4	46,5	41,6	47,5
Femme 1 parent Uni ou +	42,2	61,3	57,7	56,4	53,7	62,1	56,6	62,4	58,4	65,8	71,4	66,8	58,1	70,3
Parent né Canada	11,9	19,0	15,9	21,1	21,1	23,5	25,2	26,6	23,6	29,2	32,9	28,8	26,9	30,5
Au moins 1 parent immig.	12,0	19,1	16,0	21,7	21,4	23,7	25,6	27,1	24,8	29,7	32,9	29,3	28,0	30,4
Mère langue anglaise	22,0	26,8	52,1	38,4	24,5	27,3	46,5	45,1	24,9	32,1	27,7	43,7	39,0	40,6
Mère langue française	11,6	19,0	15,2	20,7	21,7	23,8	24,6	26,1	24,5	29,9	32,6	28,8	28,4	31,1
Autres														
Reste du Canada														
Tous les répondants	15,6	22,3	18,6	22,9	23,4	23,9	26,4	26,8	29,7	30,3	31,7	31,8	33,9	29,1
0 parent Uni.	12,6	18,2	14,2	17,6	17,6	17,1	20,2	20,0	22,2	22,6	24,0	23,2	23,3	20,7
Au moins 1 par Uni.	45,1	50,8	47,4	47,7	49,8	49,3	50,2	52,2	54,4	53,8	54,5	55,6	61,6	51,0
Hommes tous	16,4	21,9	18,8	21,8	22,9	21,8	24,3	23,8	27,7	28,2	27,7	27,9	31,7	24,1
Femmes toutes	14,9	22,8	18,3	24,0	24,0	26,0	28,5	29,7	31,9	32,5	35,8	35,9	36,2	34,2
Homme 0 par. Uni.	13,6	16,5	15,1	16,8	16,5	15,9	17,9	16,8	19,4	20,6	20,6	19,1	21,1	15,8
Femme 0 par. Uni.	11,6	19,7	13,4	18,4	18,7	18,5	22,5	23,0	25,2	24,7	27,4	27,4	25,6	25,4
H_1parUni	42,1	55,4	42,8	43,4	47,3	44,4	47,9	47,7	53,8	50,8	47,1	51,1	58,8	44,1
F_AuMoins1ParUni	48,6	45,5	52,2	52,8	53,0	54,4	52,8	57,2	55,0	57,1	63,2	60,6	64,6	58,9
Par. Can.	14,5	19,9	16,2	20,4	21,5	22,1	23,2	24,1	28,1	27,3	29,9	29,1	31,2	26,3
Au moins 1 par. Imm.	14,8	20,0	17,0	21,3	22,0	22,4	24,3	25,5	28,3	28,5	30,1	29,8	32,0	27,1
Mère Ang.	15,5	21,0	17,8	22,1	23,4	23,6	26,1	26,6	29,1	29,3	31,0	31,3	33,2	28,7
Mère Fran.	11,9	17,0	13,7	20,7	18,9	21,3	22,6	25,7	32,4	33,5	27,9	30,4	28,4	25,8
Autres	24,4	30,5	25,6	30,1	28,5	28,3	31,8	30,4	34,1	40,8	48,1	45,1	43,5	40,6

Source : Calculs des auteurs à partir des données pondérées de l'ESG.

Une note sur les inégalités dans les résultats de tests d'aptitude internationaux : Québec et
dans les autres provinces canadiennes 2000-2016

Pierre Lefebvre et Philip Merrigan

Département des sciences économiques ESG-UQAM et Groupe de recherche en capital humain

Juin 2019

Introduction

La question des inégalités en éducation est très importante puisque ces dernières annoncent des inégalités pour les générations à venir. En 2016, le Conseil supérieur de l'éducation (CSE) concluait son rapport « Remettre le cap sur l'équité » sur la note suivante :

« En effet, les données présentées dans ce rapport sur l'état et les besoins de l'éducation indiquent que le Québec est engagé depuis déjà quelques années dans une logique de quasi-marché qui encourage l'essor d'une école à plusieurs vitesses. Dans ce contexte, il risque d'atteindre un point de rupture et de reculer non seulement sur l'équité de son système d'éducation, mais aussi sur son efficacité globale.»

C'est un constat très sévère porté sur le système d'éducation primaire et secondaire au Québec. Notre analyse plus détaillée sur les résultats dans les tests d'aptitudes internationaux et sur l'efficacité des écoles privées mènent à des conclusions moins alarmistes que celle du CSE. Nous considérerons une série de tests, le PISA, le TIMMS et le PIRLS et présenterons des mesures d'inégalités simples pour le Québec et les autres provinces canadiennes. Aussi, nous discuterons des réformes possibles du système primaire et secondaire au Québec à la lumière des résultats obtenus par nos chercheurs sur les impacts de la fréquentation de l'école privée. En bref, notre analyse démontre que les inégalités au Québec ne sont pas assez semblables à celles qui se retrouvent ailleurs au Canada, où la fréquentation du privé est nettement moins élevée. Étant donné l'efficacité de l'école privée, des études plus poussées sur la question est nécessaire avant

d'entreprendre des réformes importantes telles la fin des subventions (ou une baisse substantielle) aux écoles privées.

Nous présentons d'abord nos résultats d'analyse sur les inégalités dans les résultats obtenus par les élèves aux différentes épreuves. Dans la section 2, nous comparons nos résultats avec ceux du CSE. Enfin, dans la dernière section, nous discutons du succès de l'école privée au niveau du cours secondaire au Québec et des conséquences possibles d'une réforme qui aurait des impacts importants sur la structure du système éducatif québécois. Différentes options seront discutées en guise de conclusion.

1. Inégalités selon le TIMMS, le PIRLS et le PISA

Plusieurs tests ont été considérés pour l'analyse, soit le PISA, le TIMMS, et le PIRLS. Le PISA s'applique aux enfants de 15 ans, le TIMS aux enfants de huitième année et le PERLS aux enfants de quatrième année. On trouve dans nos tableaux en annexe des statistiques pour les mathématiques, les sciences, et la lecture dans le fichier `resultats_tests`. Les tableaux présentent quelques percentiles à travers la distribution des tests (10, 25, 50 (médiane), 75 et 90, puis comme mesures d'inégalité, les différences entre les percentiles 90 et 10, et les percentiles 75 et 25. Peu importe la mesure, on ne remarque pas d'augmentation marquée des inégalités sur 15 ans. De plus, les différences entre le Québec et le reste du Canada sont en général très faibles.

En ce qui concerne le PIRLS, chaque année, les inégalités sont moins fortes au Québec, cependant la médiane est très semblable. Pour le TIMMS, en huitième année, autant en mathématiques qu'en sciences, les mesures d'inégalité sont moins fortes au Québec, et les médianes sont très similaires, comme dans le cas du PIRLS. Le PISA est le seul parmi les trois tests avec des inégalités plus fortes au Québec pour certaines épreuves. Cependant, une lecture attentive ne montre pas de tendances séculaires fortes dans les inégalités pour ces résultats. Il n'y

a donc pas de preuves probantes que les inégalités sont relativement fortes au Québec ou qu'il existe des tendances fortes de croissance dans les inégalités. Nous croyons important d'expliquer pourquoi nos analyses mènent à des conclusions différentes que celles du CSE mentionnées plus haut.

2. Une comparaison de nos résultats avec ceux du CSE

Dans un premier temps, le Conseil n'analyse que les résultats des tests pour le PISA 2012. Leur étude ne comporte donc pas d'analyse portant sur les enfants plus jeunes, et le portrait reste donc incomplet. Deuxièmement, les preuves présentées par le CSE confondent des effets qui pourraient s'expliquer par le système d'éducation public-privé du Québec, mais aussi par la pauvreté relative au Québec par rapport aux autres provinces.

Les analystes du CSE séparent les jeunes de 15 ans à travers le Canada en groupes basés sur le pourcentage d'enfants favorisés ou défavorisés (selon le revenu familial) dans l'école du jeune qui se soumet au tests du PISA. Ainsi, on parle dans le texte d'école favorisée ou défavorisée. Cette appellation est malheureuse car elle peut laisser croire que les ressources consacrées par enfant sont moins importantes dans les écoles dites « défavorisées ». Puis, les analystes calculent les moyennes des résultats selon le type d'école et les comparent selon le groupe. L'écart entre les moyennes des enfants dans les écoles « favorisées » et « défavorisées » est substantiellement plus grand au Québec.

Il est utile de souligner le contraste entre nos résultats et les leurs. Par exemple, en mathématiques, en 2012, l'écart du percentile 10 et 90 pour le PISA entre le Québec et l'Ontario est de 3.3% alors que cet écart entre les écoles « favorisées » et « défavorisées » est de 75%. Les différences en pourcentage pour la lecture sont respectivement 2,5% et 96%, et pour les sciences,

l'écart 90-10 est plus élevé dans le reste du Canada ainsi qu'en Ontario, alors qu'il est environ 50% plus élevé au Québec dans l'analyse du CPE.

Les différences entre le Québec et l'Ontario telles qu'elles apparaissent dans le document du CSE sont instructives. Pour les mathématiques, l'écart n'est dû qu'à la performance exceptionnelle des élèves du Québec dans les écoles « favorisées ». En fait, le score moyen dans les écoles « défavorisées » au Québec est presque identique à celui de l'Ontario (485 vs 486). Pour le test de lecture, les différences s'expliquent par une moyenne supérieure des enfants dans les écoles « favorisées » du Québec, et une moyenne inférieure dans les écoles « défavorisées » du Québec. Enfin, pour les sciences, l'écart ne s'explique que par la moyenne plus basse des écoles « défavorisées ».

Comment essayer de comprendre ces divergences ? D'abord, il faut saisir comment les enfants sont classés dans les écoles dans l'analyse du CSE. Selon le document du CSE : « Les écoles défavorisées sont les écoles dont l'indice de statut économique, social et culturel (SESC) est statistiquement inférieur (test t à 95 %) à l'indice SESC provincial. Les écoles favorisées sont les écoles dont l'indice SESC est statistiquement supérieur (test t à 95 %) à l'indice SESC provincial ». Ainsi, au Québec, 16,3 pourcent des enfants sont dans des écoles favorisées, alors que 22,3 pourcent s'y trouvent en Ontario, les pourcentages dans les écoles favorisées, sont respectivement de 24,6 et 26,2.

Il est donc possible que les enfants dans les écoles dites « défavorisées » au Québec soient assez différents en termes de caractéristiques déterminantes pour le succès scolaire de ceux dans la même catégorie en Ontario. En fait, il est aisé de penser que les enfants dans les écoles défavorisées du Québec sont plus défavorisés que ceux de l'Ontario car ils semblent être plus à gauche dans la distribution des revenus, donc en moyenne dans des familles plus pauvres que celle

des enfants des écoles « défavorisées » de l'Ontario. Ceci expliquerait les résultats pour la moyenne chez les enfants défavorisés du Québec en lecture et en sciences. Ces inégalités plus fortes dans le document du CSE ne seraient donc qu'un artefact de leur méthode de regroupement. Soulignons que malgré la possibilité d'enfants plus démunis dans les écoles « défavorisées » du Québec, ils réussissent aussi bien qu'ailleurs au Canada.

D'autre part, il faut souligner que les résultats des enfants favorisés au Québec sont remarquables, en particulier par rapport à ceux de l'Ontario en mathématiques et en lecture, surtout si l'on considère que les favorisés de l'Ontario sont fort probablement dans des ménages beaucoup plus riches que ceux du Québec.

Face à leur constat basé possiblement sur un artefact de leur manière de regrouper les enfants, le CSE considère que le système scolaire du Québec est très inéquitable et que le ministère doit se tourner rapidement vers la mixité (soit des classes plus hétérogènes en termes des habilités académiques des élèves). Leur lecture des articles scientifiques sur la mixité et les effets de pairs mène le CSE à conclure qu'une stratégie de promotion de la mixité au Québec pourrait réduire de manière importante les inégalités. Notre propre lecture sur la question nous incite à conclure que les effets de la mixité ne sont pas clairement positifs. En fait, un article récent (Antecol, Eren, et Ozbeklik 2016) basé sur une évaluation expérimentale de la mixité (très rare dans ce domaine), conclut que la mixité a des effets négatifs sur les résultats en mathématiques et en lecture au primaire dans les quartiers à revenus modestes. Selon cette étude, instaurer la mixité dans les quartiers à faibles revenus pourrait avoir pour effet d'accroître les inégalités, effet contraire à celui recherché.

3. Les succès du secteur privé

À notre avis, il n'existe pas actuellement de preuves probantes que le système scolaire du Québec est plus inéquitable que celui des autres provinces. Il serait donc mal avisé de transformer radicalement un système qui produit d'excellents résultats au niveau international et qui n'est pas relativement inéquitable. De plus, certains des chercheurs de notre groupe ont produit plusieurs textes publiés et cahiers de recherche sur la question (Lefebvre, Merrigan, et Verstrate (2009), Lefebvre (2016), Lapierre, Lefebvre et Merrigan (LLM 2018), Laliberté (2019)) qui montrent directement ou indirectement que l'impact de l'école privée sur les résultats de tests et sur la réussite post-secondaire est substantiellement positive. Lefebvre (2017) montre que, même en contrôlant les calculs pour des variables socio-économiques déterminantes, la fréquentation de l'école privée au Québec a des résultats positifs sur les résultats PISA. L'étude de Lefebvre, Merrigan et Verstraete (2011) arrive à des conclusions similaires pour des épreuves de mathématiques passées par les enfants de l'ELNEJ.

LLM estime l'impact de fréquentation de l'école privée sur la probabilité de terminer son cours secondaire 5 ans après le début des études secondaires (soit le nombre d'années minimum), 7 ans après le début, la probabilité d'entreprendre des études postsecondaires au Québec et enfin, celle d'entreprendre des études universitaires. Pour des raisons techniques, cet impact est estimé pour les élèves qui ont choisi de fréquenter le secteur privé au secondaire. On estime donc pour ces élèves la différence entre la scolarité complétée après le passage au privé et celle complétée s'ils n'avaient pas fréquenté le privé. On obtiendra ainsi l'estimation de l'effet moyen du traitement sur les traités et ne prétendons pas que ces effets s'appliquent à des élèves du secteur public.

Les résultats montrent des effets très marqués sur l'obtention du diplôme d'études secondaires après 5 ans, de l'ordre de 10 points de pourcentage. Les effets sont du même ordre pour les garçons et les filles. Les effets sur la probabilité de terminer le secondaire après 7 ans sont beaucoup moins élevés, ils sont autour de 5 points en pourcentage avec un écart-type assez important. Les effets sur la fréquentation d'instituts d'enseignement collégial ou universitaire sont aussi très élevés, soit autour de 10 points de pourcentage. Ces résultats semblent démontrer que les parents prennent la bonne décision lorsqu'ils choisissent le secteur privé pour leur enfant.

Le problème fondamental dans ce type d'analyse est l'omission d'une variable, parmi les variables de contrôle, qui si disponible, pourrait potentiellement changer la donne, soit celle de l'aptitude pour les sujets scolaires. Pour mesurer l'impact d'une telle omission, deux stratégies d'estimation sont effectuées dans l'étude. Premièrement, à la manière de Ichino, Mealli et Nannicini (2008), nous simulons l'impact d'une variable omise qui est corrélée fortement avec la fréquentation de l'école privée et le succès à l'école. Nous calibrons cette corrélation à partir des corrélations du revenu des parents avec la fréquentation de l'école privée et le succès scolaire, une variable qui pourrait potentiellement réduire la valeur de l'effet de la fréquentation. Après cet exercice, nous trouvons que les effets de traitement estimés sont robustes à la présence de cette variable dans la procédure de balancement entropique utilisée, mais ils baissent de l'ordre de 10% pour les variables dépendantes analysées dans l'étude et restent statistiquement significatifs.

Le deuxième exercice de robustesse introduit les résultats des épreuves PISA de lecture, en mathématiques, et en sciences dans les variables de contrôle. Malheureusement, les participants ne passent qu'une épreuve sur trois. Nous devons donc procéder à une estimation par épreuve. Une autre conséquence sera la réduction de la taille des échantillons. Nous procédons donc à une estimation avec tous les élèves ayant passé l'épreuve de mathématiques, une autre

avec ceux ayant passé l'épreuve de lecture, et enfin une dernière avec les élèves ayant passé l'épreuve de sciences.

L'interprétation causale des résultats suivant cet exercice est problématique dans ce cas pour deux raisons. D'abord, il est possible que la fréquentation de l'école privée puisse causer une augmentation dans les résultats PISA. Dans ce cas, les résultats des tests pourraient être médiateurs pour le succès scolaire, et ainsi ne devraient pas apparaître comme contrôle dans l'estimation. D'autre part, si les résultats ne sont pas affectés par la fréquentation du privé, ils doivent être une variable de contrôle, pouvant capter des habiletés dont l'enfant a hérité de ses parents génétiquement ou par des investissements en capital humain. Cependant, ces deux mécanismes (médiation ou variable de contrôle) devraient réduire les estimations de l'impact du privé. Si on estime les effets avec les deux sexes confondus, les effets de la fréquentation restent statistiquement significatifs, même avec le résultat des épreuves comme variable de contrôle. Cependant, cet effet est réduit d'approximativement 30 pour cent pour la fin des études secondaires en 5 ans (passant d'approximativement de .10 à .07), mais variant selon l'échantillon, car comme il est mentionné plus haut, les étudiants qui passent chaque épreuve ne sont pas les mêmes). Pour l'impact sur la fréquentation du postsecondaire, la baisse de l'effet est assez faible, soit de 20 à 25 pour cent, passant de .10 à .08 à l'âge de 19 ans et de .14 à .11 à l'âge de 21 ans. Enfin, pour la fréquentation universitaire à 23 ans, les effets baissent de 22 à 30 pour cent, soit d'environ .16 à .12.

Nous jugeons ces résultats révélateurs d'un avantage marqué de l'école privée par rapport à l'école publique. Nous ne pouvons évidemment dire avec une confiance absolue que les résultats des études sur l'école privée ne sont pas dus à des facteurs inobservables que nous ne pouvons contrôler dans l'analyse de régression. Cependant, nous les jugeons assez crédibles pour

qu'il soit pertinent de poursuivre les recherches en s'attaquant à mieux comprendre le succès des écoles privées. Il nous semble crucial, avant d'entreprendre des réformes majeures dans l'attribution de subventions au privé, de savoir si les succès du secteur privé ne sont qu'un effet de sélection d'enfants plus aptes ou s'ils ne sont pas plutôt dus à des effets structurels comme les méthodes pédagogiques, les effets de pairs, la qualité des enseignants, ou la qualité de la direction et la motivation qui en découle.

Enfin, même en supposant que le Québec constitue une société plus inéquitable qu'ailleurs, cela ne semble pas avoir d'impact majeur sur la diplomation universitaire. Avec les Enquêtes sociales générales de Statistique Canada, nous calculons le pourcentage d'hommes et de femmes de 25 à 34 ans avec un diplôme universitaire au Québec et dans le reste du Canada. Les résultats graphiques se trouvent dans l'appendice. Pour les jeunes femmes, il n'y a pas de différences entre le Québec et le reste du Canada; pour les jeunes hommes, le taux de croissance est très semblable d'année en année jusqu'en 2008, mais depuis, il semble se créer un léger écart en faveur du reste du Canada. Il faudra suivre de près l'évolution de cette diplomation pour les jeunes hommes dans les prochaines années et réagir si l'écart persiste ou si le faussé s'agrandit.

Conclusion

Les inégalités dans les résultats de tests internationaux ne sont pas significativement plus élevées au Québec qu'ailleurs au Canada. De plus, elles ne montrent pas de signes de forte tendance à la hausse. Mais cela ne signifie pas pour autant qu'il ne faut pas s'y attaquer.

Nous jugeons très risqué d'affaiblir le système d'éducation privé du Québec dans le but de réduire les inégalités. En effet, si la réduction des inégalités se produisait strictement en réduisant la valeur des percentiles supérieurs tout en ayant peu d'impact sur les percentiles inférieurs, cela pourrait diminuer le stock agrégé de capital avec des effets négatifs sur la

croissance économique. Il ne faudrait pas refaire, au nom de l'équité sociale, l'erreur de la réforme de 2000 basée sur peu d'études empiriques et ayant eu peu d'impacts positifs sur les élèves. Tenter d'établir des chances égales pour tous n'est pas synonyme d'opérer un nivellement qui tend à sacrifier les bons atouts d'une société. Réduire les inégalités et viser l'excellence ne sont pas des objectifs antagonistes. Une distribution réfléchie et plus précise des ressources pourrait inciter les plus faibles académiquement et les plus démunis économiquement à briser le cycle de la pauvreté et à cesser de perpétuer l'ignorance et le manque de scolarité. Ainsi, nous croyons qu'il vaut mieux cibler les enfants à risque d'échouer assez tôt dans leur développement, comme le préconise d'ailleurs James Heckman, récipiendaire d'un prix Nobel. Nous pourrions par exemple offrir à des familles à faible revenu des bons d'éducation qu'elles pourraient utiliser afin d'inscrire leurs enfants à l'école privée de leur choix. Ceci pourrait se faire régionalement au début, dans des secteurs bien choisis, puis une évaluation des bienfaits de la politique serait entreprise de manière à déterminer si l'approche est efficace. Cette approche permettrait une meilleure accessibilité au secteur privé, elle est aussi moins coûteuse car mieux ciblée et a peu de chances d'affaiblir le système éducatif, surtout là où il fonctionne bien.

Bibliographie

Antecol, Heather, Ozkan Eren, et Serkan Ozbeklik (2016), Peer Effects in Disadvantaged Primary Schools Evidence from a Randomized Experiment *Journal of Human Resources*, 51(1), pp 95-132.

Conseil supérieur de l'éducation (2016) « Remettre le cap sur l'équité », Rapport sur les besoins en éducation, septembre 2016, Gouvernement du Québec.

Ichino, Andrea, Fabrizia Mealli et Tommaso Nannicini (2008), From temporary help jobs to permanent employment: what can we learn from matching estimators and their sensitivity? *Journal of Applied Econometrics*, 23(3), pp 305-327.

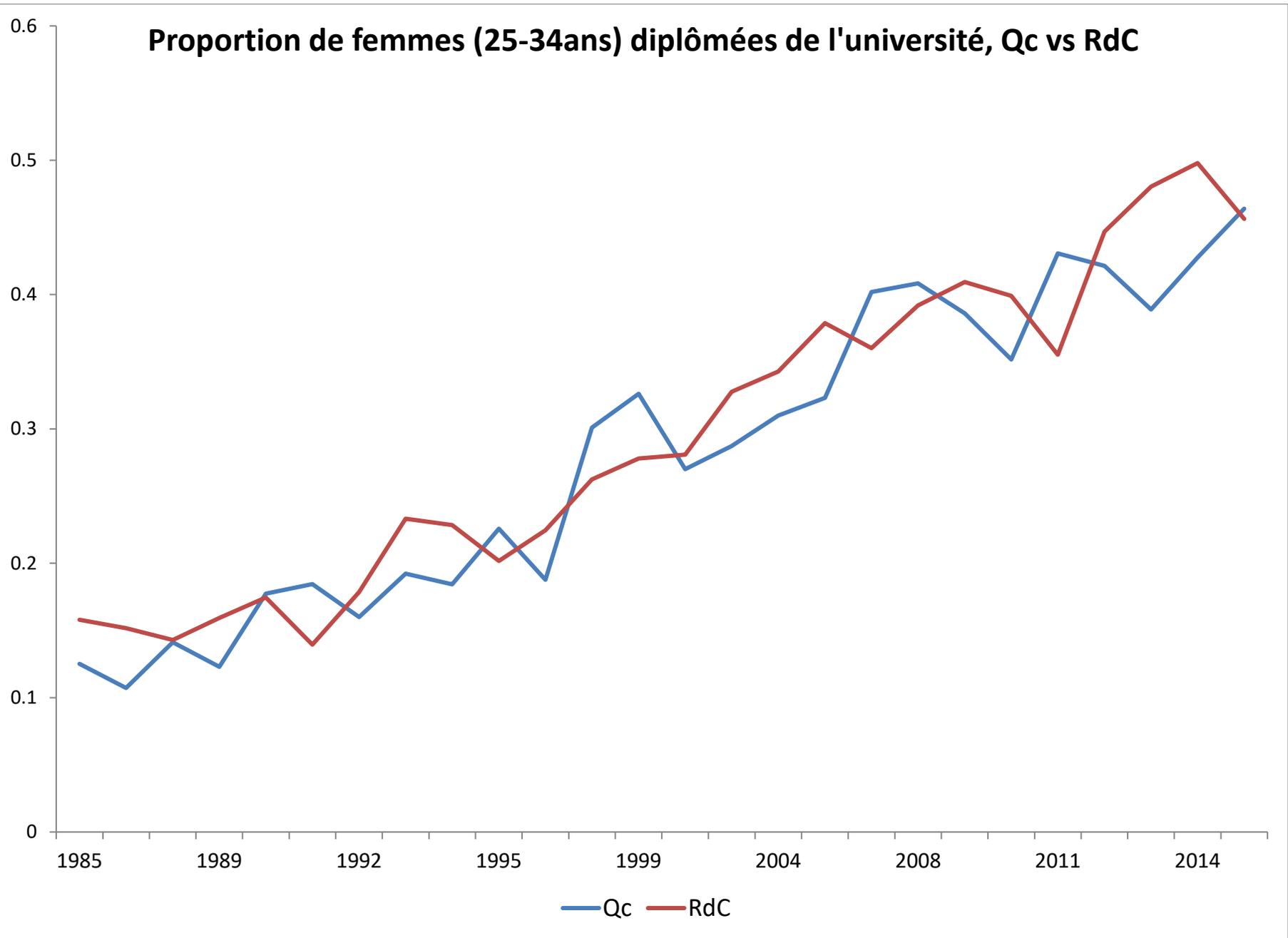
Lefebvre, Pierre (2018), La contribution de l'école privée au Québec à la littératie et à la numératie des 15 ans : une analyse par effets de traitement, *L'Actualité Économique*, 94(2).

Lefebvre, Pierre, Philip Merrigan et Matthieu Verstraete (2011), « Public Subsidies to Private Schools Do Make a Difference for Achievement in Mathematics: Longitudinal Evidence from Canada », *Economics of Education Review*, 30 (1) : 79—98.

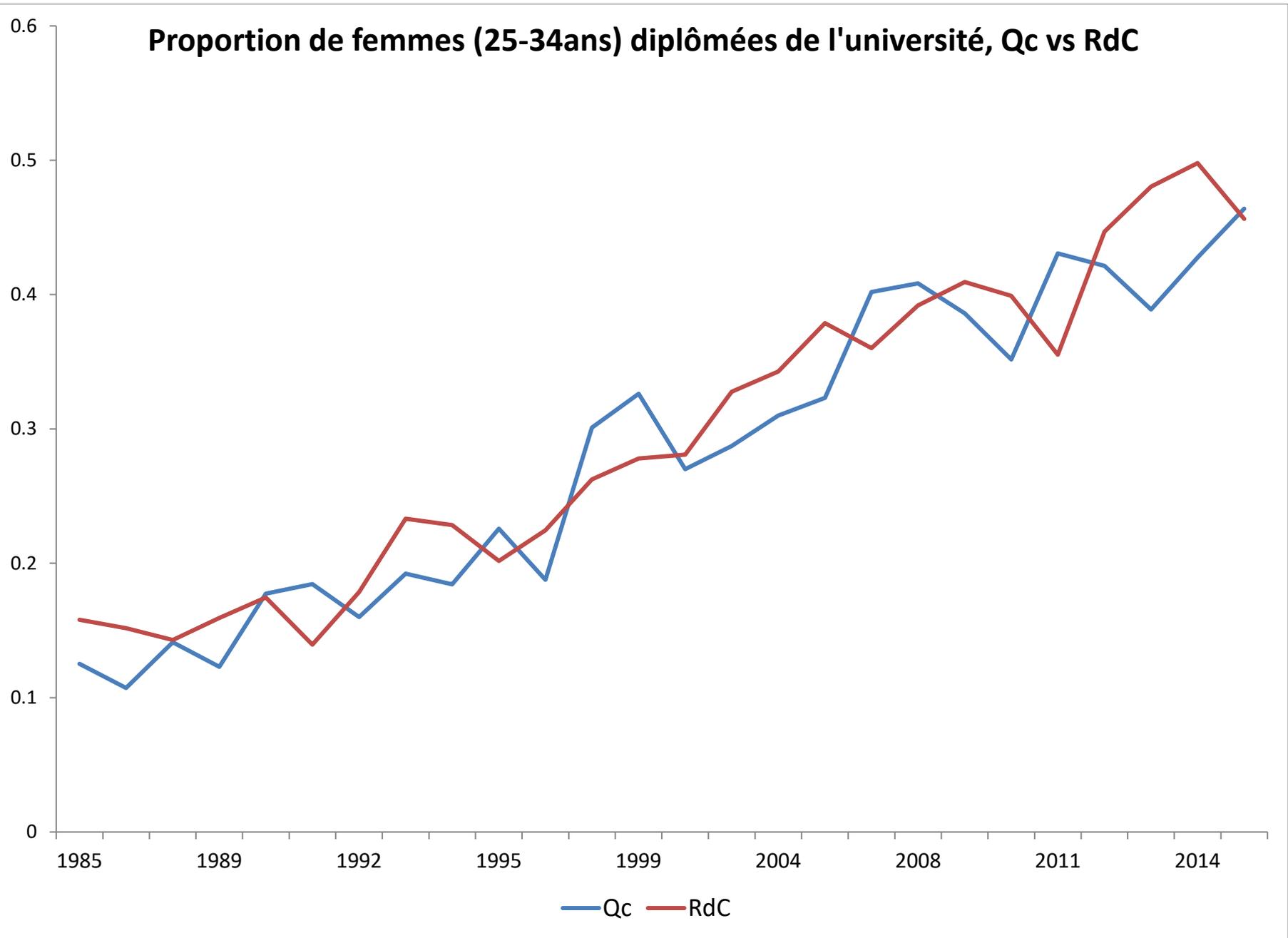
Lapierre, David, Pierre Lefebvre et Philip Merrigan (2017), « Long Term Educational Attainment of Private High School Students in Québec: Estimates of Treatment Effects from Longitudinal Data », Cahier de recherche numéro 16-02, Groupe de recherche sur le capital humain, décembre 2017 (version révisée).

Laliberté, Jean-William. (2019) « Long-term Contextual Effects in Education: Schools and Neighborhoods», Working Paper, Department of Economics, University of Calgary, 2019-01 1969.

Proportion de femmes (25-34ans) diplômées de l'université, Qc vs RdC



Proportion de femmes (25-34ans) diplômées de l'université, Qc vs RdC



Distribution des résultats de tests internationaux par année et région

PIRLS Lecture 2016		4e année		Score moyenne tous pays 500 et sd=100						
idcntry	N	mean	sd	p10	p25	p50	p75	p90	P90-P10	P75-P25
Danemark	3508	548	67	457	508	553	592	629	171	84
Finlande	4896	567	66	483	527	572	612	646	163	84
France	4767	512	68	422	469	517	559	595	173	90
Norvège	4354	518	70	425	472	524	567	605	180	94
Suède	4525	555	67	465	516	561	600	634	169	85
Belgique Fla.	5198	525	61	447	486	528	567	601	155	81
Belgique Wal.	4623	499	68	411	455	502	545	586	175	90
Ontario	4270	544	76	442	496	550	599	638	196	103
Québec	3179	547	64	464	507	550	590	627	163	83
Total	39320	524	71	432	480	528	573	612	180	93
PIRLS Lecture 2011		4e année		Score moyenne tous pays 500 et sd=100						
idcntry	N	mean	sd	p10	p25	p50	p75	p90	P90-P10	P75-P25
Canada	23206	549	69	458	504	552	596	634	176	91
Danemark	4594	554	64	467	514	559	598	631	164	84
Finlande	4910	567	64	484	526	570	612	646	162	85
France	4438	521	67	431	478	526	568	605	175	90
Norvège	3192	508	61	428	467	511	552	582	154	85
Suède	4707	541	65	458	503	545	585	620	162	82
Belgique Wal.	7454	506	65	419	467	508	550	586	167	83
Ontario	4561	552	72	454	506	559	603	640	185	96
Québec	4244	538	61	459	500	540	579	612	154	79
British Colum.	3789	548	70	457	502	553	596	636	179	94
Total	65095	532	69	441	487	536	579	618	178	92
PIRLS Lecture 2006		4e année		Score moyenne tous pays 500 et sd=100						
idcntry	N	mean	sd	p10	p25	p50	p75	p90	P90-P10	P75-P25
Danemark	4001	547	69	455	505	555	594	630	175	89
France	4404	522	67	433	477	526	569	605	172	92
Norvège	3837	499	66	410	460	505	544	579	168	85
Suède	4394	549	64	465	510	553	592	626	162	82
Belgique Fla.	4479	547	55	474	512	549	585	616	142	73
Belgique Wal.	4552	500	69	411	456	504	547	586	175	91

Ontario	3988	555	71	464	511	558	604	643	178	93
Québec	3748	533	64	451	492	536	577	613	162	85
British Colum.	4243	560	67	471	517	562	607	645	173	90
Alberta	4150	559	69	467	513	562	608	645	178	95
Nouv. Écosse	4436	542	75	444	495	547	593	633	189	97
Total	46232	531	69	440	487	534	578	617	176	91

TIMSS 2015	Math	4e année									
idcntry	Science	N	mean	sd	p10	p25	p50	p75	p90	P90-P10	P75-P25
Danemark	Math	3710	538	75	438	490	541	591	631	193	141
	Science	3710	527	70	436	483	531	575	612	177	129
Finlande	Math	5015	535	67	448	491	538	581	619	171	127
	Science	5015	555	64	474	516	557	598	634	160	119
France	Math	4873	489	74	390	439	492	541	583	194	145
	Science	4873	488	72	394	440	492	539	578	185	138
Suède	Math	8284	520	69	428	475	522	567	604	176	130
	Science	8284	542	72	447	498	547	591	631	184	133
Belgique Fla.	Math	5404	546	61	468	505	547	587	624	156	119
	Science	5404	513	61	432	472	514	554	589	156	117
Norvège 4e	Math	4164	493	72	399	445	494	542	582	184	137
	Science	4164	494	68	403	450	498	540	579	176	129
Norvège 5e	Math	4329	549	70	460	503	550	598	636	176	132
	Science	4329	539	62	459	500	542	582	616	157	116
Ontario	Math	4574	512	73	417	464	515	562	604	188	140
	Science	4574	531	71	435	485	536	581	620	185	135
Québec	Math	2798	536	67	450	492	536	581	619	170	128
	Science	2798	525	65	442	482	527	568	608	166	125
Total	Math	43151	507	75	407	457	510	559	600	194	143
	Science	43151	509	74	410	461	513	561	601	191	141

TIMSS 2011	Math	4e année									
idcntry	Science	N	mean	sd	p10	p25	p50	p75	p90	P90-P10	P75-P25
Danemark	Math	3987	537	72	445	493	541	586	626	181	132
	Science	3987	529	72	438	485	533	579	617	179	132

Finlande	Math	4638	545	68	456	503	548	592	631	175	128
	Science	4638	570	66	484	529	574	616	651	167	122
Norvège	Math	3121	496	68	406	453	497	542	582	176	129
	Science	3121	495	62	413	455	499	538	571	158	116
Suède	Math	4663	504	66	417	461	507	549	586	168	125
	Science	4663	535	74	439	487	540	587	625	186	138
Belgique Wal.	Math	4849	549	60	471	509	550	590	626	154	117
	Science	4849	509	57	433	471	511	549	581	149	110
Ontario	Math	4570	518	73	423	471	520	567	609	185	138
	Science	4570	529	76	429	482	534	581	623	194	141
Québec	Math	4235	533	61	456	492	535	574	611	155	119
	Science	4235	518	59	443	480	519	558	593	150	112
Columbie Brit.	Math	3645	507	65	424	464	509	550	587	163	123
	Science	3645	542	70	452	497	546	591	626	174	129
Total	Math	33708	523	70	433	478	525	570	611	178	133
	Science	33708	528	71	437	482	530	576	617	180	135

TIMSS 2015	Math	4e année									
idcntry	Science	N	mean	sd	p10	p25	p50	p75	p90	P90-P10	P75-P25
Danemark	Math	3710	538	75	438	490	541	591	631	193	141
	Science	3710	527	70	436	483	531	575	612	177	129
Finlande	Math	5015	535	67	448	491	538	581	619	171	127
	Science	5015	555	64	474	516	557	598	634	160	119
France	Math	4873	489	74	390	439	492	541	583	194	145
	Science	4873	488	72	394	440	492	539	578	185	138
Suède	Math	8284	520	69	428	475	522	567	604	176	130
	Science	8284	542	72	447	498	547	591	631	184	133
Belgique Fla.	Math	5404	546	61	468	505	547	587	624	156	119
	Science	5404	513	61	432	472	514	554	589	156	117
Norvège 4e	Math	4164	493	72	399	445	494	542	582	184	137
	Science	4164	494	68	403	450	498	540	579	176	129
Norvège 5e	Math	4329	549	70	460	503	550	598	636	176	132
	Science	4329	539	62	459	500	542	582	616	157	116
Ontario	Math	4574	512	73	417	464	515	562	604	188	140

Québec	Science	4574	531	71	435	485	536	581	620	185	135
	Math	2798	536	67	450	492	536	581	619	170	128
Total	Science	2798	525	65	442	482	527	568	608	166	125
	Math	43151	507	75	407	457	510	559	600	194	143
	Science	43151	509	74	410	461	513	561	601	191	141

TIMSS 2011		8e année									
idcntry	Math Science	N	mean	sd	p10	p25	p50	p75	p90	P90-P10	P75-P25
Ontario	Math	4756	511	70	419	464	514	560	597	178	133
	Science	4756	521	70	431	475	524	569	610	178	134
Québec	Math	6149	531	61	450	491	533	575	608	158	117
	Science	6149	520	67	432	478	522	566	603	171	126
Total	Math	10905	518	68	429	474	522	566	602	173	128
	Science	10905	521	69	432	476	523	568	607	175	131

TIMSS 2007		8e année									
idcntry	Math Science	N	mean	sd	p10	p25	p50	p75	p90	P90-P10	P75-P25
Ontario	Math	3448	517	70	426	470	519	564	605	179	135
	Science	3448	527	70	435	481	529	574	617	182	136
Québec	Math	3956	527	68	440	481	526	572	615	176	135
	Science	3956	507	70	418	459	507	553	594	176	134
Total	Math	7404	520	69	431	474	521	567	608	177	134
	Science	7404	519	71	429	472	522	566	609	180	137

TIMSS 2003		8e année									
idcntry	Math Science	N	mean	sd	p10	p25	p50	p75	p90	P90-P10	P75-P25
Ontario	Math	4217	521	65	433	477	523	566	606	172	129
	Science	4217	533	65	448	490	536	576	614	166	124
Québec	Math	4411	542	58	470	502	542	581	619	149	116
	Science	4411	530	62	452	491	531	573	608	155	117
Total	Math	8628	528	64	445	486	530	571	612	167	126
	Science	8628	532	63	450	491	534	576	612	162	121

PISA 2015		15 ans									
region		N	mean	sd	p10	p25	p50	p75	p90	P90-P10	P75-P25
Terre Neuve	pv1math	1203	486	79	382	430	487	540	587	205	110
	pv1read	1203	504	87	387	448	507	564	613	227	116
	pv1scie	1203	505	91	382	446	506	570	624	242	124
12402	pv1math	392	502	76	402	443	501	555	599	198	113
	pv1read	392	519	87	404	459	521	578	635	230	119
	pv1scie	392	515	87	400	460	519	572	627	227	112
12403	pv1math	1439	498	82	392	443	499	551	604	212	108
	pv1read	1439	518	88	401	458	523	581	624	223	123
	pv1scie	1439	517	90	394	453	522	583	631	237	130
12404	pv1math	1555	492	85	379	429	497	551	598	219	122
	pv1read	1555	507	89	386	447	514	572	618	232	124
	pv1scie	1555	506	90	385	444	512	568	621	237	124
Québec	pv1math	2915	544	85	431	490	549	604	649	219	114
	pv1read	2915	528	92	407	472	533	594	640	233	122
	pv1scie	2915	538	89	417	479	543	600	645	228	120
12406	pv1math	4223	509	86	399	450	509	569	617	219	120
	pv1read	4223	528	93	403	466	533	592	644	241	126
	pv1scie	4223	524	94	395	460	525	592	640	245	132
12407	pv1math	2317	490	82	388	431	490	545	600	211	114
	pv1read	2317	499	88	380	441	502	563	611	230	122
	pv1scie	2317	499	91	376	438	501	562	619	243	124
12408	pv1math	1928	483	81	384	428	482	535	587	203	107
	pv1read	1928	497	86	383	438	497	560	606	223	122
	pv1scie	1928	496	89	384	434	496	557	613	229	124
12409	pv1math	2133	511	85	395	455	513	569	619	224	115
	pv1read	2133	535	91	415	474	541	597	649	233	124
	pv1scie	2133	541	91	420	479	545	603	656	236	124
Colombie Bri.	pv1math	1953	524	86	414	466	526	582	631	217	116
	pv1read	1953	540	90	423	482	542	603	652	229	122
	pv1scie	1953	539	91	416	478	542	599	651	235	121
Total	pv1math	20058	516	87	402	457	517	577	626	224	120

RduC	pv1read	20058	527	92	405	466	532	591	641	237	125
	pv1scie	20058	528	93	403	466	531	593	642	240	127
	pv1math	17143	508	86	398	449	509	568	617	220	118
	pv1read	17143	527	92	404	465	532	590	642	237	125
	pv1scie	17143	525	94	398	462	528	592	641	243	129

Pisa 2012	15 ans	N	mean	sd	p10	p25	p50	p75	p90	P90-P10	P75-P25
10	pv1math	1312	491	86	375	430	491	552	606	231	122
	pv1read	1312	502	95	375	440	508	564	621	245	124
	<u>pv1scie</u>	1312	515	93	391	455	519	574	635	243	120
11		1292	479	83	372	423	478	538	586		
		1292	490	93	363	429	492	558	604		
		1292	490	88	378	431	492	553	602		
12		1374	497	82	392	444	493	550	603		
		1374	508	88	388	457	514	569	617		
		1374	516	85	402	459	522	570	623		
13		1784	503	83	395	446	504	561	611		
		1784	498	90	376	441	502	558	614		
		1784	507	87	396	453	503	565	617		
24	pv1math	4166	535	91	414	474	540	600	650	236	126
	pv1read	4166	521	93	395	462	528	585	637	241	124
	<u>pv1scie</u>	4166	516	84	403	459	520	574	623	221	115
35		3699	514	87	401	456	512	574	629		
		3699	528	92	408	471	534	590	643		
		3699	526	93	407	467	526	592	643		
46		2079	492	90	377	430	490	556	610		
		2079	496	93	376	435	499	563	614		
		2079	504	93	386	441	507	570	622		

	47		1934	506	85	401	447	506	566	616	
			1934	505	88	393	450	508	566	614	
			1934	516	89	405	458	517	581	630	
	48		2088	518	90	399	454	520	582	636	
			2088	526	91	407	469	529	593	639	
			2088	540	93	417	481	544	604	657	
	59		1816	522	86	410	464	522	582	635	
			1816	535	88	419	479	540	596	643	
			1816	545	89	433	485	548	607	655	
Total	pv1math		21544	518	89	402	457	518	580	633	231 123
	pv1read		21544	523	92	403	465	528	586	638	235 121
	pv1scie		21544	526	91	408	467	527	589	639	231 122
RduC	pv1math		17378	513	87	399	454	512	574	627	228 120
	pv1read		17378	524	92	405	466	529	588	639	234 121
	pv1scie		17378	528	93	409	469	529	593	644	236 124

Pisa 2009	15 ans	N	mean	sd	p10	p25	p50	p75	p90	P90-P10	P75-P25
	10	1412	503	81	400	449	502	559	607	208	110
		1412	506	91	389	444	506	566	621	232	123
		1412	518	86	414	458	514	576	629	216	117
	11	1443	488	86	375	434	490	547	592		
		1443	486	96	356	421	489	556	606		
		1443	495	92	374	432	498	561	608		
	12	1648	512	84	403	456	514	568	620		
		1648	516	89	400	458	518	577	628		
		1648	523	88	410	465	526	584	631		

13		1927	503	86	394	445	506	558	617		
		1927	498	92	376	435	498	561	613		
		1927	500	89	389	438	500	558	622		
24	pv1math	3716	542	91	426	483	546	606	655	229	123
	pv1read	3716	521	88	405	466	528	583	628	224	117
	<u>pv1scie</u>	3716	524	88	410	468	528	587	636	225	119
35		4151	525	83	416	469	528	584	630		
		4151	530	89	416	474	533	594	643		
		4151	530	90	415	469	532	595	643		
46		1965	501	86	392	442	504	563	611		
		1965	495	95	368	431	496	564	615		
		1965	506	93	382	443	508	570	625		
47		1997	506	87	397	448	511	568	615		
		1997	505	92	384	445	508	568	623		
		1997	514	90	399	455	517	579	628		
48		2581	529	90	411	466	528	596	647		
		2581	533	96	406	468	535	600	656		
		2581	544	92	425	481	547	607	661		
59		2367	523	86	411	466	525	584	635		
		2367	526	90	405	467	531	589	639		
		2367	535	88	418	480	540	596	644		
Total		23207	526	87	414	468	529	587	637	223	119
		23207	524	91	405	465	528	588	637	232	123
		23207	528	90	412	469	531	593	642	230	124
RduC	pv1math	19491	522	85	411	464	524	582	630	220	119
	pv1read	19491	525	91	405	465	529	590	640	234	125

	pv1scie	19491	529	90	412	469	532	594	643	231	125
Pisa 2006	15 ans	N	mean	sd	p10	p25	p50	p75	p90	P90-P10	P75-P25
10		1739	508	81	405	452	508	565	612	208	113
		1739	514	102	380	449	521	582	643	264	132
		1739	527	93	400	462	527	595	650	250	134
11		1574	500	84	391	440	500	560	609		
		1574	496	105	357	431	500	569	627		
		1574	508	99	379	438	509	575	635		
12		2113	507	81	401	451	509	561	612		
		2113	506	91	382	444	509	572	621		
		2113	520	90	398	458	524	583	633		
13		2444	506	83	399	449	506	566	612		
		2444	498	92	378	434	502	563	613		
		2444	507	92	391	441	506	571	626		
24	pv1math	3999	539	93	415	480	541	604	654	239	124
	pv1read	3999	522	105	380	458	531	593	647	267	135
	pv1scie	3999	530	98	402	468	535	600	655	253	131
35		3051	526	81	422	472	529	582	625		
		3051	534	89	420	479	541	594	645		
		3051	538	92	414	475	544	599	650		
46		1993	521	87	406	466	524	579	630		
		1993	518	94	394	459	523	583	635		
		1993	523	95	393	461	527	590	644		
47		1858	507	86	394	453	512	567	614		
		1858	507	103	371	441	515	581	634		
		1858	517	94	389	451	519	586	633		

48		1990	530	83	423	477	533	586	637		
		1990	535	89	419	476	539	598	645		
		1990	549	91	432	488	548	613	666		
59		1885	523	82	415	465	526	580	627		
		1885	529	100	391	467	536	598	651		
		1885	539	92	415	476	546	604	652		
Total		22646	527	85	416	471	530	585	634	218	114
		22646	527	96	401	468	533	593	644	243	125
		22646	535	94	410	472	540	600	651	241	128
RduC	pv1math	18647	523	82	416	469	526	580	626	210	111
	pv1read	18647	528	93	407	471	535	593	643	236	122
	pv1scie	18647	536	93	413	473	541	600	650	237	127

Pisa 2003	15 ans	N	mean	sd	p10	p25	p50	p75	p90	P90-P10	P75-P25
10		2230	518	83	410	458	519	577	625	214	119
		2230	522	89	400	464	529	582	631	231	118
		2230	514	96	394	446	515	582	637	243	135
11		1653	500	86	391	440	502	561	606	215	121
		1653	494	92	369	434	499	560	606	237	125
		1653	488	97	362	423	485	556	613	251	133
12		2886	515	85	406	457	515	575	628	222	118
		2886	511	85	396	455	519	572	614	218	117
		2886	506	96	378	439	507	575	630	251	136
13		3768	514	84	405	457	512	572	628	223	115
		3768	508	91	390	450	514	569	620	229	119
		3768	501	95	376	437	503	565	623	247	128
24	pv1math	3364	537	93	415	473	545	603	654	239	129
	pv1read	3364	524	94	399	464	533	591	639	240	128
	pv1scie	3364	518	107	373	449	523	594	646	273	145
35		3115	528	85	416	471	530	589	636	220	118

		3115	527	85	412	473	530	589	629	217	116
		3115	513	96	386	447	515	580	634	249	132
	46	2764	528	86	418	467	528	589	636	218	122
		2764	521	88	401	466	523	582	630	228	116
		2764	513	96	388	447	516	582	635	247	135
	47	2378	516	87	407	457	517	578	628	221	121
		2378	513	90	396	456	519	575	620	225	119
		2378	505	95	380	442	510	572	626	246	130
	48	2458	550	87	436	492	550	612	662	226	120
		2458	544	91	424	488	550	607	652	228	120
		2458	539	100	403	473	544	609	661	258	136
	59	2937	538	85	429	480	540	599	647	218	119
		2937	535	86	423	480	542	595	638	215	115
		2937	527	96	402	464	529	593	650	249	129
Total	pv1math	27553	532	88	418	473	535	594	644	226	122
	pv1read	27553	527	89	408	471	533	591	635	227	120
	pv1scie	27553	518	99	386	452	521	589	643	257	137
RduC	pv1math	24589	531	86	419	473	533	592	641	222	118
	pv1read	24589	529	87	412	473	533	591	634	222	117
	pv1scie	24589	518	97	389	453	520	587	641	252	134

PISA 2000	15 ans	N	mean	sd	p10	p25	p50	p75	p90	P90-P10	P75-P25
	10	1265	525	86	411	463	528	583	634	222	121
		2281	517	98	391	454	521	587	641	249	133
		1292	519	87	403	454	521	581	627	224	128
	11	909	522	81	421	473	525	576	625	204	103
		1632	518	94	398	448	518	585	641	244	137
		918	512	85	403	451	513	566	628	225	115
	12	1647	523	86	414	469	523	584	630	216	116
		2930	521	95	395	456	522	587	645	250	131
		1636	523	89	406	461	524	588	635	229	126
	13	1630	517	84	407	462	521	573	621	214	112
		2963	501	96	372	440	506	568	624	252	128

		1693	512	88	401	449	512	573	627	226	124
24	pv1math	2493	530	83	421	476	531	588	633	211	112
	pv1read	4497	536	90	417	478	542	600	648	231	122
	pv1scie	2502	522	90	402	459	525	587	635	233	128
35		2385	528	82	421	475	530	585	630	209	110
		4290	534	95	409	471	539	600	651	242	129
		2418	523	91	405	459	525	585	636	231	126
46		1436	527	82	420	473	525	584	628	209	111
		2599	531	94	406	470	533	596	650	244	126
		1475	520	93	401	455	523	586	636	235	130
47		1513	524	88	409	463	523	587	638	229	124
		2716	529	90	412	469	531	592	639	227	123
		1527	520	92	401	454	522	583	641	240	129
48		1520	524	85	414	470	526	583	632	218	114
		2742	551	97	424	487	555	619	672	248	132
		1560	523	87	404	464	529	582	631	227	118
59		1690	522	88	404	462	522	583	633	228	121
		3033	537	96	409	474	545	605	657	247	131
		1703	522	89	405	461	526	587	633	227	126
Total	pv1math	16488	526	84	417	471	528	585	631	214	113
	pv1read	29683	535	94	410	472	540	601	651	242	128
	pv1scie	16724	522	90	404	459	525	585	635	231	126
RduC	pv1math	13997	525	84	416	471	527	584	631	215	113
	pv1read	25190	534	96	408	471	539	601	653	245	130
	pv1scie	14225	522	90	404	459	525	585	635	231	125

Analyse de l'évolution des inégalités et de la structure de la consommation au Québec et au Canada à travers le prisme de la consommation 1969-2013

Juin 2019

Simon Langlois, Université Laval, Martin Leblond-Létourneau, Pierre Lefebvre, et Philip Merrigan
Groupe de recherche sur le capital humain et sciences économiques
ESG - UQÀM

Résumé

Les écarts importants de revenus existant à travers les différents groupes de notre société ont, depuis longtemps, été source de multitudes d'études et de recherches pour mesurer les inégalités sociales, leur intensité et leur évolution dans le temps. Les économistes et sociologues, notamment, ont voulu comparer les pays à ces égards et le rôle joué par les institutions sociales et les politiques publiques. Deux problèmes latents à toutes ces analyses se posent. Premièrement, le revenu des personnes et des familles a un caractère de volatilité à cause de la conjoncture macroéconomique et peut être lié au contexte social prévalent. Deuxièmement au Canada, il n'existe pas de données longitudinales comme celles recueillies dans d'autres pays (panels sur plusieurs générations, long suivi d'enquêtes de cohortes de naissance). Pour pallier ces problèmes, des économistes (Deaton, Moffitt) ont montré l'intérêt d'exploiter des enquêtes transversales répétées, qui peuvent être considérées comme des pseudo-panels. L'étude présentée dans cet article répond à ces deux problèmes en s'appuyant sur la consommation des ménages au lieu de leurs revenus. À l'aide de deux enquêtes répétées dans le temps et réalisées par Statistique Canada (l'Enquête sur les dépenses des familles et l'Enquête sur les dépenses des ménages) nous traçons le portrait de l'évolution des inégalités à l'aide de plusieurs mesures telles que l'indice de Palma, l'indice de Gini, la mesure des seuils de faible revenu de Statistique Canada. Ceci pour le Québec et pour l'ensemble du Canada sur une période allant de 1969 à 2013.

Code JEL et mots-clés : I30 I32; inégalités sociales, consommation, FAMEX 1969-1996, EDM 1997-2013.

Correspondant : Pierre Lefebvre, science économique, ESG UQAM, lefebvre.pierre@uqam.ca. Cette recherche bénéficie d'une subvention du Fonds de recherche du Québec, Action concerté-Inégalité phase 4. 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. L'analyse des fichiers FAMEX et EDM s'appuie sur des données à accès restreint de ces enquêtes conduites par Statistique Canada qui contiennent des informations anonymes. Les idées exprimées dans ce texte sont celles des auteurs qui ont réalisé les analyses et non celle des partenaires financiers du CIQSS ou du FRQ.

1 INTRODUCTION

Le revenu des ménages canadiens a souvent servi de pilier sur lequel reposent un grand nombre d'études sur les inégalités sociales. Malheureusement, cette méthode comporte une lacune majeure. La progression de carrière, les cycles économiques et autres éléments exogènes au marché du travail peuvent entraîner une volatilité importante des revenus des ménages, particulièrement si ces ménages sont composés de jeunes, entre 20 et 30 ans. Ces derniers, qui débute leur vie professionnelle, sont plus typiquement susceptibles de voir leur revenu varier grandement, soit en entrant sur le marché de l'emploi pour la première fois à la fin de leurs études, et en changeant plus souvent d'emploi pour trouver un meilleur appariement, soit par une perte d'emploi puisqu'ils possèdent moins d'ancienneté dans leur entreprise et sont les premiers remerciés. Ce type de mobilité pourrait faire en sorte qu'un ménage étant bien sous le seuil de la pauvreté une année, se retrouve bien au-delà l'année suivante bien qu'il n'en ressente pas les effets.

Heureusement, les agents économiques étant rationnels, ils anticipent les « aléas de la vie » et se protègent contre ceux-ci en épargnant une partie de leur revenu pour les « mauvais jours ». Leur comportement amène un lissage de leur consommation qui est invariable face à un choc de revenu temporaire. Pour cette raison, il est pertinent d'utiliser la consommation dans l'analyse des inégalités sociales, particulièrement son évolution dans le temps. De plus la consommation contribue directement au bien-être économique des ménages.

L'étude suivante investigate l'évolution des inégalités sociales en utilisant les données de consommation des ménages recueillis dans deux enquêtes de Statistique Canada réalisées auprès des ménages canadiens. L'Enquête sur les dépenses des familles (FAMEX) et l'Enquête sur les dépenses des ménages (EDM) sont deux enquêtes qui contiennent des informations sur les montants que les ménages dépensent dans une série de postes tels que la nourriture, le logement, l'habillement, le transport et bien d'autres. Ces deux enquêtes couvrent une période commençant en 1969 et allant jusqu'en 2013¹. Les ménages n'étant pas présents dans plus d'une année d'enquêtes, les données représentent des coupes transversales répétées. L'analyse de l'évolution des inégalités de

¹ L'EDM a été réalisée pour l'année 2014 mais les données n'ont pas été traitées pour des raisons techniques.

consommation présentée repose sur une série de mesures d'inégalité et de pauvreté. Nous utilisons, l'indice de Palma, l'indice de l'OCDE, le coefficient de Gini, les seuils de faible revenu de Statistique Canada, une comparaison des percentiles, et la mesure du panier de consommation de Statistique Canada et la variance de la consommation en log. Cette dernière est la seule mesure d'inégalité absolue, les autres étant de nature relative.

Malgré son caractère de stabilité dans le temps, l'analyse des inégalités à partir des dépenses des ménages présente un inconvénient. Les paniers de produits consommés par les ménages sont extrêmement hétérogènes à travers les provinces et, particulièrement, entre les ménages qui sont propriétaires de leur logement et ceux qui sont locataires. La difficulté survient lorsque les propriétaires s'affranchissent de leur hypothèque. À ce moment, les coûts rapportés pour se loger diminuent grandement puisque seuls des frais d'entretien sont déboursés. Les ménages propriétaires affichent donc un niveau de consommation inférieur à ceux des locataires et ils pourraient potentiellement être confondus pour des familles se retrouvant sous le seuil de la pauvreté bien qu'ils n'y soient pas vraiment. Ce problème est d'autant plus important que près du deux tiers des ménages canadiens sont propriétaires de leur logement et la moitié de ceux-ci n'ont plus d'hypothèque. Une manière de pallier cet obstacle est de mettre tous les répondants sur un pied d'égalité en imputant un loyer aux propriétaires. En comparant les caractéristiques des logements des propriétaires avec ceux loués et leur prix de location, il est possible d'accorder une valeur locative qui respecte les attributs de la résidence des propriétaires.

Cet article contribue à la recherche de deux manières. Premièrement, aucune étude sur la pauvreté utilisant la consommation ne couvre une période de temps aussi longue, 44 années. Deuxièmement, en utilisant la méthode d'imputation des loyers développée par Norris et Pendakur (2013) on tient compte du biais potentiel dans le rapport du bien-être matériel entre les répondants locataires de leur logement et de ceux qui en sont propriétaires.

La section 2 présente la méthodologie utilisée pour procéder à l'imputation des loyers et les estimations qui en découlent. La section 3 décrit les données utilisées. La section 4 trace le portrait sommaire des inégalités mesurées à l'aide des données brutes qui se trouvent dans les enquêtes de Statistique Canada. La section 5 reprend l'étude effectuée dans la section 4, mais en imputant le loyer des ménages et en modifiant l'ensemble des

dépenses d'une façon à faire mieux ressortir les tendances. La section 6 présente les résultats obtenus avec l'aide de modèles de régression. La section 7 présente l'évolution des inégalités par cohorte de naissance. La section 8 étudie l'évolution de la structure de la consommation et analyse cette structure selon le statut de pauvreté. La dernière section présente les conclusions qui découlent de la recherche.

2 MÉTHODOLOGIE D'IMPUTATION DES LOYERS

La méthodologie utilisée pour imputer les loyers aux propriétaires de logements par un modèle vient de Norris et Pendakur (2013). Ils ont adapté le modèle de correction d'Heckman² aux spécificités de modèle de détermination des loyers, particulièrement, la présence importante de l'hétérogénéité inobservable dans les logements. Soit l'équation (1) :

$$\frac{r_i}{p} = V_{1i}\beta + u_{i1}, \quad (1)$$

qui est à estimer, où le loyer réel r/p (la valeur nominale divisée par l'indice de prix du logement) est fonction d'une série de caractéristiques du logement, par exemple le nombre de pièces, le nombre de salles de bain, si le logement nécessite des réparations et enfin un indicateur de la province dans laquelle se trouve le logement. Ces caractéristiques sont représentées dans l'équation (1) par le vecteur V_i , alors que u_{i1} est le terme d'erreur représentant les facteurs inobservables.

On veut imputer les loyers des ménages propriétaires sur la base de (1) en estimant le vecteur β en utilisant la valeur des loyers de locataires. Cependant, on ne peut simplement estimer l'équation (1) par les moindres carrés ordinaires (MCO) puis à partir des résultats obtenus imputer des loyers aux propriétaires de notre échantillon. En effet, il existe des différences importantes qui ne sont pas observées entre les logements de locataires et ceux des propriétaires, ces différences peuvent biaiser les estimés des paramètres de l'équation (1) par MCO, nous utilisons alors pour estimer la méthode (1) en deux étapes de Heckman ajustée pour l'hétéroscédasticité décrite dans Norris et Pendakur

² Heckman (1979).

de manière à obtenir des imputations non-biaisées des valeurs des logements pour les propriétaires.

L'estimation des loyers par imputation pour les propriétaires se fait en deux temps. Premièrement, la probabilité d'être propriétaire de son logement est estimée avec un probit hétéroscédastique :

$$t_i = \begin{cases} 1 & \text{si } V_{1i}\gamma_1 + V_{2i}\gamma_2 + u_{2i} \geq 0 \\ 0 & \text{si } V_{1i}\gamma_1 + V_{2i}\gamma_2 + u_{2i} < 0 \end{cases} \quad (2)$$

L'équation (2) représente la probabilité que le répondant i soit propriétaire ($t = 0$) ou locataire ($t = 1$) étant donné le vecteur de caractéristiques du logement V_{1i} et un vecteur de critères démographiques V_{2i} tel l'état conjugal du répondant, son âge, et des variables influençant la demande de logements tels que le taux moyen d'un prêt hypothécaire dans les trois années précédentes et la différence entre le prix des loyers et des propriétés³. u_{2i} est le terme d'erreur représentant les facteurs inobservables dans (2). Une fois les répondants séparés en deux groupes, l'estimation du loyer qui leur sera imputé se fait par maximum de vraisemblance à information limitée et en deux étapes. Premièrement, est extrait de l'estimation de l'équation (2) par probit hétéroscédastique l'inverse du ratio de Mills $\hat{\lambda}_i$ pour les locataires et les propriétaires :

$$\hat{\lambda}_i = \frac{\phi(\hat{z}_i)}{\Phi(\hat{z}_i)} \text{ si } t = 1, \hat{\lambda}_i = \frac{\phi(-\hat{z}_i)}{\Phi(-\hat{z}_i)} \text{ si } t = 0 \quad (3)$$

Dans l'équation (3) ϕ représente la fonction de densité normale alors que Φ est la fonction cumulative de la distribution normale standardisée. \hat{z}_i est la fonction index, résultat de l'estimation du probit hétéroscédastique, l'équation (2). La moyenne de u_1 étant linéaire en u_2 , l'espérance conditionnelle de u_1 étant donnée le groupe auquel appartient le répondant ($t=0$, ou 1) est donnée par:

³ Il s'agit en fait de la différence entre les indices de prix de logement locatif et de logement en propriété dans la série Cansim 326-0021: Indice des prix à la consommation, annuel (2002=100).

$$\begin{cases} E[u_{1i}]|_{t_i=1} = \rho(V_{1i})\sigma_1(V_{1i})\lambda_i \\ E[u_{1i}]|_{t_i=0} = -\rho(V_{1i})\sigma_1(V_{1i})\lambda_i. \end{cases} \quad (4)$$

$$\frac{r_i}{p_{rent}} = V_{1i}\beta + \rho(V_{1i})\sigma_1(V_{1i}) + \tilde{u}_{1i} \text{ si } t_i = 1 \quad (5)$$

En modifiant l'espérance conditionnelle de u_{1i} , l'équation (4), ainsi $\tilde{u}_{1i} = u_{1i} - E[u_{1i}]|_{t_i=1}$ et en la substituant dans l'équation (1) nous donne l'équation (5) qui est le modèle corrigé pour la sélection du statut de locataire du loyer exprimé en termes réel. La seconde étape du maximum de vraisemblance à information limitée est d'effectuer une régression « FGLS » à deux étapes de l'équation (5) et obtenir les modèles estimés qui serviront à imputer les loyers :

$$\hat{\mu}_i = E[r_i]|_{V_{1i}, \hat{\lambda}_i} = \begin{cases} p_{rent}(V_{1i}\hat{\beta} + (\hat{\rho}_0 + \hat{\rho}'_v CV_{1i})\hat{\sigma}_{1i}\hat{\lambda}_i), & t_i = 1 \\ p_{rent}(V_{1i}\hat{\beta} - (\hat{\rho}_0 + \hat{\rho}'_v CV_{1i})\hat{\sigma}_{1i}\hat{\lambda}_i), & t_i = 0 \end{cases} \quad (7)$$

Ces estimations puis imputations sont produites sur les données des enquêtes allant de 1997 à 2009 puisqu'un changement au sein de la cueillette de données de Statistique Canada nous empêche de produire une estimation sur l'ensemble de la période étudiée. En effet, à partir de l'enquête de 2010, Statistique Canada a commencé l'utilisation de données administratives de revenu, ce qui crée un biais dans l'estimation des loyers. Pour répondre à ce problème, nous avons imputé en deux étapes. D'abord, l'estimation à l'aide de la méthode décrite ci-dessus, emprunté à Norris et Pendakur (2013) est produite sur les enquêtes de 1997 à 2009. L'équation (7) estimée est ensuite utilisée pour imputation pour toutes les enquêtes jusqu'en 2009. Puis, nous avons attribué des loyers aux répondants des enquêtes de 2010 et suivantes en imputant ceux-ci par la méthode de « predictive mean matching », soit en appariant les locataires et les propriétaires sur la base des caractéristiques des logements.

3 DONNÉES

L'étude présentée dans ce rapport est réalisée à l'aide de deux enquêtes de Statistique Canada portant sur les postes de consommations des ménages canadiens. L'Enquête sur les dépenses des familles (FAMEX), menée la première fois en 1969, puis en 1978, 1982 et aux deux ans par la suite⁴. Elle se termine en 1996. La seconde enquête utilisée est celle qui reprend le FAMEX, l'Enquête sur les dépenses des ménages (EDM) qui porte sur les ménages des 10 provinces et des capitales territoriales de Whitehorse, Yellowknife et Iqaluit, excluant les ménages pensionnaires d'établissements institutionnels, vivant dans des camps militaires ou réserves indiennes⁵. L'enquête couvre les années débutant en 1997 jusqu'en 2017, mais nos données arrêtent en 2013, dernière année pour laquelle elles sont disponibles au moment de notre recherche. Les enquêtes posent des questions sur la consommation du ménage ainsi que des caractéristiques sur le chef du ménage (personne de référence) et sur les autres membres. Le chef du ménage est la personne qui : [...] est principalement responsable de la gestion financière du ménage⁶. Selon Statistique Canada : « Cette enquête recueille de l'information sur les montants consacrés à la nourriture, aux vêtements, au logement, au transport, aux soins de santé et à d'autres catégories de dépenses afin de connaître les habitudes de consommation des ménages au Canada. On recueille également des renseignements sur les caractéristiques du logement, l'ameublement et l'équipement ménager »⁷.

Les deux enquêtes recueillent aussi des informations sur le lieu de résidence du ménage (province, région rurale ou urbaine), sur l'état conjugal du chef, le type de ménage (personne seule, couple seule, couple avec enfant(s) ou autres) ainsi que sur la taille des ménages. Ces deux dernières variables sont importantes car elles permettent de standardiser la consommation des ménages par unité de consommation. Quelques restrictions sont appliquées sur la base de données pour obtenir l'échantillon qui se retrouve au cœur de l'analyse. Premièrement, un critère important pour l'imputation des loyers est la distinction entre les résidents de régions urbaines et rurales. Par souci d'anonymat, les

⁴ L'enquête a été réalisée en 1974 et 1990, mais ces années sont exclues puisque l'enquête n'a été menée qu'auprès des ménages résidants dans les grandes villes du pays. Les dépenses sont donc supérieures à la moyenne canadienne.

⁵ Statistique Canada, Enquête sur les dépenses des ménages.

⁶ Définition de la personne de référence : Statistique Canada.

⁷ Site internet de Statistique Canada, Enquête sur les dépenses des ménages.

enquêtes ne contiennent pas d'information à ce sujet pour la province de l'Île-du-Prince-Édouard, ni pour les provinces de Terre-Neuve-et-Labrador et le Manitoba pour les années 1997 à 1999 inclusivement. Pour cette raison, les observations correspondantes sont exclues de l'échantillon. Ensuite, les répondants locataires qui consacrent moins de 100\$ pour l'année de l'enquête dans la catégorie loyer sont eux aussi exclus. Sont aussi exclus : les ménages qui ne dépensent pas en alimentation, qui déclarent avoir des dépenses totales inférieures à zéro (vente de biens durables) et les ménages qui comptent plus de sept personnes. Ces conditions résultent en un échantillon d'un peu plus de 201 000 ménages pour l'EDM et à près de 63 000 pour le FAMEX.

Le tableau 1 (tableaux et figures apparaissent à la fin du document) précise trois tendances dans la population étudiée. Premièrement, une inversion du rôle des femmes par rapport aux hommes en tant que chef des ménages. Deuxièmement, une augmentation progressive de l'âge de la tête du ménage qui est simplement le reflet du vieillissement de la population canadienne. Finalement, une diminution de la taille des ménages. L'utilisation d'une échelle d'équivalence de consommation, transformation qui permet de tenir compte la taille du ménage dans l'analyse de sa consommation, nous permet d'ajuster l'évolution des inégalités mesurées avec la consommation des ménages malgré ce changement.

Il est important de souligner que la méthode de cueillette des données pour l'EDM a changé à partir de l'année 2010. De 1997 à 2009, les données étaient entièrement recueillies par entrevue. Tous les montants de dépenses étaient alors estimés par la personne qui répondait à l'interviewer de Statistique Canada. À partir de 2010, Statistique Canada modifie la procédure de cueillette des informations. Elle passe encore en entrevue un peu plus de 10 000 ménages, mais les entrevues sont moins élaborées et elle choisit un sous-échantillon par hasard à qui elle remet un journal de dépenses que ces ménages doivent remplir pendant deux semaines.

4 STATISTIQUES MOYENNES DES MÉNAGES CALCULÉES AVEC LES DONNÉES BRUTES

Cette section présente l'évolution des dépenses de consommation telles que calculées à partir des échantillons retenus étant donné les restrictions énumérées plus haut. Les enquêtes recueillent les dépenses en consommation pour différentes catégories, puis la

somme est comptabilisée dans une seule variable. Le revenu des ménages dans les graphiques plus bas est auto-déclaré.

4.1 ÉVOLUTION DES DÉPENSES MOYENNES DE LA CONSOMMATION DES MÉNAGES

Débutons par l'évolution de la moyenne du revenu et de la consommation des ménages canadiens sur la période étudiée au Canada. La figure 1 présente l'évolution du revenu moyen et de la consommation moyenne en dollars constants de 2002. La tendance est sans équivoque. Il y a une croissance régulière du revenu réel qui se traduit par une hausse de la consommation. La consommation moyenne en 1969 est de 42 257\$ et atteint 67 223\$ en 2013, pour un taux de croissance annuel moyen de 1,1%. Le revenu moyen quant à lui a connu une augmentation moyenne de 1,2% par année pour la même période. Deux périodes doivent être qualifiées. La première, est la croissance très abrupte affichée au tout début des années 1970 simplement liée par l'écart temporel entre les deux premières années d'enquêtes, 1969 et 1978. Pour cette période, le taux de croissance annuel moyen des dépenses est de 2,4% et celui des revenus est de 2,8%. La seconde brisure se produit entre 2009 et 2010. Ce recul du revenu et de la dépense provient de deux sources. D'abord, le changement de méthode de cueillette des données par Statistique Canada pour la courbe de revenu. À partir de 2010, l'organisme a décidé d'utiliser les données administratives de revenus (le T1) au lieu de demander cette information aux répondants. La seconde source de ce recul vient de la dépense dans la catégorie de dépenses des « loisirs ». Cette différence sera traitée dans la section 6.

La figure 2 présente l'évolution de la dépense moyenne, en dollars constants, par ménage entre 1969 et 2013 pour le Québec et le reste du Canada (RdC), l'ensemble des provinces canadiennes sauf le Québec, et ce pour tous les types ménages. Bien qu'elles soient près l'une de l'autre au début de la période analysée, 41 389\$ au Québec contre 42 559\$ pour le RdC, le graphique montre qu'il existe un écart marqué entre les deux groupes avec la progression des années. Durant la période étudiée la dépense moyenne des ménages québécois représente en moyenne 85% de la consommation des ménages du reste du Canada.

4.2 INDICATEURS D'INÉGALITÉS AVANT AJUSTEMENTS POUR LA TAILLE DES MÉNAGES

Le premier indicateur présenté pour estimer les inégalités de consommation est la comparaison des rangs centiles de la consommation moyenne des ménages. Ces ratios présentés dans la figure 3, pour le Québec et le RdC, sont le ratio du niveau de consommation du 50^e percentile sur le 10^e et en Figure 4 celui du 90^e percentile sur le 10^e. Un ratio supérieur à un indique que le percentile supérieur consomme plus qu'une fois les dépenses du 10^e rang centile. Le ratio 50/10 moyen sur la période étudiée s'établit en moyenne à 2,82 pour le Québec et à 2,97 pour le RdC. Le ratio 90/10 moyen monte à 6,29 pour le Québec et à 6,38 pour le reste du Canada donc une faible différence en moyenne pour toutes ces années.

Les figures 3 et 4 conduisent à deux constats sur les inégalités. En utilisant la comparaison des percentiles de consommation avec les données recueillies par Statistique Canada, après une légère hausse au début de la période étudiée, le ratio 50/10 reste stable dans le temps et affiche même une légère diminution. Cependant, ce ratio est généralement plus bas au Québec à partir de 1997. Le second constat est que le ratio 90/10 a dramatiquement augmenté de 1969 jusqu'au début du millénaire puis s'est stabilisé dans les deux régions. Ce ratio est un peu plus bas au Québec entre 2004 et 2009.

La seconde mesure d'inégalités utilisée pour analyser leur évolution dans le temps est l'indice de Gini. Le coefficient de Gini⁸ est une mesure de dispersion d'une distribution habituellement des revenus (voir Kopczuk, Saez, et Song 2010), mais dans ce cas-ci, il est calculé à partir de la dispersion de la consommation des ménages. La figure 5 présente l'évolution du coefficient de Gini au Québec et pour le RduC sur la période étudiée, c'est-à-dire de 1969 à 2013. La moyenne du coefficient, sur l'ensemble de la période, pour le RduC est de 0,362 et de 0,361 pour le Québec, à toute fin identique. Une décomposition par régions indique que seul l'Ontario a un coefficient de Gini moyen très légèrement plus élevé que celui du Québec⁹. Le coefficient de Gini augmente substantiellement dans les premières années étudiées, indiquant une forte augmentation des inégalités. Ce mouvement est similaire à celui observé dans l'analyse des inégalités par percentiles en particulier pour

⁸ Le coefficient de Gini prend une valeur entre 0 et 1. Le 0 implique une égalité parfaite i.e. 1% de la population consomme 1% de ses biens et services, alors qu'un coefficient de 1 implique une inégalité parfaite (1% consomme 100% des biens et services).

⁹ Atlantique 0,354 ; Ontario 0,362; Prairies 0,353 et Colombie-Britannique 0,360.

le ratio 90-10 dans la figure 4. Après cette hausse, le coefficient de Gini se stabilise au Québec comme pour le RdC. Au Québec, le coefficient atteint sa valeur maximum (0,377) en 1998 après une augmentation de 24 % par rapport à 1969. Par la suite le coefficient diminue à un rythme moyen de 0,8% par année. Pour le RdC, le coefficient est le plus élevé en 2007 (0,375) suite à une augmentation de 15 % par rapport à sa valeur de 1969.

Cette croissance fulgurante suivi d'une stabilisation est assez semblable au Royaume-Uni (voir Office of National Statistics 2019) et aux États-Unis (voir Federal Reserve de St-Louis 2019). Il faut ajouter que les ratio 90-10 et le Gini sont souvent beaucoup plus utilisés par les chercheurs pour traiter les questions sur les inégalités que le 50-10. Sur la base de ces résultats, le Québec ne se démarque pas particulièrement du reste du Canada.

4.3 APPLICATION D'ÉCHELLES D'ÉQUIVALENCE AUX DÉPENSES DE CONSOMMATION DES MÉNAGES

La logique économique suppose que deux personnes vivant dans le même ménage ont besoin de consommer plus qu'une seule pour que chaque personne conserve le même niveau de bien-être. Donc il est normal qu'un ménage composé de plusieurs membres consomme plus qu'un ménage, similaire par ses autres caractéristiques, que celui d'une personne. Par contre, il existe des économies d'échelles qui se produisent lorsque des individus se regroupent en ménage. Par exemple, un individu seul dans un logement dépense un certain montant pour l'électricité et le chauffage. Si ce même individu se met en couple, le coût d'électricité et de chauffage ne double pas avec l'ajout de ce nouveau membre, il augmente cependant légèrement pour l'utilisation supplémentaire d'eau chaude, de la cuisinière, etc. Il est donc nécessaire de ramener les ménages de taille différentes sur un pied d'égalité lorsqu'on analyse leur consommation par personne dans le ménage. Une manière de le faire est l'échelle d'équivalence, qui quantifie les individus en termes d'adultes équivalents (donc tous les membres du ménages sont quantifiés en adultes). Les dépenses de Statistique Canada seront transformées et analysées à l'aide de deux échelles d'équivalence, soit en les divisant par la racine carrée de la taille du ménage et une échelle d'équivalence proposée par Statistique Canada. Bien que similaire, les

échelles sont différentes principalement par le fait que l'échelle développée par Statistique Canada accorde des poids différents aux adultes et aux enfants¹⁰.

4.3.1 STATISTIQUES DE DÉPENSES DES MÉNAGES PAR ADULTE ÉQUIVALENT : MESURE BASÉE SUR LA RACINE CARRÉE DE LA TAILLE DU MÉNAGE

L'utilisation de la racine carrée de la taille du ménage est pertinente car elle représente théoriquement les « économies d'échelles » découlant de l'augmentation de la taille d'un ménage en accordant de moins en moins de poids aux membres subséquents d'un ménage. Ainsi, le premier adulte correspond à une unité, le second à 0,41 unité et ainsi de suite jusqu'au septième membre, plafond de notre échantillon, qui ajoute 0,2 unité de consommation au ménage (voir Tableau 2).

La figure 6 présente l'évolution du revenu moyen et de la dépense moyenne des ménages canadiens par adulte équivalent dans le ménage. Les deux courbes évoluent de manière semblable à celles présentées dans la figure 1 (évolution des moyennes du revenu et de la dépense sans échelle d'équivalence), mais les montants sont bien sur moins élevés. Elles affichent la même fracture après 2010, conséquences du changement de méthodologie de collecte de données de Statistique Canada. La dépense moyenne par adulte équivalent au début de la période est de 24 400\$ au lieu de 42 300\$. Il en est de même pour le revenu. Le taux de croissance annuel moyen de la dépense est de 1,4 % et celui du revenu est de 1,5 %. Ces deux taux affichent le même rapport l'un par rapport à l'autre que sans échelle d'équivalence, mais ils sont 0,3 point de pourcentage plus élevés que sans échelle. Une des raisons derrière cette augmentation est l'augmentation du nombre de ménages d'un seul membre dans l'ensemble de la population. Ces ménages représentaient 16,5 % des ménages en 1969 contre 27,8 % entre 2009 et 2013.

La figure 7 présente l'évolution de la dépense moyenne par ménage, ajustée avec l'échelle d'équivalence, pour le Québec et le RdC. Encore une fois, les courbes sont très semblables à celles sans échelles sauf pour les valeurs de débuts et de fins. La dépense moyenne au Québec est de 23 100 \$ en 1969 et atteint 40 200 \$ en 2013. La dépense moyenne pour le RdC est de 24 800 \$ en 1969 et augmente jusqu'à 45 400 \$ en 2013. Les taux de croissance annuel moyen des dépenses sont de 1,3 % pour le Québec et 1,4 % pour

¹⁰ Une personne de 16 ans et plus est considérée être un adulte et un enfant a moins de 16 ans.

RdC. Durant la période étudiée, la dépense moyenne par ménage québécois représente 87 % de celle leurs homologues dans le RdC.

4.4 ÉVOLUTION DES INÉGALITÉS DE CONSOMMATION AVEC L'ÉCHELLE D'ÉQUIVALENCE BASÉE SUR LA RACINE CARRÉE DU NOMBRES D'INDIVIDUS DANS LE MÉNAGE

La figure 8 présente l'évolution des inégalités de consommation au cours de la période étudiée pour le Québec et le RdC sur la base des ratios des percentiles de la dépense ajustée par la racine carrée de la taille du ménage. Comme pour l'analyse sans échelle d'équivalence (figures 3 et 4), le ratio du 50^e percentile sur le 10^e et le ratio du 90^e sur le 10^e (rouge) sont, en moyenne, plus élevés pour le RdC que pour le Québec mais ce de manière plus nette¹¹. Les ratios commencent par augmenter, laissant croire à une hausse des inégalités de consommation jusqu'au milieu des années 1990 pour ensuite rester stables et potentiellement décliner légèrement en particulier pour le Québec.

Le ratio 50/10 atteint son sommet en 2005, à 2,58, dans le RdC et en 1986, à 2,50, au Québec, mais les ratios fluctuent très peu dans le temps. Les ratios 90/10 sont plus volatiles, mais ils affichent la même tendance que sans ajustement. Le sommet pour le RdC est atteint en 2003 à 5,22 et en 2000 pour le Québec à 5,33. Le ratio 90/10 moyen sur l'ensemble de la période est de 4,79 pour le RdC et 4,69 pour le Québec une différence de 0,1 qui est de même amplitude qu'avec l'analyse sans échelle d'équivalence. Le ratio 90/10 augmente rapidement mais au Québec il semble y avoir une tendance à la baisse après 2000. En effet, 8 des 13 années suivantes ont connu une diminution du ratio.

La figure 9 présente les inégalités de consommation calculées avec le coefficient de Gini calculé annuellement. Pour le Québec comme pour le RdC, il y a au début une hausse importante du coefficient, qui concorde avec la hausse des ratios de rangs centiles. Par contre, le Québec affiche une forme de cloche alors qu'il atteint son sommet en 2000 avec un coefficient de 0,353 et recommence à descendre à 0,300 en 2013. Dans le RdC, quant à lui, le coefficient reste stable après une augmentation dans les premières années. Le coefficient moyen pour l'ensemble de la période est de 0,327 dans le RdC contre 0,319 au

¹¹ Ratio 50/10 : 2,32 pour le Québec contre 2,41 pour le RdC. Ratio 90/10 : 4,69 pour le Québec contre 4,79 pour le RdC.

Québec¹². Donc, en mesurant le Gini avec les dépenses par adulte équivalent, on observe clairement des inégalités moins fortes au Québec à partir des années 2000, justifiant l'intérêt de corriger les dépenses pour la taille du ménage. En effet, les ménages sont de taille plus petite au Québec en moyenne sur cette période à cause d'une natalité plus faible et un taux de dissolution des couples plus élevé. Selon Statistique Canada, les taux de rupture des mariages sur 30 ans et 50 ans en 2004 sont respectivement de 484 et 524 au Québec et 379 et 413 pour le Canada (pour les taux de natalité voir Duclos, Lefebvre et Merrigan 1997).

4.4.1. ÉCHELLE D'ÉQUIVALENCE DE STATISTIQUE CANADA

L'échelle d'équivalence élaborée par Statistique Canada a la même fonction que la racine carrée de la taille du ménage, c'est-à-dire de permettre une meilleure comparaison du niveau de vie des ménages en termes de la consommation de ses membres. L'échelle est construite de façon à tenir compte de la différence entre les enfants et les adultes du ménage.¹³ Les enfants se voient accorder un poids moins élevé que les adultes car ils consomment généralement moins. Le premier adulte se voit attribué un poids de 1. Exceptionnellement, la seconde personne reçoit un poids de 0,4. Les adultes supplémentaires reçoivent un poids de 0,4 et les enfants supplémentaires un poids de 0,3.

La figure 10 présente l'évolution de la dépense moyenne ajustée à l'échelle d'équivalence de Statistique Canada pour le Québec et le RdC. Similaire aux courbes précédentes, la courbe de dépense moyenne du Québec est en dessous de celle du reste du Canada. La dépenses pour le RdC affiche une croissance annuelle moyenne de 1,4 % et de 1,3% au Québec. Cette fois-ci la dépense du Québec représente en moyenne 88% de la dépense du RdC.

¹² Le Québec fait bonne figure même en décomposant le reste du Canada en régions. Seule la région de l'Atlantique a une moyenne inférieure à celle du Québec avec 0,318. L'Ontario a la moyenne la plus élevée à 0,327 suivie par la Colombie-Britannique à 0,323. Les Prairies ont une moyenne de 0,319.

¹³ Un adulte est une personne ayant 16 ans et plus au moment de l'enquête, de 0 à 15 ans la personne est considérée un enfant selon cette échelle.

4.5 ÉVOLUTION DES INDICATEURS D'INÉGALITÉS DE CONSOMMATION AJUSTÉS AVEC L'ÉCHELLE D'ÉQUIVALENCE DE STATISTIQUE CANADA

La figure 12 présente l'évolution des ratios de rang centile pour le Québec et le RdC. Pratiquement identique à celles de la figure 8, les courbes affichent les mêmes tendances et les échelles de valeurs sont similaires. La figure 13 présente l'évolution du coefficient de Gini calculé par la dépense ajustée avec l'échelle d'équivalence de Statistique Canada. On observe que nos résultats ne sont pas sensibles au type d'échelle utilisée.

5 ANALYSE DES INÉGALITÉS AVEC LES DÉPENSES DES MÉNAGES AVEC AJUSTEMENTS POUR LES LOYERS ET LE LOISIR

Les données brutes de Statistique permettent d'obtenir une image assez nette des inégalités de consommation. Mais le tableau 3 et la figure 9 montrent qu'ajuster les données de consommation pour tenir compte de la taille du ménage met à jour un portrait différent pour les inégalités de consommation au Québec et dans le reste du Canada. Pour les figures suivantes, deux modifications sont apportées aux dépenses pour qu'elles soient encore plus représentatives du niveau de vie des ménages. Premièrement, les loyers sont imputés, avec la méthodologie décrite dans la section 2. Deuxièmement, les montants consacrés aux loisirs sont exclus car ils sont identifiés comme la source de décroissance marquée observée un peu avant 2010.

La figure 14 présente l'évolution des dépenses de loisirs pour l'ensemble des ménages canadiens de 1969 à 2013. L'importante chute des dépenses de loisir visible entre 2009 et 2010 fait en sorte que cette catégorie de dépenses en 2010 est en moyenne 69% moins élevée que l'année précédente. Cette importante variation s'explique par le changement dans la collecte des données sur les dépenses par Statistique Canada qui a eu lieu en 2010¹⁴.

Les dépenses de loisirs représentent en moyenne 10% du total des dépenses de l'ensemble des ménages pour la période allant de 1969 à 2009. En 2010, elles chutent à 2% du total des dépenses. La figure 15 montre l'évolution de la dépense totale, de nos

¹⁴ À partir de 2010, les répondants remplissent un cahier de leurs dépenses sur une période d'environ deux semaines au lieu d'estimer les montants de dépenses annuelles.

catégories de dépenses¹⁵ et de nos catégories de dépenses sans loisir. On constate que les pentes des trois courbes sont pratiquement identiques jusqu'en 2010 où les deux courbes contenant les dépenses de loisirs affichent un recul¹⁶. Exclure les dépenses de loisir permet de réduire la volatilité de la série étudiée et offre ainsi une vision plus nette de l'évolution des tendances.

5.1 STATISTIQUES AVEC LES LOYERS IMPUTÉS ET SANS LES LOISIRS

L'étendue temporelle de la période d'analyse repose sur l'utilisation de deux enquêtes de Statistique Canada : le FAMEX et l'EDM. Bien que l'EDM reprenne le FAMEX, quelques différences existent entre les deux enquêtes. L'EDM contient quelques questions pertinentes à l'imputation des loyers qui ne sont pas dans le FAMEX. Parmi ces variables il y a le nombre de salle de bain dans le logement, le nombre de chambres à coucher, si le logement nécessite des réparations et quelques autres attributs¹⁷. De plus, dans les enquêtes du FAMEX, l'âge du chef de ménage est une variable catégorique alors qu'elle est une variable continue dans l'EDM. Ceci fait en sorte que l'estimation du loyer imputé peut être plus précise lorsque faite seulement sur la base de données de l'EDM. Alors, pour permettre d'étudier la tendance sur l'ensemble des années, le modèle d'imputation du FAMEX est appliqué aux données de l'EDM. Ensuite, pour tirer un maximum d'information, l'EDM est analysée à l'aide d'un modèle d'imputation plus précis pour lequel les variables indisponibles dans la première enquête sont ajoutées. Chaque modèle estime un niveau de loyer imputé moyen différent comme présenté dans le tableau 4. Cependant, les deux modèles prédisent un loyer moyen plus élevé pour les propriétaires avec une différence encore plus importante pour le modèle élaboré.

Pour avoir une image plus claire de l'évolution des inégalités à travers le Québec et le reste du Canada, la population sera séparée en deux groupes : les ménages d'un seul membre et les ménages composés de plus d'un membre. Les ménages de plus d'un membre comprennent les ménages avec enfants touchés par plusieurs politiques familiales depuis

¹⁵ La principale différence est que nous excluons les dépenses de taxes du total.

¹⁶ Les dépenses brutes de Statistiques Canada reculent de 2,4% en 2010 par rapport à 2009 alors que nos dépenses incluant les loisirs reculent de 4,5%.

¹⁷ Les deux modèles sont présentés dans les appendices.

2000 en particulier au Québec. Nous présentons dans une annexe électronique un découpage des ménages en 4 types, personnes seules, ménages en couples sans enfants, couples avec enfants, et famille type de deux adultes, et deux enfants, les conclusions sont très semblables à celles présentées ici, mais vu les échantillons plus petits pour chaque la volatilité des séries est beaucoup plus grande donc les résultats moins nets.

5.2 ÉVOLUTION DE LA DÉPENSE MOYENNE PAR MÉNAGE (ÉCHELLE D'ÉQUIVALENCE – MODÈLE SIMPLE)

Avec le modèle simple nous estimons une fois de plus l'évolution du revenu moyen par ménage sur l'ensemble des enquêtes. La figure 16 présente l'évolution de la dépense moyenne des ménages d'un seul membre au Québec et dans le reste du Canada. Puisque les ménages ne sont composés que d'un seul membre, les échelles d'équivalences n'ont évidemment pas d'effet sur les résultats.

Comme précédemment, la dépense moyenne par ménage québécois est inférieure à celle du reste du Canada. En moyenne la dépense des québécois équivalent à 87 % de celle du reste du Canada. Le taux de croissance annuel moyen des dépenses du reste du Canada est de 0,55% contre 0,41% au Québec.

La figure 17 présente l'évolution de la dépense moyenne des ménages de plus d'un membre au Québec et dans le reste du Canada ajustées à l'aide des échelles d'équivalences. Pour les ménages de plus d'une personne, la dépense québécoise est inférieure à celle du reste du Canada (de 89% en moyenne). Le taux de croissance annuel moyen¹⁸ de la dépense dans le reste du Canada est de 0,38 % contre 0,26 % au Québec.

5.3 ANALYSE DES INÉGALITÉS (ÉCHELLE D'ÉQUIVALENCE ET MODÈLE SIMPLE)

Cette analyse se fait de 1997 et après parce que le modèle élaboré ne peut s'estimer que pour ces années. Après avoir ajustée la dépense avec le loyer imputé à partir du modèle simple, nous traçons l'évolution des inégalités dans le temps. La figure 18 présente l'évolution des ratios de rang centile des ménages d'un seul membre pour le Québec et le reste du Canada. Pour les deux ratios, ils restent, au Québec, en deçà de ceux du RdC. Pour

¹⁸ La moyenne des taux de croissance des dépenses soumises à chacune des échelles d'équivalence.

les ménages d'un seul membre, le ratio des dépenses du 50^e percentile sur le 10^e est resté stable sur l'ensemble de la période retenue, ceci autant au Québec que dans le reste du Canada. Le ratio est légèrement plus élevé au début et à la fin de la période mais il se maintient en moyenne à 2,05 pour le reste du Canada et 1,88 au Québec. Le ratio 90/10 affiche une tendance à la hausse pour les deux groupes.

La figure 19 présente l'évolution du coefficient de Gini pour les ménages d'un seul membre au Québec et dans le reste du Canada. Encore une fois, le coefficient du Québec indique une répartition de la dépense plus égalitaire pour la majorité des. Les deux courbes affichent une forte tendance à la hausse sur l'ensemble de la période.

La figure 20 montre l'évolution de l'indice de Palma (Sumner et Cobham 2013) pour les ménages d'une seule personne pour le Québec et le reste du Canada. Cette fois, le Québec est en moins bonne posture que le reste du Canada. L'indice de Palma est le ratio de la somme des dépenses des ménages aux sommets de la distribution (10 %) divisé par la somme des dépenses des ménages au bas de la distribution (40 %). De plus, l'indice de Palma du Québec affiche une tendance à la hausse sur l'ensemble de la période. Le reste du Canada par contre montre deux changements. Une diminution de l'indice de Palma jusqu'à la fin des années 2000, mais une hausse rapide par la suite. Nous reviendrons plus loin pour discuter de ce renversement par rapport au Gini et au ratio 90-10.

La figure 21 présente l'évolution de la proportion des ménages d'un seul membre se trouvant sous le seuil de pauvreté de l'OCDE (un ménage pauvre consomme moins que 50% de la consommation médiane) pour le Québec et le reste du Canada. Pour la majorité des enquêtes, il y a moins de ménages québécois en proportion sous le seuil de pauvreté de l'OCDE que dans le reste du Canada. L'analyse pour les ménages de plus d'un membre montre des conclusions assez semblables donc nous ne la reprendrons pas ici et passons directement à l'analyse avec le modèle élaboré.

5.4 ÉVOLUTION DES DÉPENSES AVEC IMPUTATIONS PRODUITES PAR LA MODÈLE ÉLABORÉ

La figure 22 présente l'évolution de la dépense moyenne par ménage d'un seul membre pour l'ensemble du Canada¹⁹. Ces statistiques incluent le loyer imputé mais avec le modèle

¹⁹ Ensemble du Canada à l'exception des résidents des territoires.

élaboré pour 1997 et après et excluent les dépenses de loisirs. La dépense moyenne des ménages est de 25 600\$ en 1997 et augmente de façon régulière pour s'établir à 32 200\$ en 2012-2013²⁰, soit un taux de croissance annuel moyen de 1,4%.

La figure 23 présente l'évolution de la dépense par ménage canadien de plus d'une personne. La dépense brute est de 52 600\$ en 1997 et augmente jusqu'à 60 200\$ en 2012-2013. Avec les échelles d'équivalence de la racine carrée et de Statistique Canada, la dépense moyenne par ménage de plus d'un membre sont respectivement de 30 200\$ et 29 600\$ en 1997, et sont de 35 400\$ et 34 800\$ en 2012-2013. Il s'agit d'une croissance annuelle moyenne de 1 %, légèrement inférieur au 1,4 % pour les ménages d'un membre.

On observe dans la figure 24 que le ménage québécois d'une personne dépense moins en moyenne que le ménage du reste du Canada. La moyenne des différences dans la consommation sur l'ensemble des années est d'environ 3 800\$. Bien que la figure montre que la dépense des deux groupes augmente de façon similaire sur l'ensemble de la période, le taux de croissance annuel moyen de la dépense moyenne au Québec est de 1,48 % alors qu'il est de 1,41 % pour le reste du Canada. En étudiant les régions individuellement, le Québec se situe au milieu du peloton derrière les Prairies et les provinces de l'Atlantique²¹.

La figure 25 montre l'évolution des dépenses des ménages québécois et du reste du Canada selon les deux échelles d'équivalence de consommation. Les lignes pleines représentent les dépenses ajustées selon la racine carrée de la taille du ménage et les lignes pointillées les dépenses ajustées selon l'échelle d'équivalence de Statistique Canada. Les courbes de dépenses agissent de façon identique avec les deux échelles d'équivalences. Encore une fois, les ménages québécois débutent bien en deçà des ménages du reste du Canada avec, en moyenne, 3 600\$ de dépenses de moins²². Comme pour les ménages d'un seul membre, les dépenses des ménages québécois rattrapent lentement celles du reste du Canada en ayant une croissance annuelle moyenne de 1,2 % contre 0,94 %. Cette fois-ci, le Québec se situe au second rang des régions en termes de croissance de ses dépenses derrière les provinces de l'Atlantique²³.

²⁰ Les dernières années d'enquêtes ont été regroupées par nécessité d'avoir un nombre suffisamment grand d'observations.

²¹ Prairies 1,81% ; Atlantique 1,6 % ; Québec 1,48 % ; Colombie-Britannique 1,39% ; Ontario 1,19%.

²² La différence est de 3 750 avec la racine carrée et 3 470 avec l'échelle de Statistique Canada.

²³ Atlantique 1,35 % ; Québec 1,21 % ; Colombie-Britannique 1,20% ; Prairies 0,90 % ; Ontario 0,77 %.

5.5 ÉVOLUTION DES INÉGALITÉS (ÉCHELLE D'ÉQUIVALENCE – LOYERS IMPUTÉS)

Pour les ménages avec une personne, figure 26, autant au Québec que dans le reste du Canada les ratios de rangs centiles sont stables dans le temps, tout en variant légèrement d'une année sur l'autre. Pour le reste du Canada, les ratios 50/10 et 90/10 n'affichent pas de tendance à la hausse ou à la baisse. Les ratios au Québec sont strictement inférieurs à ceux du reste du Canada à l'exception des enquêtes 2010-2011 où au Québec les ratios sont plus élevés. Les moyennes sur l'ensemble des années sont respectivement de 2,09, et 4,63 pour le reste du Canada contre 1,90 et 3,97 au Québec. En moyenne, le ratio 50/10 est de 0,19 et le ratio 90/10 de 0,66 plus élevé que dans le reste du Canada qu'au Québec. En décomposant le Canada en régions, le Québec se situe au premier rang en ce qui attrait aux inégalités analysées par ratio des rangs centiles²⁴.

La figure 27 présente l'évolution des ratios de rang centile au Québec et dans le reste du Canada avec les deux échelles d'équivalence de consommation. Les courbes pleines représentent les ratios avec l'échelle d'équivalence de la racine carrée de la taille du ménage et les lignes pointillées l'échelle de Statistique Canada. Comme pour les ménages d'une seule personne, les ratios 50/10 et 90/10 sont strictement inférieurs au Québec par rapport au reste du Canada. Les moyennes des ratios pour la période sont de respectivement 1,99 et 3,53 pour le reste du Canada contre 1,86 et 3,20 pour le Québec. Le ratio 90/10 est très stable dans les deux régions. Le modèle élaboré avec loyer imputé et sans dépenses de loisir montre clairement que les inégalités sont plus faibles au Québec que dans le reste du Canada.

La figure 28 présente l'évolution de la proportion des ménages d'un seul membre qui se retrouvent sous le seuil de pauvreté de l'OCDE au Québec et pour le reste du Canada. Comme pour l'analyse des ratios de rangs centile, les ménages d'un seul membre au Québec sont dans une situation plus équitable que pour leur équivalent dans le reste du Canada sauf pour la période 2010-2011. La proportion moyenne de ménages sous le seuil de pauvreté est trois points de pourcentage inférieur au Québec. La proportion des ménages sous le seuil de l'OCDE affiche une tendance à la hausse au Québec, mais aussi dans le

²⁴ L'ordre est Québec, Atlantique (1,89; 4,04), Prairies (1,94; 4,23), Ontario (2,14; 4,76) et Colombie-Britannique (2,17; 4,79)

reste du Canada même si elle est moins forte. Le Québec se situe au second rang parmi les régions en proportion des ménages d'un membre sous le seuil de pauvreté de l'OCDE derrière les provinces de l'Atlantique.

La figure 29 présente l'évolution, au Québec et pour le reste du Canada, de la proportion des ménages de plus d'une personne se retrouvant sous le seuil de pauvreté de l'OCDE. Les lignes pleines représentent les proportions ajustées avec la racine carrée de la taille du ménage et les lignes pointillées l'échelle de Statistique Canada. Tout comme pour l'analyse des ratios, les ménages du Québec sont en proportion beaucoup moins sous le seuil de l'OCDE que leurs homologues dans le reste du Canada.

Une fois de plus, le ratio de Palma montre une image différente, et ce plus clairement que plus haut, de celles des mesures d'inégalités présentées dans cette section. Cette fois, les ménages québécois présentent, Figure 30, en moyenne, un ratio plus élevé que leurs homologues du reste du Canada. En plus, d'avoir un ratio supérieur au Québec, on obtient que pour la majorité des années il est au-dessus de 1, ce qui signifie que les 10 % des ménages d'un membre au Québec dépense en totalité plus que les 40 % du bas de la distribution de la consommation. Le ratio est en moyenne de 1,11 au Québec et de 0,98 dans le reste du Canada. Aucune des courbes n'affiche de tendance à la hausse ou à la baisse. La figure 31 présente l'évolution du ratio de Palma pour les ménages de plus d'une personne. Pour ces derniers aussi, le Québec affiche un ratio de Palma supérieur à celui des ménages dans le reste du Canada. La moyenne des ratios au Québec est de 0,84 et dans le reste de Canada 0,68. Les ratios de Palma des ménages de plus d'un membre sont strictement inférieurs à ceux d'une seule personne autant au Québec que pour le reste du Canada.

La figure 32 présente l'évolution du coefficient de Gini pour les ménages d'une seule personne au Québec et dans le reste du Canada. Comme pour l'analyse par rang centile et seuil de l'OCDE, encore une fois, au Québec les inégalités mesurées par ce coefficient est inférieure à celle du reste du Canada avec un coefficient de Gini moyen de 0,30 contre 0,34. Par contre, alors que le coefficient reste stable au Québec, il diminue légèrement dans le reste du Canada et vient réduire l'écart d'inégalité entre les deux populations.

La dernière mesure utilisée est le seuil de pauvreté basé sur la mesure du panier de consommation « ...une mesure de faible revenu basée sur le coût d'un panier de biens et

de services correspondant à un niveau de vie de base »²⁵. Le coût monétaire du panier est mesuré pour une famille de deux adultes et deux enfants et utilise l'échelle d'équivalence de la racine carrée pour ajuster la taille du panier à la taille du ménage. Les figures 33 et 33 montrent la proportion des ménages d'une personne et de plus d'une personne sous ce seuil. La proportion des ménages de plus d'une personne sous ce seuil sont clairement est clairement plus faible au Québec que dans le reste du Canada.

6 Analyse de régression

Des analyses de régression ont été produites dans le but de dégager des corrélations permettant de mieux saisir l'évolution des inégalités au pays. Les indices d'inégalités sont construits par enquête, région (1 provinces de l'Atlantique, 2 Québec, 3 Ontario, 4 Prairies, 5 Colombie-Britannique), et types de famille, (1, ménage avec personne seule, 2, couples sans enfants, 3, ménages de plus d'un membre à l'exception des couples sans enfants et des familles « types », 4, familles types i.e. 2 adultes et 2 enfants.). Puisqu'il y a 19 enquêtes (les enquêtes post-2010 ne sont pas inclus à causes d'échantillon de taille trop faible pour les cellules) cela fait en tout 380 observations ($19 \times 5 \times 4 = 380$). Les indicateurs suivants sont construits pour chacune des 380 cellules :

Le logarithme naturel du coefficient de Gini

Le logarithme naturel de la proportion de ménages sous le seuil de pauvreté de l'OCDE

Le logarithme naturel de la variance du log des dépenses des ménages

Le logarithme naturel du coefficient de l'indice de Palma

Le logarithme naturel du ratio du 50e percentile des dépenses sur le 10e percentile

Le logarithme naturel du ratio du 90e percentile des dépenses sur le 10e percentile

Le logarithme naturel du ratio du 90e percentile des dépenses sur le 50e percentile.

Chacun de ces indices est régressé sur les variables suivantes calculées pour la cellule sauf le taux de chômage:

Le revenu moyen des ménages

Le taux d'imposition moyen des ménages

²⁵ Statistique Canada : Série de documents de recherche - Revenu

Taux de transferts moyen reçu par les ménages
Âge moyen de la tête des ménages
Proportion des détenteurs de diplôme universitaires
Proportion d'immigrant de 1ere génération
Taux de chômage par région
La proportion de ménages monoparental.

Des effets fixes de région en interaction avec le type de ménages et des effets fixes d'enquêtes sont ajoutés à la régression. Les résultats se retrouvent dans le fichier `regression_ménages` en appendice électronique. De manière générale, la relation entre le revenu moyen par cellule et les indices est positif et statistiquement significatif pour le Gini et le ratio 90-10. Pour presque chaque indice, le coefficient sur le taux de taxation moyen est négatif et significatif pour 5 indices sur 7. Pour les transferts, seul le coefficient pour le Palma est significatif et positif. Pour l'âge, l'effet est positif et significatif pour le Palma et négatif pour le ratio 50-10. Rien n'est significatif pour l'éducation. Pour la proportion d'immigrants, 5 coefficients sur 7 sont positifs et significatifs. Le taux de chômage régional est plutôt positif mais pas significatif, et le pourcentage de familles monoparentales a des effets significatifs et positifs pour 3 indices sur 7. Pour les effets fixes de type de ménages en interaction avec la région, le cas de référence est « ménage avec personne seule vivant dans les provinces de l'Atlantique ». Les estimés ne montrent aucune différence entre ce cas, et les ménages avec personnes seules dans les autres provinces (21.id, 31.id, 41.id, et 51.id.) pour tous les indices. Pour la très majorité des autres cas sauf le Palma les coefficients sont significatifs et négatifs. Ce qui signifie que par rapport aux personnes seules, les ménages plus nombreux sont moins inégaux. Pour le Gini et le 90-10 et la variance du log, les effets d'interaction ne sont pas très différents d'une région à l'autre. Pour le log du taux de pauvreté, les coefficients du Québec et de l'Alberta sont nettement plus négatifs que ceux des autres régions et ce pour les 3 types de ménages autre que pour les ménages avec personne seule. Pour les effets de temps capturés par les effets d'enquêtes, qui ont comme référence l'enquête de 1969, une augmentation soutenue de la valeur des coefficients (sauf pour le Palma) qui atteint des sommets autour de 2000 puis une certaine stabilité jusqu'en 2010, ce qui correspond aux graphiques plus haut.

Il est intéressant de constater que les effets fixes du Québec sont sensiblement les mêmes que ceux des autres provinces pour les indices basés sur la distribution comme le Gini et le 90-10 mais qu'ils sont assez différents pour le seuil de pauvreté. Ceci est différent des graphiques plus haut alors que le Québec se démarque assez clairement pour ces indices en étant systématiquement plus bas depuis 1997 approximativement. Il est possible que cette différence observée dans les graphiques s'explique par un taux d'imposition moyen plus haut, un taux d'immigration plus bas au Québec, un revenu moyen plus bas, et enfin un taux de monoparentalité plus élevé, quatre variables explicatives qui sont présentes dans la régression et qui pourraient expliquer les différences entre le Québec et le reste du Canada dans nos graphiques. Aussi, seuls le taux de transfert et l'immigration sont significatifs dans la régression avec l'indice Palma et ce sont deux variables qui sont clairement différentes au Québec par rapport au reste du Canada et pourrait expliquer ce qu'on observe dans les graphiques au sujet de l'évolution de l'indice Palma.

7 Analyses par cohortes

Nous présentons en appendice électronique des graphiques de l'évolution des inégalités pour 5 cohortes de naissance basées sur l'année de naissance du chef, et tous les ménages. Des analyses séparées par type de ménages donnent des résultats trop imprécis pour discussion à cause de la trop faible taille des observations.

De manière générale, pour chaque cohorte de naissance, les inégalités sont assez semblables pour la première année d'observation et pour le Québec et le reste du Canada avec le Gini, sauf pour la plus récente cohorte (2005) dans le cas hors-Québec, alors que les inégalités sont plus fortes autant par rapport aux plus anciennes hors-Québec que par rapport à celle de 2005. Aussi, pour chaque cohorte, l'évolution des inégalités augmente plus avec les années dans le reste du Canada qu'au Québec.

Dans le cas du ratio 90-10, les inégalités augmentent de manière plus marquée pour la première observation des plus vieilles aux plus jeunes cohortes dans le reste du Canada. Cependant, pour une cohorte donnée, les inégalités inter-cohortes augmentent au Canada avec les années, ce qui est beaucoup moins vrai au Québec. L'analyse par cohorte montre une fois de plus que les inégalités sont moins fortes au Québec d'une génération à l'autre

ainsi qu'à travers le temps pour une génération donnée. Des analyses de régression ont cherché à pousser l'analyse un peu plus loin. Pour les variables explicatives vues plus haut, les effets estimés sont semblables, cependant, nous n'avons pu séparer correctement les effets générationnels, des effets d'âge, de effets d'année. Des recherches futures chercheront à mieux saisir ces différences.

8 Pauvreté, inégalités et structure de la consommation des ménages québécois

Les ménages satisfont une très grande partie de leurs besoins quotidiens à travers la consommation marchande de biens et services. L'auto-production, l'aide en nature des proches ou le recours aux banques alimentaires ne sont pas négligeables, certes, mais le recours à la sphère marchande reste dominant et les enquêtes budgétaires constituent un moyen classique pour étudier les conditions de vie des familles et des ménages depuis l'origine des sciences sociales. Les enquêtes disponibles des années 1969 à 2014 permettront d'étudier la différenciation transversale des besoins révélés par les dépenses entre les différentes classes socioéconomiques chaque année mais aussi leur évolution temporelle sur presque un demi-siècle.

Nous examinerons d'abord la structure des dépenses des ménages, caractérisée par leur distribution en dix grandes fonctions de consommation : alimentation, logement, équipement, transport, habillement, loisirs, protection, santé et soins personnels, éducation et dépenses diverses, ce qui permettra d'analyser la nature des besoins des ménages. Le statut socioéconomique de ces derniers sera spécifié à l'aide de trois indicateurs, soit l'état de pauvreté (pauvres ou non-pauvres), la situation des ménages par rapport à la médiane (<75, 75-100, 100-150 et 150+) et les quintiles de revenus disponibles par unité tels que définis plus haut dans ce rapport. Ces trois indicateurs caractérisent la pauvreté, la polarisation et l'inégalité des revenus. Nous analyserons les tendances d'ensemble, mais nous distinguerons aussi quatre types de ménages afin de caractériser plus finement les modes de vie : personnes vivant seules, couples sans enfant présent, familles types (couple et deux enfants) et familles monoparentales.

Deux perspectives seront mises de l'avant, soit une perspective transversale (i.e. chaque année) et une perspective longitudinale. Nous analyserons d'abord l'évolution d'ensemble des coefficients d'effort des ménages – soit le poids des dix fonctions de consommation retenues entre 1997 et 2011 – puis les différences entre les classes

socioéconomiques au fil des ans (différenciation sociale) et les changements observables dans le temps (diffusion temporelle).

Structure des besoins entre 1997 et 2011

Le tableau 1 donne la structure des besoins satisfaits dans la sphère marchande entre 1997 et 2011. Au total, la part des dépenses des ménages est en baisse dans trois fonctions de consommation : l'alimentation, l'habillement et les loisirs. Dans les deux premiers cas, rien de surprenant, car cette évolution à la baisse était déjà caractéristique des périodes précédentes. La diminution observée dans le cas des loisirs est nouvelle, car le poids de ces dépenses avait augmenté de manière continue jusqu'au milieu des années 1990.

Cinq fonctions de consommation sont en hausse au cours de cette période. La fonction transport connaît l'augmentation la plus importante, passant de 15,4 % à 18,7 % du total des dépenses, suivi par la fonction protection (qui inclut les charges reliées au travail salarié telles que l'assurance chômage ou la cotisation pour les congés parentaux) et, dans une moindre mesure, par les dépenses diverses, l'équipement du foyer et les dépenses en santé/soins personnels.

L'importance relative de deux fonctions est stable en 15 ans, soit la fonction logement et la fonction éducation.

Derrière ces données globales se cachent d'importantes différences entre les classes socioéconomiques, entre ménages pauvres et non pauvres et entre les ménages propriétaires avec hypothèque, propriétaires sans hypothèques et locataires, sans oublier la variable modes de vie, soit le fait de vivre en solo, en couple sans enfant présent et en familles. L'analyse de ces données exigerait de longs développements. Nous nous en tiendrons à l'étude de la différenciation transversale et à celle de la convergence dans le temps. Les tableaux sur les autres aspects sont cependant annexés.

Différences transversales

La part du budget de dépenses des ménages régresse en importance relative à mesure que s'élève le revenu familial dans le cas de trois fonctions de consommations : l'alimentation, le logement et la santé (incluant les soins personnels). Ce sont là trois besoins fondamentaux qui contraignent les ménages les plus pauvres et à faibles revenus.

La loi classique mise en évidence par Ernst Engel au XIXe siècle se confirme sur le plan transversal mais aussi – comme on le verra plus loin – sur le plan temporel. Rappelons la formulation qu'il en donnait : plus le niveau de vie d'une famille s'élève, plus la part du budget consacrée à l'alimentation diminue. À l'époque d'Ernst Engel (XIXe siècle), le défi quotidien des familles ouvrières était de se nourrir et le coefficient alimentaire dépassait les 50 % dans l'enquête belge qu'il a analysée. Plus près de nous, l'enquête de Tremblay et Fortin (1964) réalisée en 1959 avait observé que le coefficient alimentaire comptait pour 39% au total dans la structure des besoins des familles salariées au Québec. Cette part n'a cessé de diminuer au fil des ans (voir Langlois 2008; Gardes, Langlois et Bibi 2010). C'est là un changement majeur et historique.

Les données que nous analysons confirment cette tendance historique. En 1969, 30,3 % des dépenses par unité de consommation des ménages au sein du premier quintile de revenus disponibles (Q1) allaient à l'alimentation, contre 22,4 % dans le Q5. Ce poste venait donc au premier rang dans la structure des besoins à l'époque dans toutes les classes socio-économiques, et son importance relative diminuait à mesure que progressait le revenu disponible par unité dans les ménages. Cette proportion a diminué à 22 % dans le quintile inférieur (Q1) et à 16 % dans Q5 en 1997, puis à 16,5 % dans Q1 et 15,6 % dans Q5 en 2011. Fait à noter, la diminution du coefficient budgétaire pour l'alimentation a été plus prononcée chez les pauvres et dans les ménages à faibles revenus dans le dernier tiers du XXe siècle. Deux tendances expliquent cette régression chez les ménages les moins favorisés. D'un côté, il y a eu une certaine hausse dans les années 1970 et 1980 de la protection du revenu chez les ménages les moins favorisés. Mais il faut aussi noter que les autres postes budgétaires – reflétant des besoins fondamentaux à satisfaire tel que le logement ou les transports – ont aussi contraint le budget alimentaire de ces familles, entraînant des privations sur le plan de l'alimentation.

La relation statistique entre le revenu par unité de consommation et le coefficient d'effort consacré à la fonction logement suit la même tendance. Chaque année d'enquête, le coefficient pour la fonction habitation est moindre à mesure que s'élève le revenu disponible. En 1969, la part du logement pesait pour 28,5 % dans le quintile inférieur des revenus (Q1) contre 18,8 % dans le quintile supérieur (Q5). En 2011, les coefficients étaient de 33,6 % et 22,7 % respectivement. L'effort consenti au logement est donc important chez les pauvres et au sein des ménages à faibles revenus, ce qui contraint la satisfaction des autres besoins. Soulignons aussi un important changement survenu dans cette période, puisque la fonction logement devance celle de l'alimentation dans la structure des besoins. L'examen de la mesure de pauvreté MPC confirme cette tendance. Depuis l'année de référence 2002 (première année disponible pour cette mesure), la part des dépenses des ménages pauvres pour le logement est nettement plus grande, soit environ 33% du total, que la part observée dans les ménages non pauvres (autour de 25 %).

A l'effet du revenu disponible qui vient d'être noté s'ajoute l'influence du mode de vie dans individu, notamment le fait de vivre en solitaire ou d'avoir la charge d'enfant. Le fait de vivre seul implique pour sa part un effort budgétaire plus important consenti au logement (autour de 31%) que dans les autres types de ménages (autour de 25%). Revenus disponibles et types de ménages combinent ici leurs effets négatifs. Il faut noter au passage que ce coefficient budgétaire a diminué au sein des familles monoparentales québécoises dans les années 2000, résultat tangible de plusieurs mesures les visant spécifiquement (crédits d'impôts) sans oublier la plus grande implication des femmes sur le marché du travail. La fonction logement doit être maintenant considérée comme un important indicateur de niveau de vie, à cause de son effet structurant sur les autres dépenses.

Les dépenses pour la santé et les soins personnels pèsent plus lourd dans les budgets de ménages les moins favorisés et leur importance relative situe cette fonction de consommation au sixième rang (sur dix) dans la structure des besoins distinguée dans cette analyse (5,6% dans Q1 en 2011 et 4,7% dans Q5).

A l'inverse des tendances décrites plus haut, cinq fonctions de consommation ont vu leur poids relatif s'accroître nettement à mesure que s'élève le revenu disponible, soit les postes transports, protection, habillement, éducation et dépenses diverses, et ce, dans

toutes les années considérées. Les ménages les plus riches sont les mieux en mesure de satisfaire ces besoins.

Tout d'abord, la fonction transport a augmenté en importance relative et en volume dans la consommation marchande. Elle est devenue un besoin incontournable, y compris pour les ménages les moins bien nantis comme on le verra plus loin. Son poids est plus important dans les budgets des ménages les plus riches (Q5), soit 18,9%, tout juste après le logement (22,7%) et devant l'alimentation (15,6%). C'est là un changement historique notable. La multimotorisation et l'achat de voitures plus luxueuses en sont l'explication. Rappelons que l'importance de la fonction transport a été reconnue et prise en compte dans l'établissement du panier de consommation de la MPC, la mesure de pauvreté qui a remplacé le LICO de Statistique Canada.

La fonction protection regroupe les diverses assurances personnelles et les dépenses associées au travail salarié. Plus les revenus disponibles des ménages sont élevés, plus ils sont en mesure de protéger leurs revenus contre les aléas de la vie personnelle et professionnelle. Les écarts entre pauvres et riches sont même très grands pour cette fonction (la part du budget est de 4,2 % dans Q1 et de 12,4 % dans Q5).

La part des dépenses pour la fonction habillement augmente aussi en fonction du revenu disponible et ce, chaque année examinée. Les ménages les plus favorisés sur le plan monétaire ont une marge de manœuvre plus grande qui leur permet de consommer davantage en volume et en proportion relative afin de satisfaire ce besoin, qui vient au huitième rang parmi les dix fonctions de consommation retenues.

Les dépenses diverses (frais de notaire, frais funéraires, par exemple) augmentent aussi en volume et en importance relative à mesure que s'élève le revenu. Il en va de même pour le poste éducation qui comprend les frais de garde d'enfants.

Enfin, la dernière fonction de consommation, l'équipement du foyer en biens durables, échappe à cette différenciation continue (à la hausse ou à la baisse) en fonction du revenu disponible. Cette fonction de consommation était plus élevée dans les ménages à bas revenus (Q1) au début de la période examinée puis les différences se sont fortement atténuées (et sont même disparues) dans les années 2000, avant de réapparaître à partir de la crise de 2008.

Évolutions temporelles

Considérons maintenant les évolutions temporelles. Comme la structure des besoins a considérablement changé entre 1969 et 2011 dans toutes les classes socioéconomiques, y compris au sein des ménages pauvres, peut-on alors parler de convergence entre les classes ? La structure des besoins des ménages pauvres s'est-elle rapprochée de celle des ménages plus favorisés ?

Précisons tout de suite que les ménages pauvres et à faibles revenus vivent dans la même société que les autres et qu'ils ont des besoins émergents qui se ressemblent. C'est le cas pour des dépenses en communication (téléphonie, câble pour la télévision, etc.), pour les loisirs, pour les transports, etc. Pour cette raison, les dépenses en communications ont été prises en compte dans le panier de consommation de la mesure MPC adoptée en 2002.

La diffusion transversale et la différenciation temporelle vont dans le même sens – à la hausse ou à la baisse, selon le cas – pour sept fonctions de consommation sur les dix que nous avons distinguées. Elles convergent à la hausse dans six cas, soit le transport, les loisirs, l'éducation, la santé, l'équipement du foyer et les dépenses diverses, et elles vont aussi dans le même sens, mais à la baisse cette fois, pour l'habillement. Dans tous ces postes budgétaires, la différenciation entre les classes socioéconomiques observable sur le plan transversal (une année donnée) se maintient dans le temps, mais les écarts notés entre les classes peuvent se rétrécir ou s'accroître. Autrement dit, les différentes classes se retrouvent sur une sorte d'escalier roulant et elles évoluent dans la même direction pour un certain nombre de postes importants de consommation, alors que la hauteur des marches qui les séparent peut cependant varier, comme on le verra.

Considérons d'abord la fonction transport, plus importante au sein des ménages les plus riches, mais qui accroît aussi son importance dans toutes les classes socioéconomiques au fil des ans. Cette tendance traduit un besoin largement diffusé. Les ménages riches (Q5) consacrent une plus grande part de leurs dépenses au poste transport que les ménages les moins fortunés (Q1), mais ils ont accru dans les deux cas leurs dépenses. L'évolution temporelle a convergé dans le même sens que la différenciation sur le plan transversal. Pour être plus précis, la part de cette fonction dans Q1 est passée de 9,6% en 1997 à 17,3 % en 2011, et celle observée dans le quintile supérieur (Q5) a aussi augmenté de 17,1% à 18,9 %, mais dans une moindre mesure.

Le poste de dépenses pour la protection (assurances diverses et cotisations obligatoires liées au travail salarié comme l'assurance-chômage) suit les mêmes tendances de convergence. Les ménages les plus riches (Q5) consacrent une part élevée de leurs dépenses pour ce poste, et cette part va en augmentant dans le temps (10,9 % en 1997 et 12,4 % en 2014). De leur côté, les ménages au bas de l'échelle des revenus disponibles (Q1) consacrent une part nettement moins importante à cette fonction (2,3 % en 1997) mais elle a aussi augmenté dans le temps (4,2 % en 2011). Les ménages les plus favorisés parviennent à mieux protéger leurs revenus contre les aléas de la vie, et ils améliorent cette protection au fil des ans, mais on observe la même tendance à une hausse dans les diverses classes socioéconomiques à cause de certains prélèvements obligatoires de la part de l'État. Cependant, les ménages à faibles revenus ne parviennent pas à protéger leur niveau de vie au moyen de diverses assurances de manière satisfaisante. Cette inégalité devant la protection contribue au maintien ou à l'accentuation des inégalités entre les classes.

Le poste des dépenses diverses suit la même tendance de convergence. Elles sont plus élevées en Q5 et toutes les classes socioéconomiques y consacrent une part plus élevée entre 1997 et 2011.

Les dépenses en éducation sont plus modestes dans cette étude portant sur l'ensemble des ménages car seule une proportion réduite de ces derniers – ceux qui ont des enfants à charge, surtout, mais aussi certains adultes qui retournent aux études – en déclarent. La convergence se dessine car la part des dépenses des ménages les plus riches (Q5) se rapproche de celle des ménages les plus modestes entre 1997 et 2011.

La part des dépenses consacrées à l'alimentation est moins élevée chez les riches que chez les pauvres, comme on l'a vu plus haut. Elle a par contre diminué plus rapidement dans le temps chez les ménages les moins favorisés Q1, passant de 22% à 16,5 %, alors qu'elle baissait de 16 % à 15,6% dans Q5. La diffusion temporelle a été plus rapide que la différenciation sociale. Le poids de la consommation alimentaire chez les ménages dans le quintile inférieur s'est rapproché de celui observé en haut de l'échelle des revenus. Rappelons que le volume et la qualité ne sont pas pris en compte ici, car cette analyse ne porte que sur l'effort budgétaire consenti à la fonction alimentation. La régression observée chez les ménages pauvres s'accompagne sans doute d'un sentiment de privation plus grand comme nous l'avons observé dans d'autres travaux.

La diffusion transversale et la différenciation temporelle vont aussi dans le même sens, à la baisse, pour la fonction habillement. La part de celle-ci est en effet passée de 4,9 % à 3,7% entre 1997 et 2011 dans Q1 et de 6,8% à 5,3% dans Q5. Donc, diminution tendancielle dans les deux classes de revenus, les écarts entre elles demeurant assez constants. Il en va de même pour la fonction équipement ; la diffusion transversale et la différenciation temporelle vont dans le même sens et les écarts entre les classes ne sont pas modifiés dans le temps.

La part des dépenses en loisirs est plus élevée dans les ménages du quintile supérieur (Q5) (9,4%) que dans le quintile inférieur (Q1) (8,0%) et l'écart est resté assez constant jusqu'à la crise de 2008. Par la suite, le poids de cette fonction s'est rapproché dans les diverses classes socioéconomiques et il a diminué dans la même mesure dans toutes les classes de revenus. On peut donc conclure à une certaine convergence temporelle entre les classes, moins nette cependant.

Par contre, les dépenses des ménages divergent nettement dans le temps pour la fonction logement. La diffusion temporelle diffère de la différenciation sociale. La part dévolue au poste logement est plus élevée dans les ménages pauvres que dans les ménages riches quelle que soit l'année. Elle a par ailleurs augmenté entre 1969 et 1996 dans le quintile inférieur (Q1), passant de 28,5 % du total à 39 %, alors qu'elle restait assez stable autour de 19% à 20 % dans le quintile supérieur. Par la suite, le poids de cette fonction de consommation a régressé quelque peu dans toutes les classes socioéconomiques entre 1997 et 2011 et les écarts entre ces dernières sont restés importants (33,6 % dans Q1 et 22,7% dans Q5 en 2011). Il y a donc eu une nette divergence entre les classes pour le logement dans les années 1980 et 1990, et les dépenses en logement pèsent désormais plus lourd dans la structure des dépenses des ménages pauvres et moins favorisés.

CONCLUSION

Quelques faits ressortent assez clairement des statistiques descriptives présentées dans cette étude sur les inégalités. D'abord, les inégalités, au Québec et au Canada peu importe la mesure, ont augmenté de manière assez forte des années 70 jusque vers la fin des années 90. De la fin des années 90 jusqu'à 2013, elles sont restées relativement stables dans les

deux régions. Cependant, depuis le début du troisième millénaire, et en particulier lorsque les loyers imputés sont ajoutés aux dépenses, les inégalités, calculées par des indices classiques (ratio 90/10, Gini) sont nettement moins fortes au Québec que dans le reste du Canada en particulier pour les ménages de plus d'une personne. Cependant, l'indice Palma, montre des inégalités plus fortes au Québec que dans le reste du Canada.

Certaines questions se posent donc concernant cette différence entre le Palma et les autres indices. Premièrement, l'indice Palma n'est pas plus élevé au Québec à cause de la consommation du plus haut décile. En fait le recensement de 2016, montre que le percentile 90 du revenu individuel au Québec est autour de 80000, alors qu'il est de 93,000 pour le Canada entier. Cet écart avec le reste du Canada semble s'expliquer par une plus faible consommation relative des familles moins favorisées (celle des 4 déciles les plus bas). Ceci s'explique possiblement par les très hauts taux de taxation effectif (TMEI) pour les ménages qui sont dans les déciles 2, 3, et 4 (à partir du bas de la distribution) au Québec. En effet, lorsque de ménages avec enfants dans ces classes ont l'opportunité de passer au-delà de la médiane, ils voient leurs transferts provinciaux rapidement baissés. Selon Duclos, Fortin et Fournier (2008), plus du quart des chefs de famille monoparentale ont un TMEI pouvant atteindre, et même excéder, 80 %. Quant aux familles biparentales, elles font majoritairement face à un TMEI qui approche 50 %. Il est possible que la nouvelle politique de transferts aux familles du gouvernement fédéral de 2016 ait augmenté ces taux, mais aucune étude sur cette question n'est apparue jusqu'à maintenant. Donc, pour des familles avec enfants qui sont dans une zone de revenu avec des TMEI très élevés, les incitations au travail sont relativement faibles, par rapport à ceux avec les mêmes revenus familiaux dans le reste du Canada.

D'autre part, pour redistribuer de manière substantielle vers les familles moins favorisées, il faut taxer les familles mieux nanties. Par exemple, le taux marginal le plus élevé s'applique sur les revenus de plus \$106,555 et il est de 25,75%, en Ontario il s'applique à des revenus de plus de \$220,000 et il est de 13,16%. Donc, s'il est vrai que les inégalités sont moins fortes au Québec, le prix à long terme est possiblement une baisse de la croissance économique occasionnée par les incitations moins fortes au travail. Des heures de travail plus fortes sont corrélées avec une accumulation de capital humain moins importante ce qui a des effets négatifs sur la croissance. Des taux de taxation plus élevés

incitent aussi moins à l'éducation, ce qui aussi réduit le capital humain et la croissance. Des recherches supplémentaires sont nécessaires pour investiguer la relation pouvant exister entre la consommation moyenne faible au Québec et les inégalités plus faibles et la nette divergence entre les classes pour le logement dans les années 1980 et 1990, et les dépenses en logement qui pèsent désormais plus lourd dans la structure des dépenses des ménages pauvres et moins favorisés.

Si on continue de privilégier la voie des transferts financés par des taxes pour éliminer les inégalités, on pourrait ultimement réduire la croissance de manière à ne plus pouvoir soutenir la croissance des dépenses publiques associée au vieillissement de la population. Il serait alors plus efficace de s'attaquer aux inégalités par l'intermédiaire d'autres mécanismes, telles des politiques augmentant la productivité ou les habiletés générales de la population.

Bibliographie/Références

Banque du Canada. *Données historiques sur les taux d'intérêt : Taux officiel d'escompte – V122530 – janv. 1935 (pdf)*. En ligne : http://www.banqueducanada.ca/wp-content/uploads/2010/09/selected_historical_v122530.pdf. Consulté le 28 novembre 2016.

Banque du Canada. *Données historiques sur les taux d'intérêt : Taux moyen des prêts hypothécaires à l'habitation à 5 ans – V122497 – Jan. 1951 (pdf)*. En ligne : http://www.bankofcanada.ca/wp-content/uploads/2010/09/selected_historical_v122497.pdf. Consulté le 2 décembre 2016.

Boelaert, Julien, François Gardes et Simon Langlois (2017) « Convergence des consommations entre classes socioéconomiques et contraintes non monétaires au Canada », *L'Actualité économique*, 93(4).

Bureau fédéral de la Statistiques. *Revue Statistique du Canada : supplément hebdomadaire – Taux de chômage, par région (pourcentage), séries désaisonnalisées. Éditions du 1^{er} avril 1969 au 1^{er} avril 1970.*

Cobham, Alex, et Andy Sumner (2013) *Is It All About the Tails? The Palma Measure of Income Inequality*, Working Center for Global Development, Paper 343 September 2013

Duclos, Jean-Yves, Bernard Fortin et Andrée-Anne Fournier (2008), «Une analyse des taux marginaux effectifs d'imposition au Québec, L'Actualité Économique, 84(1),

Kopczuk, W., Emmanuel Saez, et Jae Song (2010) « Earnings Inequality and Mobility in the United States Evidence from Social Security Data since 1937», *The Quarterly Journal of Economics*, February.

Federal Reserve Bank of St-Louis (2019) <https://fred.stlouisfed.org/series/SIPOVGINIUSA>, FRED economic data, St-Louis Fed.

Gardes, François, Simon Langlois et Sami Bibi (2010) « Pauvreté et convergence des comportements de consommation entre classes socioéconomiques au Québec, 1969-2006 », *Recherches sociographiques*, 51(3): pp 343-364.

Langlois, Simon (2003). *Structures de la consommation au Canada : Perspective transversales et longitudinales*. Sociologie et Sociétés. XXXV, 1, printemps 2003. pp 221-242.

Langlois, Simon (2008) « Budgets de famille et genres de vie au Québec dans la seconde moitié du XX^e siècle » dans *Les cahiers des DIX*, numéro 62, Québec, Les éditions Laliberté, 2008 : 195-231.

Norris, Sam et Krishna Pendakur (2013). «Imputing rent in consumption measures, with an application to consumption poverty in Canada 1997-2009». *Revue canadienne d'Economie*, Vol. 46, No. 4

OCDE (2016) OCDE Données : Taux de pauvreté, 2016. En ligne : <https://data.oecd.org/fr/inequality/taux-de-pauvrete.htm>. Consulté le 12 avril 2017.

Office of National Statistics (2019), Household Income Inequality UK, <https://www.ons.gov.uk/peoplepopulationandcommunity/personalandhouseholdfinances/incomeandwealth/bulletins/householdincomeinequalityfinancial/yearending2018>.

Statistique Canada. Enquête sur les dépenses des ménages, site internet de Statistique Canada. En ligne : <http://www.statcan.gc.ca/fra/enquete/menages/3508>. Consulté le 10 février 2017.

- Statistique Canada (). Enquête sur les dépenses des ménages (EDM). En ligne : http://www23.statcan.gc.ca/imdb/p2SV_f.pl?Function=getSurvey&SDDS=3508. Mise à jour le 26 janvier 2017, consulté le 15 février 2017.
- Statistique Canada (2017). Guide de l'utilisateur, Enquête sur les dépenses des ménages, 2015. En ligne : <http://www.statcan.gc.ca/pub/62f0026m/62f0026m2017001-fra.htm>. Mise à jour le 27 janvier 2017, consulté le 15 février 2017.
- Statistique Canada (2013). « Les lignes de faible revenu 2011-2012 : Mesure du panier de consommation base 2011 ». Statistique Canada 75F0002M. ..
- Statistique Canada. *Tableau 206-0093 – Seuil de la Mesure du panier de consommation (MPC) (base de 2011) pour la famille de référence, selon la région de la Mesure du panier de consommation et la composante, en dollars courant et en dollars constant de 2014, annuel*, CANSIM (base de données). Modifié le 2016-07-08. Site consulté le 12 avril 2017.
- Statistique Canada. *Table 206-0094 – Seuils de faible revenu (SFR) avant et après impôt selon la taille de la communauté et de la famille en dollars courants, annuel*, CANSIM (base de données). Mise à jour le 2016-07-07. Consulté le 2016-12-15.
- Statistique Canada. *Tableau 282-0087 - Enquête sur la population active (EPA), estimations selon le sexe et le groupe d'âges, désaisonnalisées et non désaisonnalisées, mensuel (personnes sauf indication contraire)*. CANSIM (base de données). En ligne : <http://www5.statcan.gc.ca/cansim/a26?id=2820087&retrLang=fra&lang=fra>. Mise à jour le 3 novembre 2016. Consulté le 28 novembre 2016.
- Wikipedia Fondation (2017). Income inequality metrics : Palma ratio. En ligne : https://en.wikipedia.org/wiki/Income_inequality_metrics#Palma_ratio. Mise à jour le 9 mars 2017. Consulté le 12 avril 2017.
- Statistique Canada. *Tableau 326-0002 – Indice des prix à la consommation (IPC), le contenu du panier de 2001, annuel (1992=100 sauf indication contraire)*, CANSIM (base de données). Modifié le 2007-01-19. Site consulté le 20 mars 2017.
- Statistique Canada. *Tableau 326-0021 – Indice des prix à la consommation, annuel (2002=100 sauf indication contraire)*, CANSIM (base de données). Modifié le 2017-01-20. Site consulté le 12 avril 2017.
- Statistique Canada. *Tableau 326-0015 – Indices comparatifs des prix des biens et services à la consommation entre les villes, annuel (indice, moyenne des villes combinées = 100)*, CANSIM (base de données). Modifié le 2016-11-18. Site consulté le 29 novembre 2016.

Statistique Canada. Tableau 051-0001 – Estimation de la population, selon le groupe d'âge et le sexe au 1^{er} juillet, Canada, provinces et territoires, annuel (personnes sauf indication contraire), CANSIM (base de données). En ligne : <http://www5.statcan.gc.ca/cansim/a26?id=0510001&pattern=&p2=37&stByVal=1&p1=1&tabMode=dataTable&csid=&retrLang=fra&lang=fra>. Mise à jour le 27 septembre 2016. Consulté le 18 septembre 2016.

Statistique Canada. Publication : Statistiques historiques du *Canada Section A : Population et migration (A1 Population estimée du Canada, 1867 à 1977)*. En ligne : <http://www.statcan.gc.ca/pub/11-516-x/3000140-fra.htm>, consulté le 28 novembre 2016

Tremblay, Marc-Adélar et Gérald Fortin (1964) Les comportements économiques de la famille salariée au Québec, Québec, Les presses de l'Université Laval, 1964.

Tableau 1 – Description de l'échantillon

	1969	1978- 1986	1992,1996	1997- 2002	2003- 2008	2009- 2013
Tête du ménage						
Sexe (%)						
Hommes	83,9	73,6	57,2	53,0	50,3	48,5
Femmes	16,1	26,4	42,8	47,0	49,7	51,5
Âge moyen	47	46	48	49	50	51
Proportion de locataire/proprio (%)						
Locataires	43,7	40,6	38,4	34,7	33,0	33,0
Propriétaires	56,3	59,4	61,6	65,3	67,0	67,0
Ménages d'une personne (%)						
	16,5	21,4	23,2	25,3	27,4	27,8
Taille moyenne						
	3,2	2,8	2,6	2,6	2,5	2,5

Source : Auteurs

Tableau 2 – Échelle d'équivalence : Racine carrée

Membres	Consommation supplémentaire	Consommation totale
1	1	1
2	0,41	1,41
3	0,32	1,73
4	0,27	2
5	0,24	2,24
6	0,21	2,45
7	0,20	2,65

Source : calcul des auteurs.

Échelle d'équivalence de Statistique Canada :

Statistique Canada : <http://www.statcan.gc.ca/pub/75f0002m/2010004/tbl/tbl02-fra.htm>

Tableau 3 – Comparaison des échelles d'équivalence

	1969-1986	1992-2002	2003-2013
Évolution des dépenses			
Reste du Canada			
Données brutes	50 000 (5 300)	58 200 (2 800)	64 900 (2 500)
euc_Racine carrée	30 300 (3 900)	36 600 (1 900)	41 600 (1 900)
euc_StatCan	29 800 (3 800)	36 000 (1 800)	40 900 (1 900)
Québec			
Données brutes	47 600 (4 900)	48 400 (1 800)	53 600 (2 700)
euc_Racine carrée	28 500 (3 800)		(2 000)
euc_StatCan	28 000 (3 900)	31 000 (1 400)	35 400 (2 000)
Ratio rang centile			
Reste du Canada			
50/10 moyen			
Données brutes	3,02 (0,07)	3,08 (0,14)	2,88 (0,24)
euc_Racine carrée	2,39 (0,03)	2,43 (0,08)	2,39 (0,12)
euc_StatCan	2,36 (0,02)	2,40 (0,08)	2,37 (0,11)
90/10 moyen			
Données brutes	5,80 (0,05)	6,56 (0,48)	6,46 (0,46)
euc_Racine carrée	4,48 (0,09)	4,83 (0,24)	4,87 (0,27)
euc_StatCan	4,45	4,78	4,82

	(0,11)	(0,22)	(0,25)
Québec			
50/10 moyen			
Données brutes	2,86	2,94	2,73
	(0,21)	(0,05)	(0,16)
euc_Racine carrée	2,30	2,37	2,29
	(0,16)	(0,06)	(0,07)
euc_StatCan	2,28	2,35	2,26
	(0,14)	(0,06)	(0,06)
90/10 moyen			
Données brutes	5,59	6,70	6,25
	(0,78)	(0,32)	(0,36)
euc_Racine carrée	4,36	4,90	4,66
	(0,20)	(0,24)	(0,42)
euc_StatCan	4,37	4,83	4,63
	(0,39)	(0,20)	(0,18)
Coefficient de Gini			
Reste du Canada			
Données brutes	0,33	0,36	0,37
	(0,006)	(0,016)	(0,008)
euc_Racine carrée	0,30	0,33	0,33
	(0,006)	(0,016)	(0,01)
euc_StatCan	0,30	0,33	0,33
	(0,006)	(0,016)	(0,009)
Québec			
Données brutes	0,33	0,37	0,037
	(0,024)	(0,013)	(0,010)
euc_Racine carrée	0,30	0,33	0,32
	(0,016)	(0,012)	(0,009)
euc_StatCan	0,30	0,33	0,32
	(0,015)	(0,012)	(0,009)

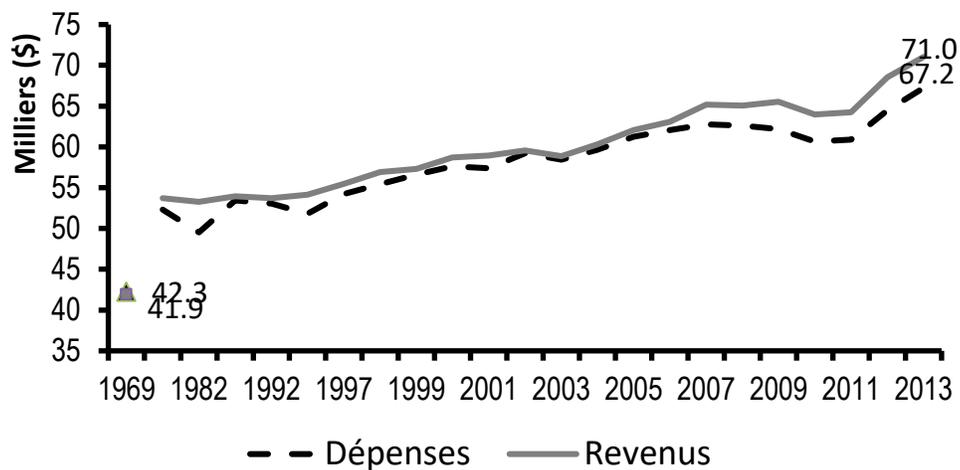
Tableau 4 – Loyer imputé moyen par modèle et base de données

Modèle	FAMEX	EDM 1997-2009	EDM 2010-2013
Simple			
Propriétaires	7 811	9 473	9 256
Locataires	6 847	8 396	8 277
Différence	964	1 077	979
Élaboré			
Propriétaires	n.d.	10 852	11 048
Locataires	n.d.	8 398	8 396
Différence	=	2 454	2 652

Source : Statistique Canada et auteurs.

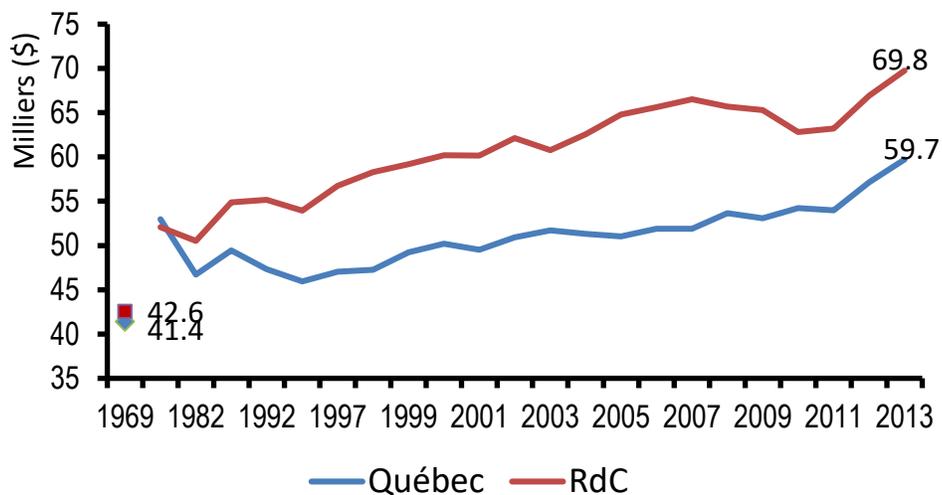
**Figure 1 – Évolution du revenu moyen et de la dépense moyenne par ménage canadien
1969-2013**

Dollars constants (2002 = 100)



Source : Statistique Canada et calcul des auteurs.

**Figure 2- Évolution de la dépense moyenne par ménage, Québec et reste du Canada
1969-2013 (dollars constants de 2002)**



Source : Statistique Canada et calcul des auteurs

Figure 3 – Évolution des ratios de rang centile de la dépense moyenne par ménage, Québec et reste du Canada 1969-2013

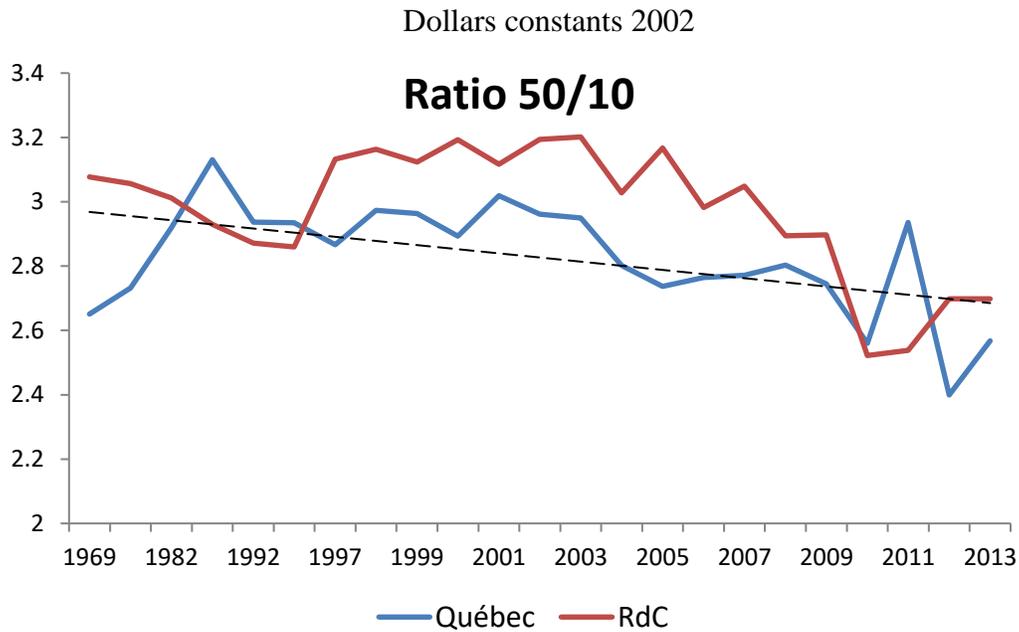
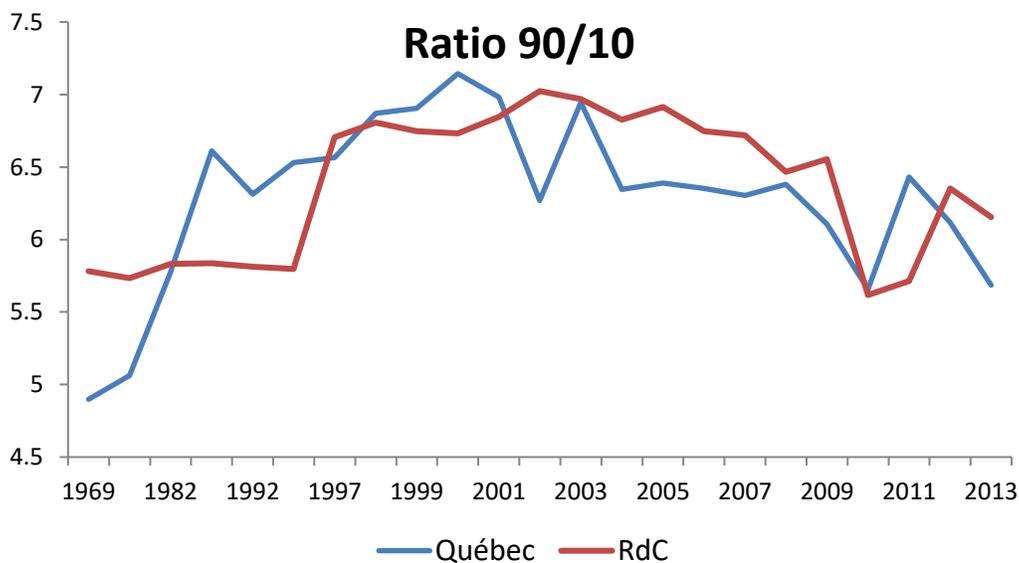
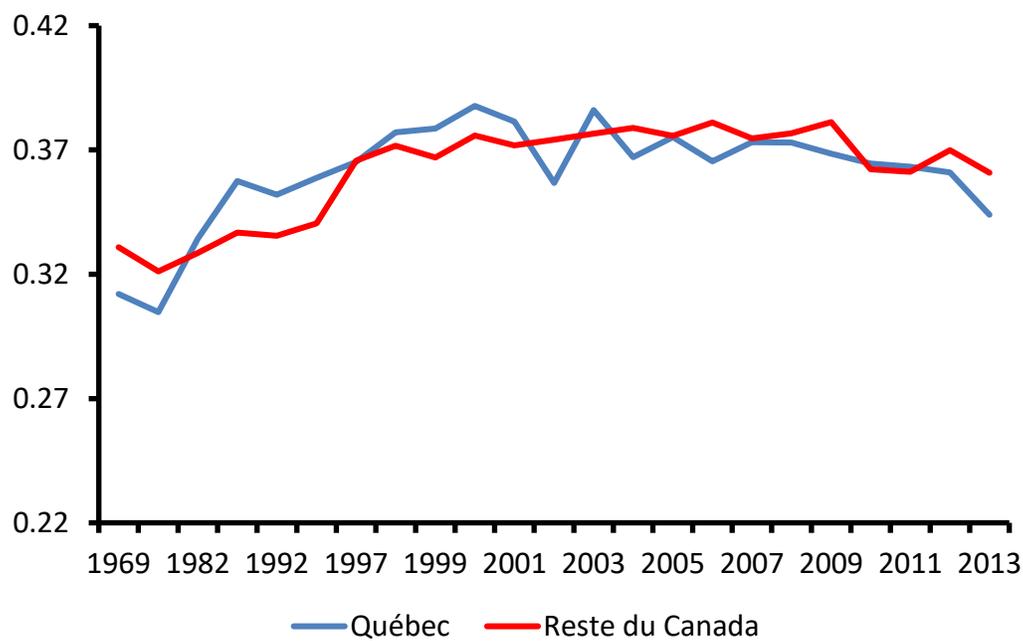


Figure 4 – Évolution des ratios de rang centile de la dépense moyenne par ménage, Québec et reste du Canada 1969-2013



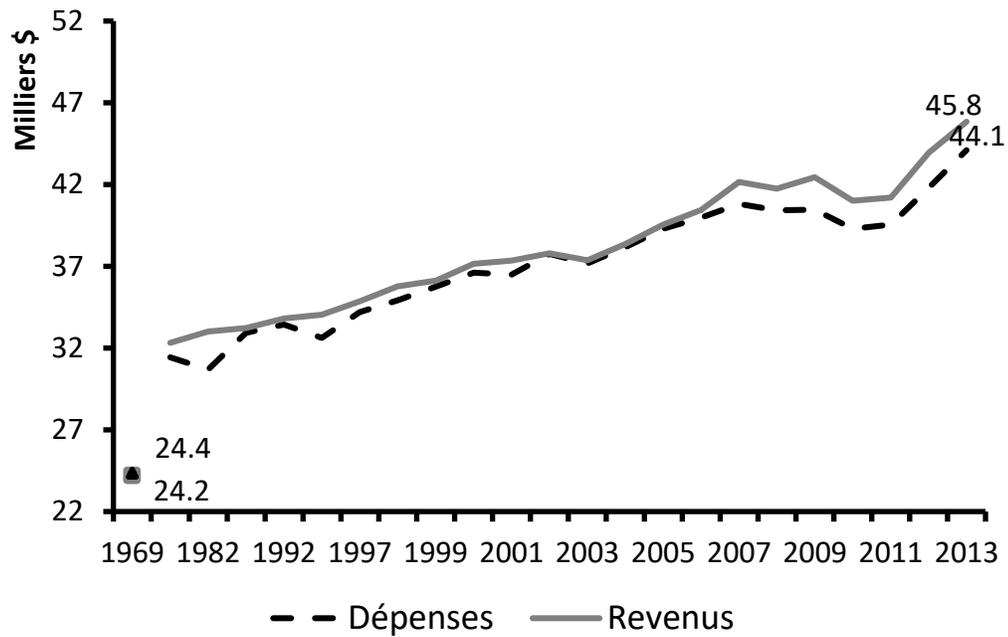
Source : Statistique Canada, calcul des auteurs

Figure 5 – Évolution de l'indice de Gini estimé de la dépense moyenne par ménage, Québec et Reste du Canada 1969-2013
Dollars constants 2002



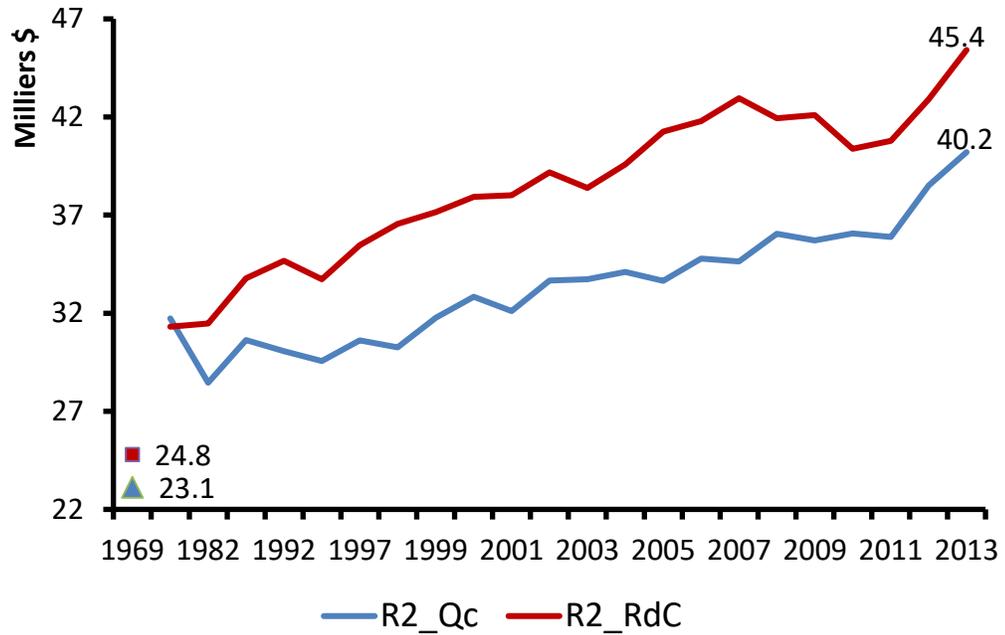
Source : Statistique Canada et calcul des auteurs (Stata fonction Ineqdeco).

Figure 6 – Évolution du revenu et de la dépense moyenne par ménage au Canada avec l'échelle d'équivalence de la racine carrée de la taille des ménages
Dollars constants 2002



Source : Statistique Canada et calcul des auteurs.

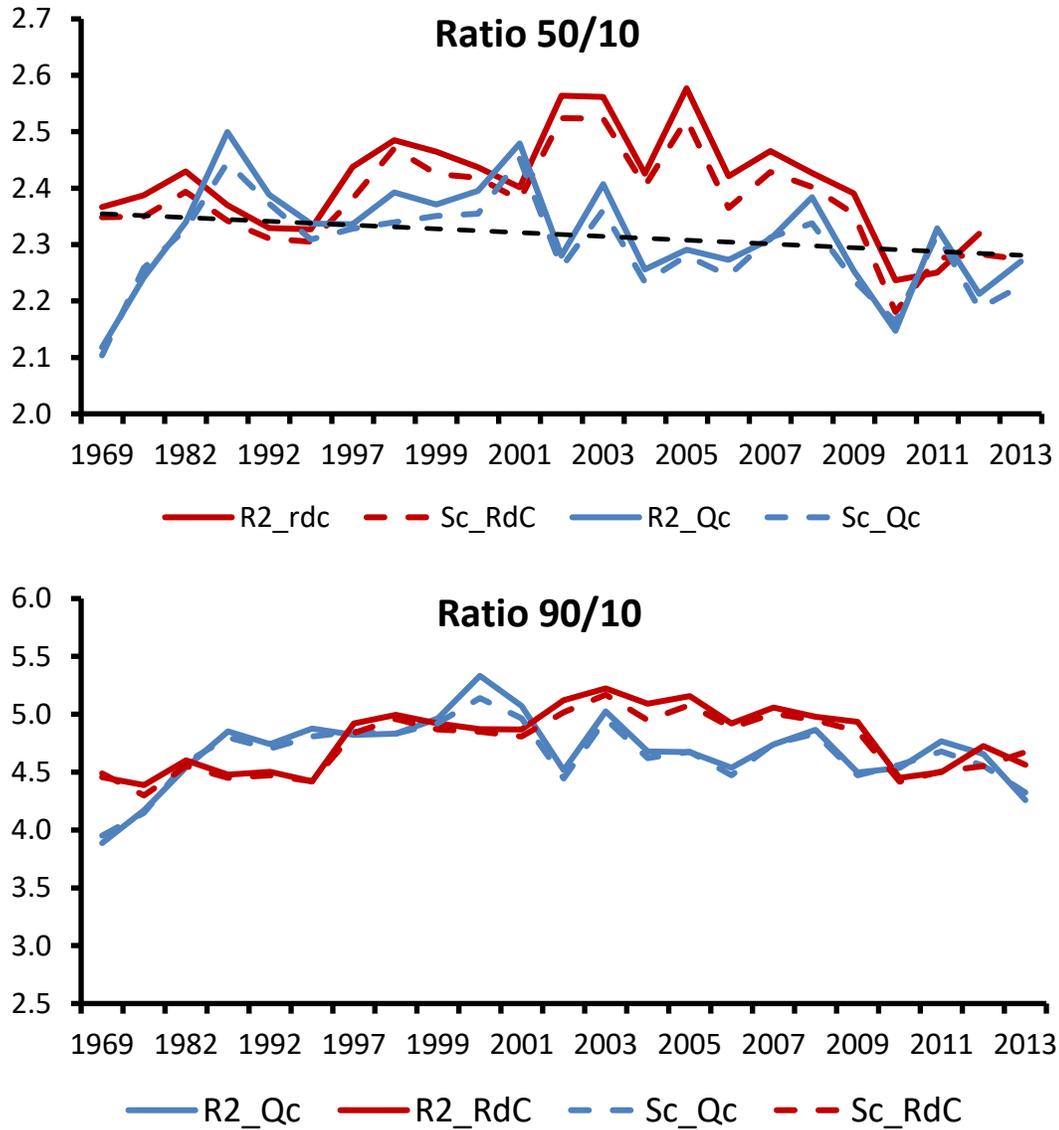
Figure 7 – Évolution de la dépense moyenne par ménage, Québec et reste du Canada échelles d'équivalence : racine carrée, 1969-2013
Dollars constants 2002



Source : Statistique Canada et calcul des auteurs.

Figure 8 – Évolution des ratios de rang centile des dépenses avec échelle d'équivalence de la racine carrée de la taille du ménage, Québec et reste du Canada, 1999-2013

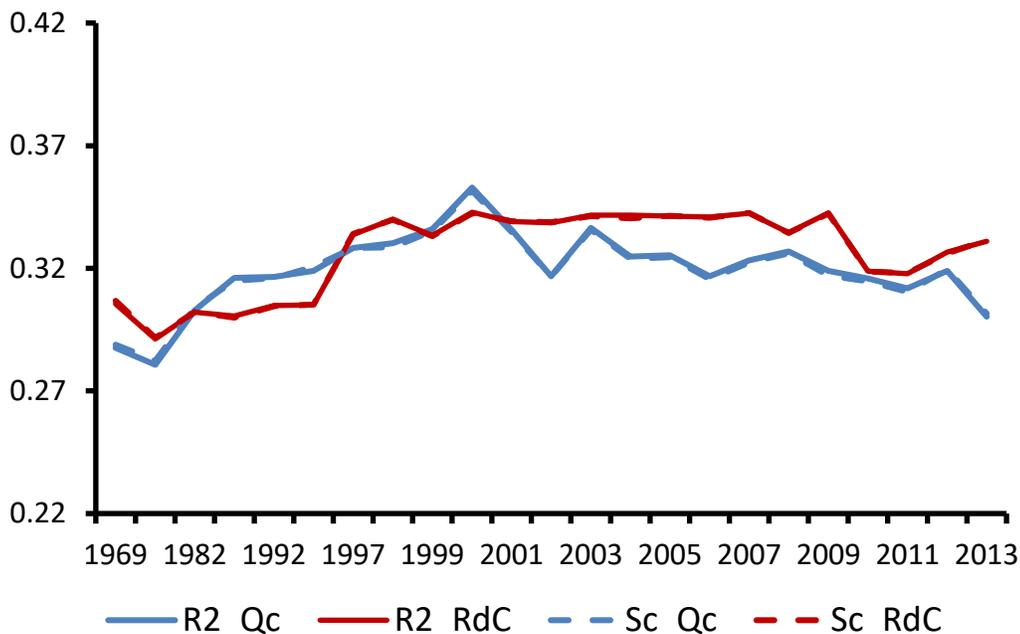
Dollars constants 2002



Source : Statistique Canada, calcul des auteurs

Figure 9 – Évolution du coefficient de Gini de la dépense ajustée par la racine carrée pour le Québec et le reste du Canada, 1999-2013

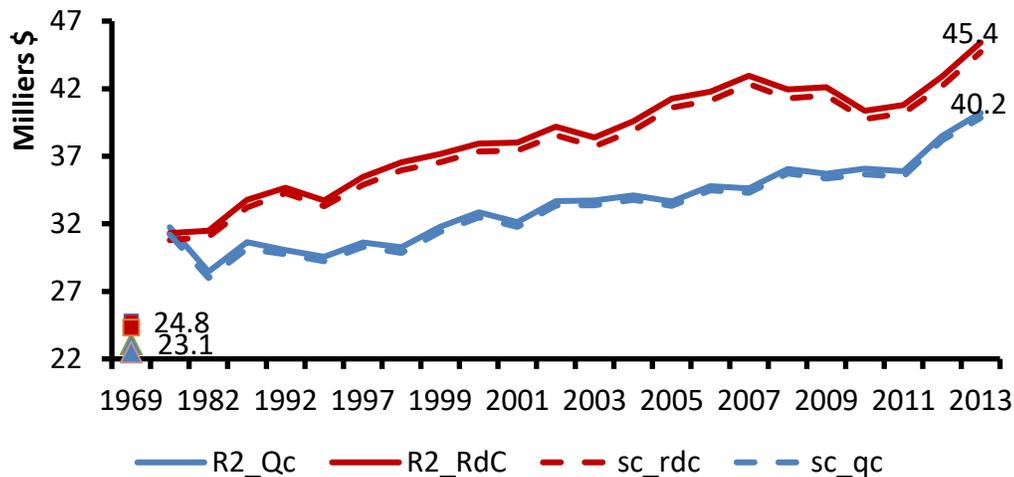
Dollars constants 2002



Source : Statistique Canada, calcul des auteurs

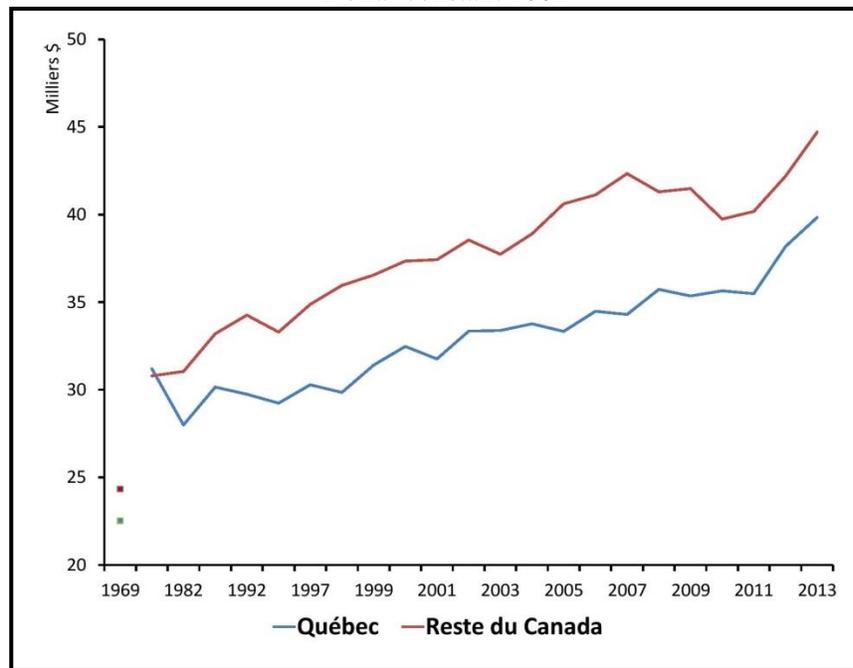
Figure 10 – Évolution du revenu et de la dépense moyenne par ménage ajustée avec l'échelle d'équivalence de Statistique Canada, Québec et reste du Canada, 1969-2013

Dollars constants 2002



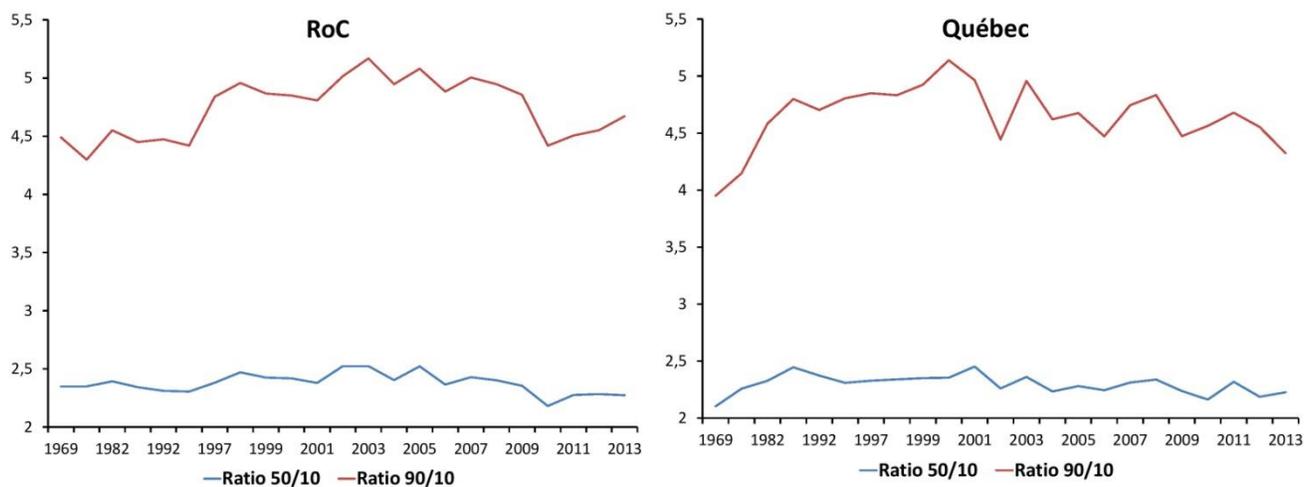
Source : Statistique Canada, calcul des auteurs

Figure 11 – Évolution de la dépense au Québec et dans le reste du Canada ajustée avec l'échelle d'équivalence de Statistique Canada, Québec et reste du Canada, 1969-2013
Dollar constant 2002



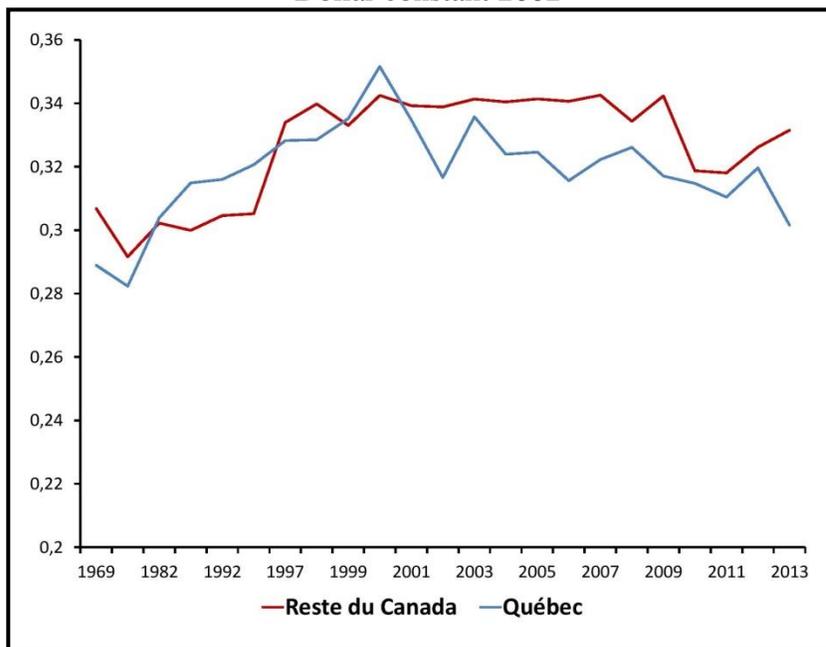
Source : Statistique Canada et calcul des auteurs.

Figure 12 - Évolution des inégalités par ratio de rang centile de la dépense avec échelle d'équivalence de la racine carrée de la taille du ménage, Québec et reste du Canada, 1969-2013
Dollar constant 2002



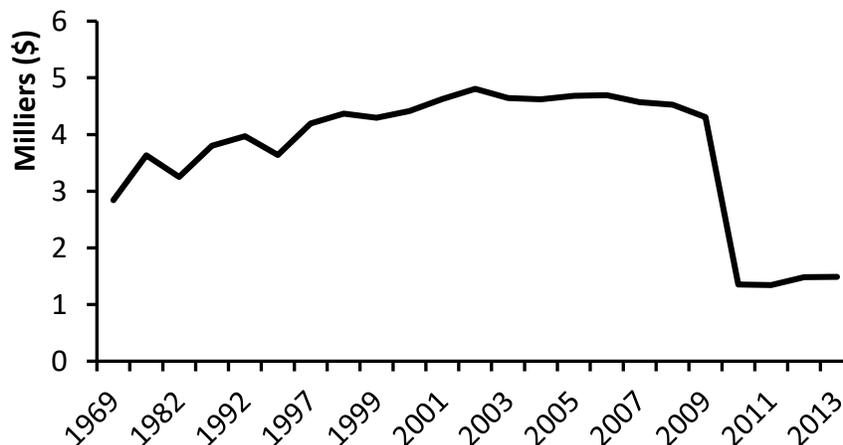
Source : Statistique Canada et calcul des auteurs.

Figure 13 - Évolution du coefficient de Gini de la dépense ajustée par l'échelle d'équivalence de Statistique Canada, Québec et reste du Canada, 1969-2013
Dollar constant 2002



Source : Statistique Canada et calcul des auteurs.

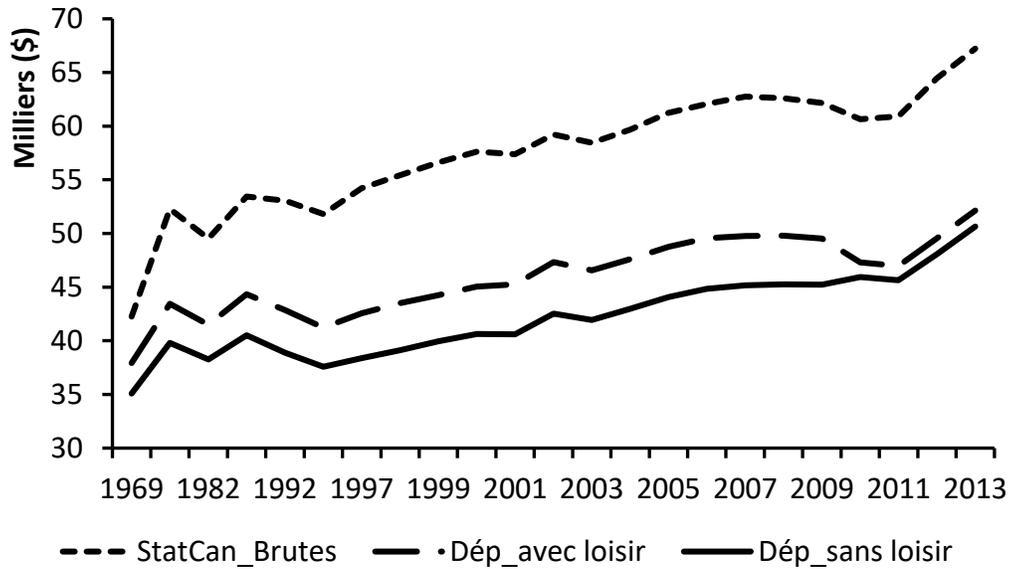
Figure 14 – Évolution de la dépense moyenne de loisirs par ménage canadien, 1969-2013
Dollar constant (2002 = 100)



Source : Statistique Canada et calcul des auteurs.

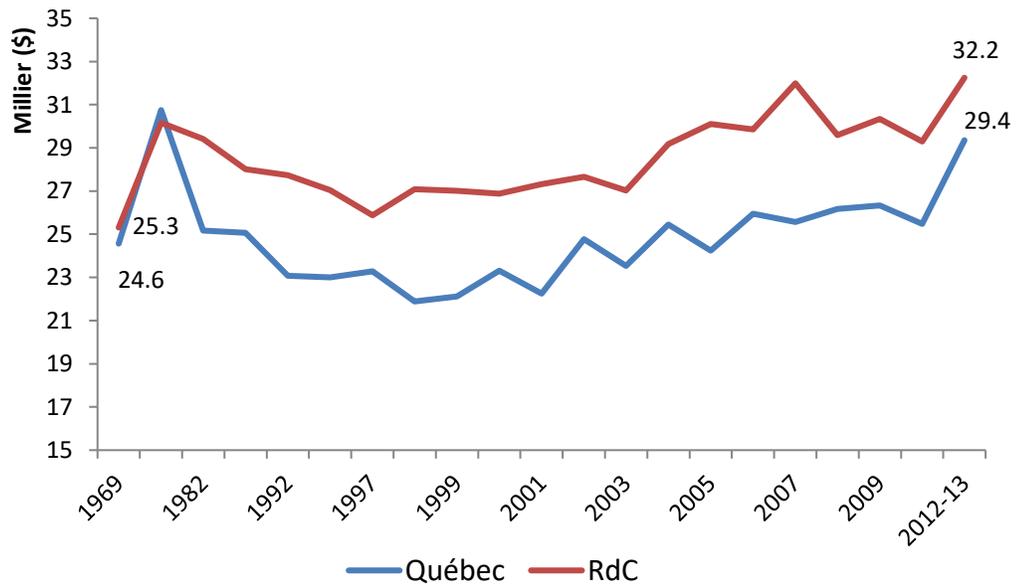
Figure 15 – Comparaison de la dépense de Statistique Canada avec catégories de dépenses avec et sans loisirs, 1969-2013

Dollar constant 2002



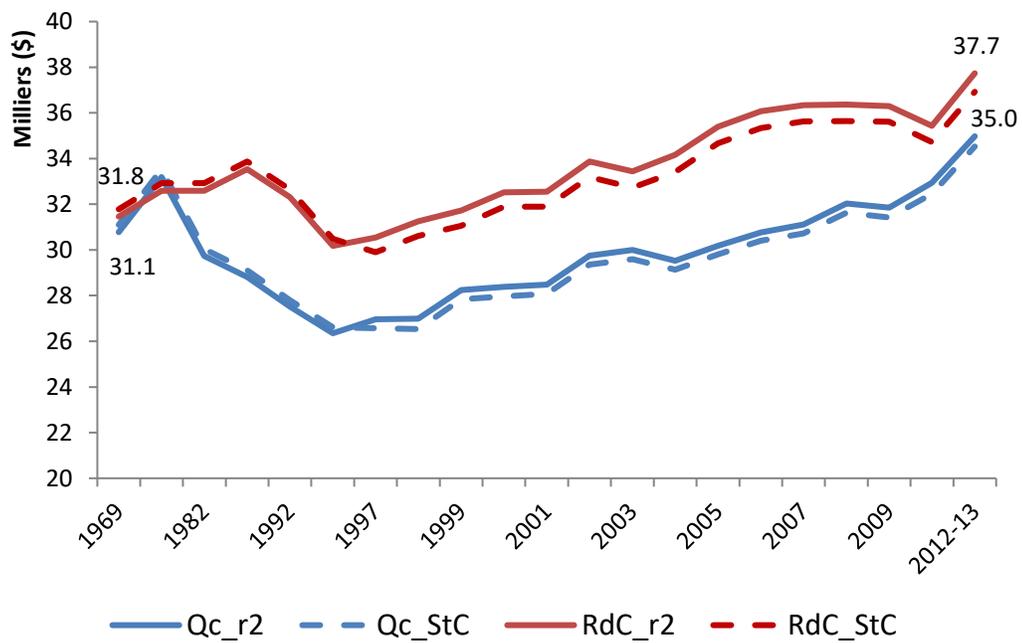
Source : Statistique Canada et calcul des auteurs

Figure 16 : Évolution de la dépense moyenne par ménage d'un seul membre, Québec et Reste du Canada, 1969-2013 (dollars constants 2002=100)



Source : Statistique Canada et calcul des auteurs

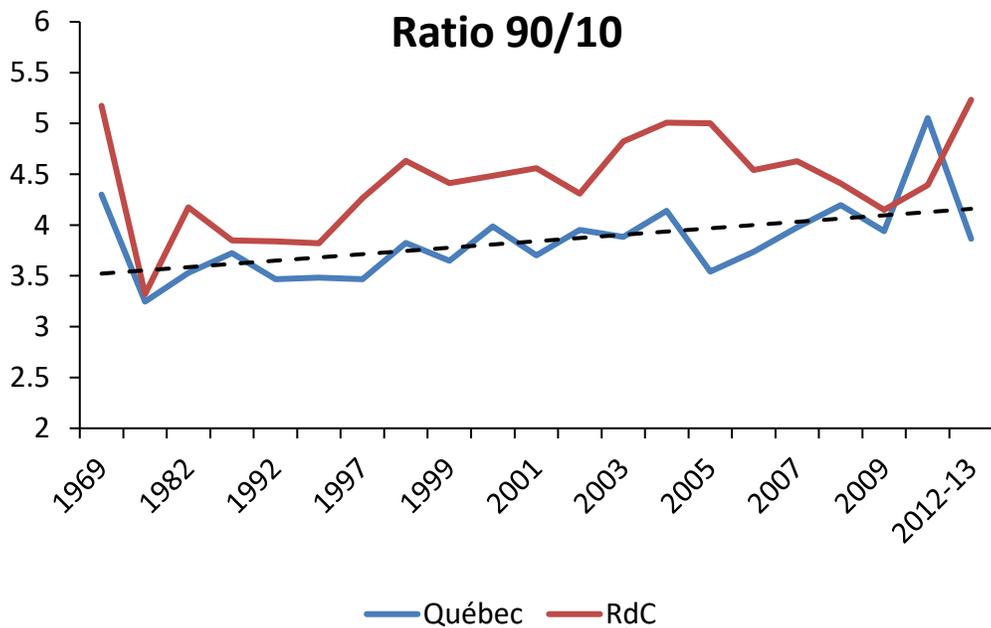
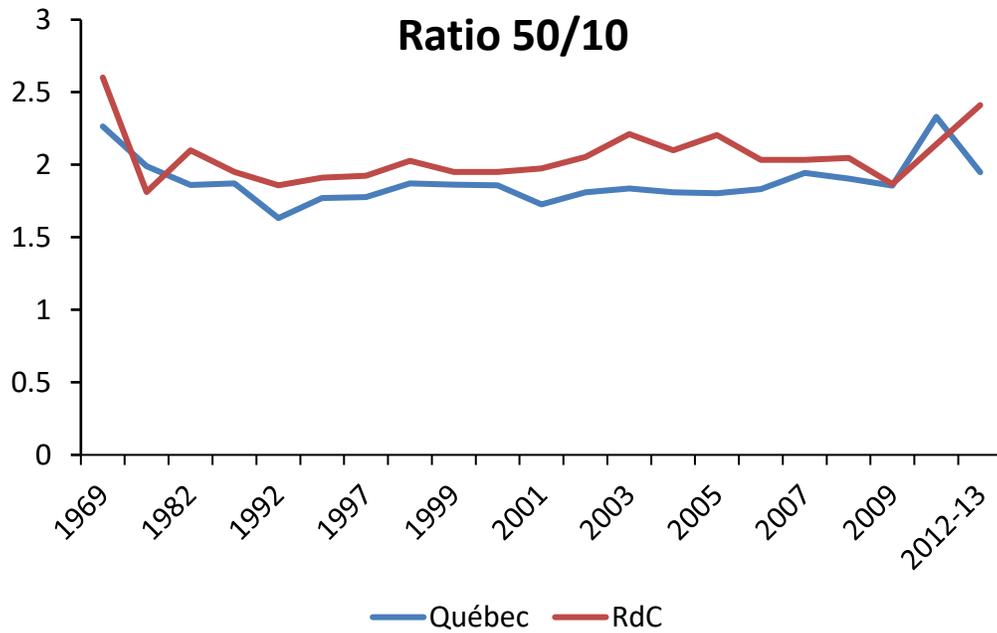
Figure 17 : Évolution de la dépense moyenne par ménage de plus d'un membre, Québec et du reste du Canada, 1969-2013
Dollars constants 2002 = 100



Source : Statistique Canada et calcul des auteurs.

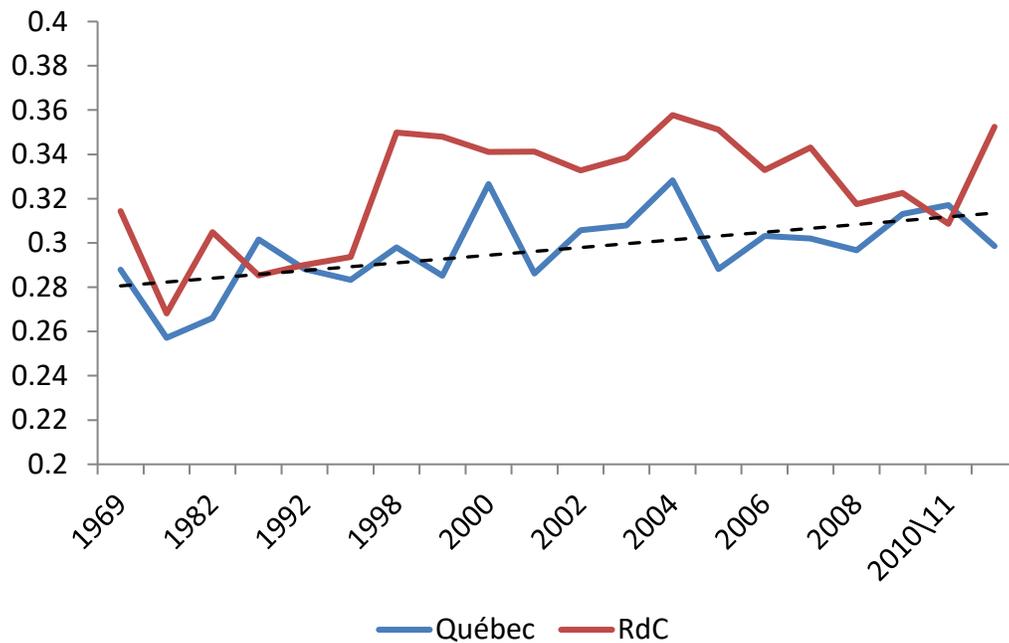
Figure 18 : Évolution des ratios de rang centile de la dépense moyenne ajustée et avec loyer par ménage d'un seul membre, Québec reste Canada, 1968-2013

Dollars constants 2002 = 100



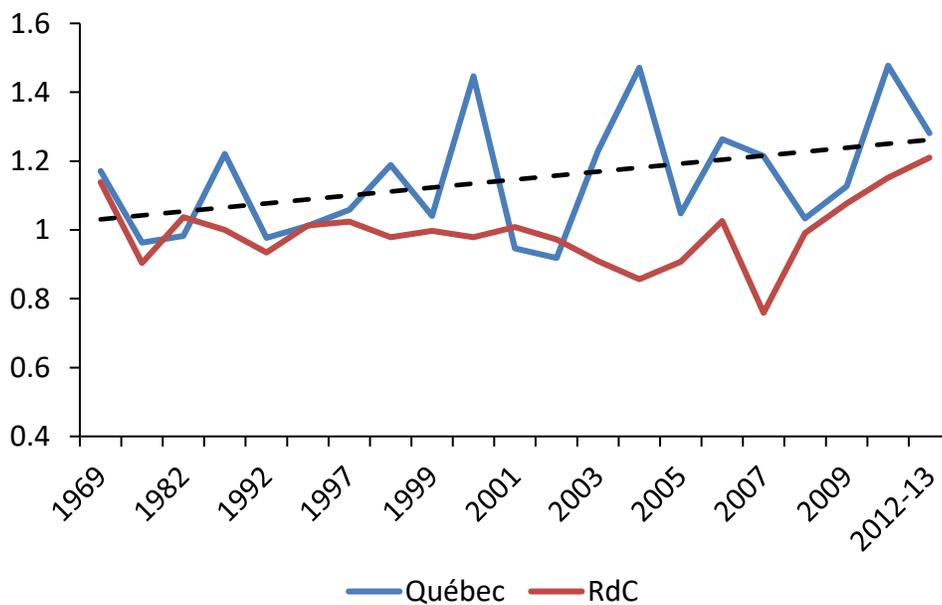
Source : Statistique Canada et Calcul des auteurs.

Figure 19 : Évolution du coefficient de Gini de la dépense ajustée et avec loyer pour les ménages d'un seul membre, Québec reste du Canada, 1969-2013
Dollars constants 2002 = 100



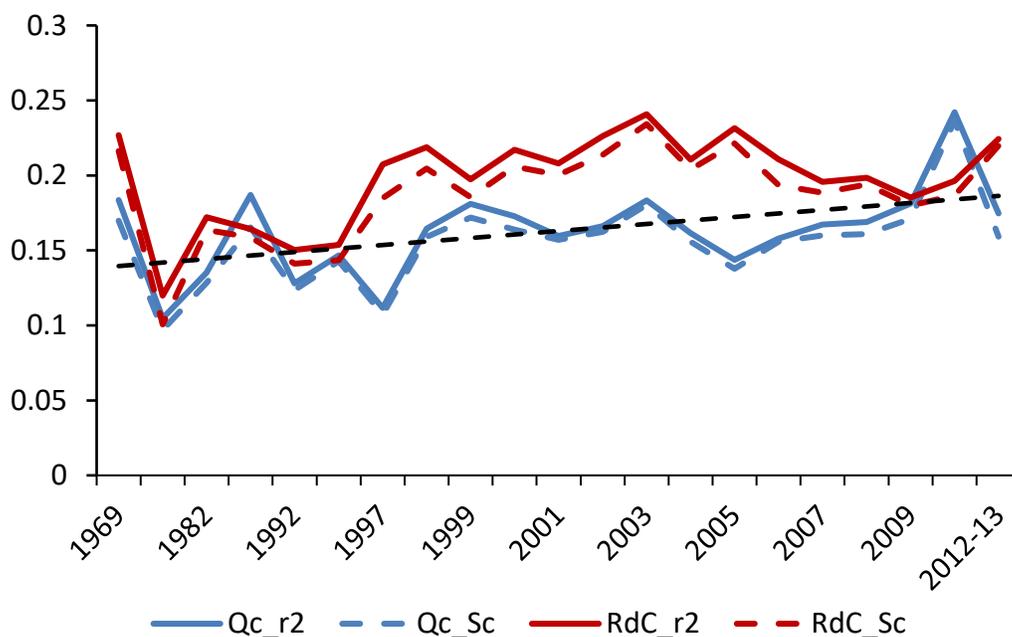
Source : Statistique Canada et calcul des auteurs.

Figure 20 : Évolution de l'indice Palma pour les ménages d'un seul membre, Québec et le reste du Canada, 1969-2013
Dollars constants 2002 = 100



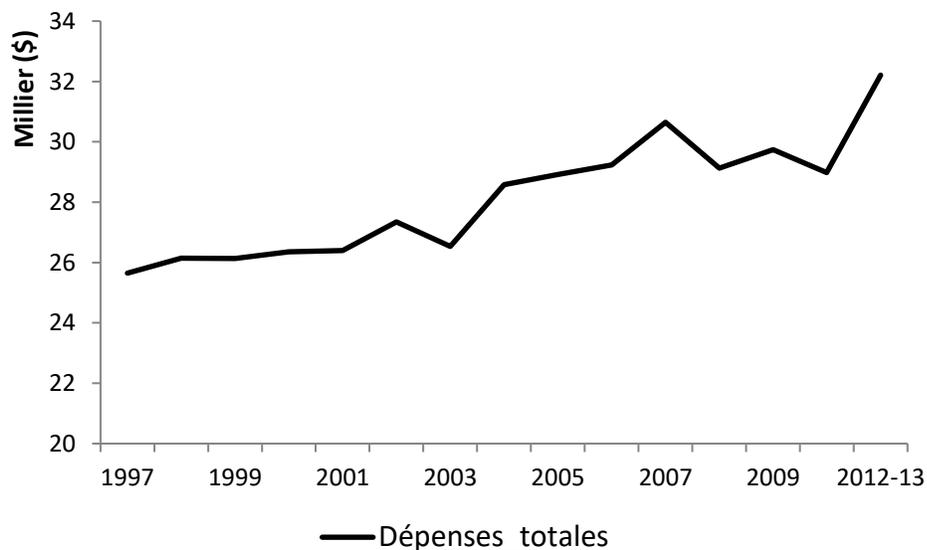
Source : Statistique Canada et calcul des auteurs.

Figure 21 : Évolution de la proportion des ménages d'un seul membre sous le seuil de pauvreté de l'OCDE, Québec et reste Canada, 1969-2013
Dollars constants 2002 = 100



Source : Statistique Canada et calcul des auteurs.

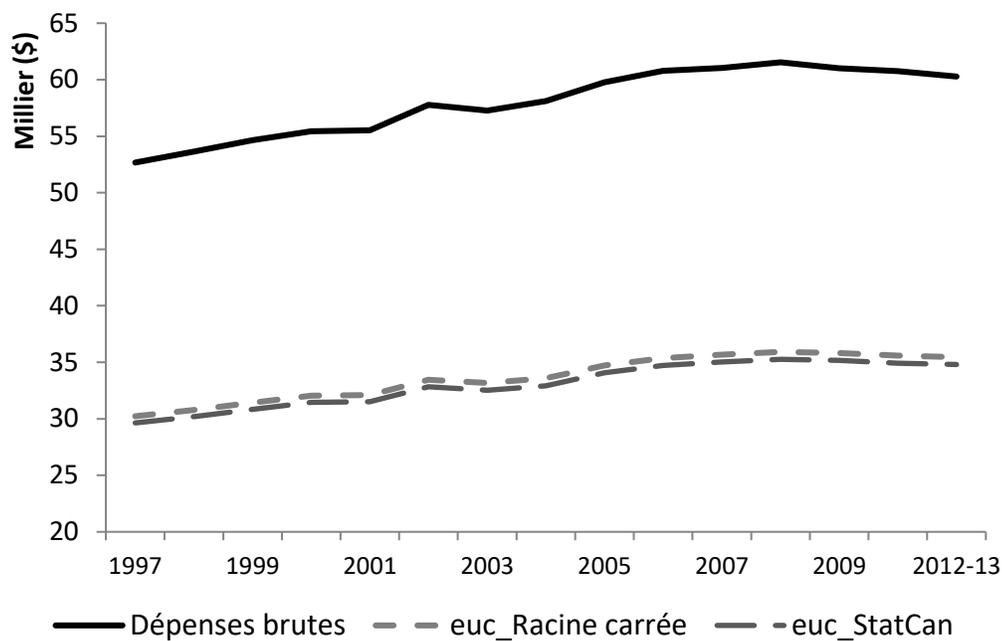
Figure 22 : Évolution de la dépense moyenne, avec loyer imputé par ménage d'une seule personne, Canada, 1997-2013
Dollars constants 2002=100



Source : Statistique Canada, calcul des auteurs

Figure 23 : Évolution de la dépense moyenne avec et sans échelle d'équivalence pour ménages canadiens de plus d'une personne, Canada 1997-2013

Dollars constants 2002=100



SOURCE : STATISTIQUE CANADA, CALCUL DES AUTEURS

Figure 24 : Évolution de la dépense par ménage d'un membre, Québec et reste du Canada, 1997-2013

Dollars constants 2002=100

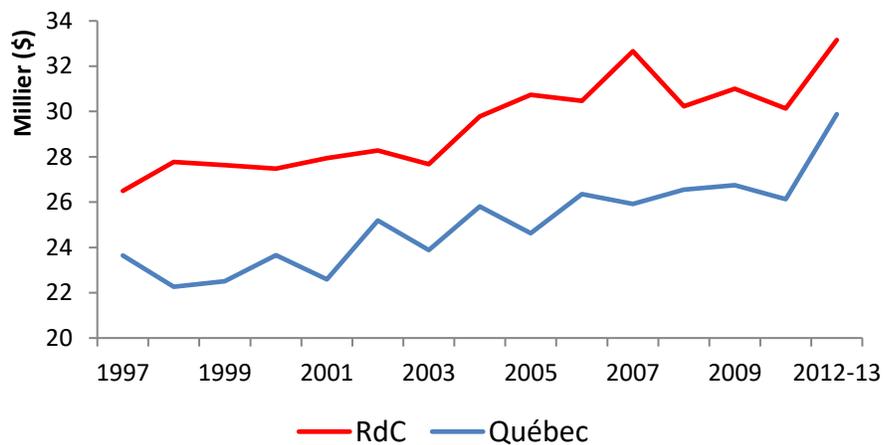
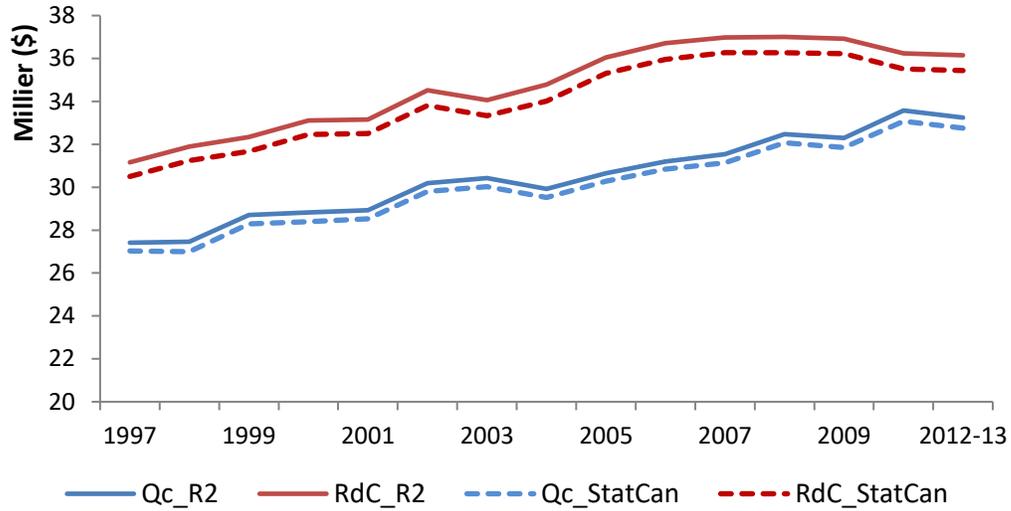


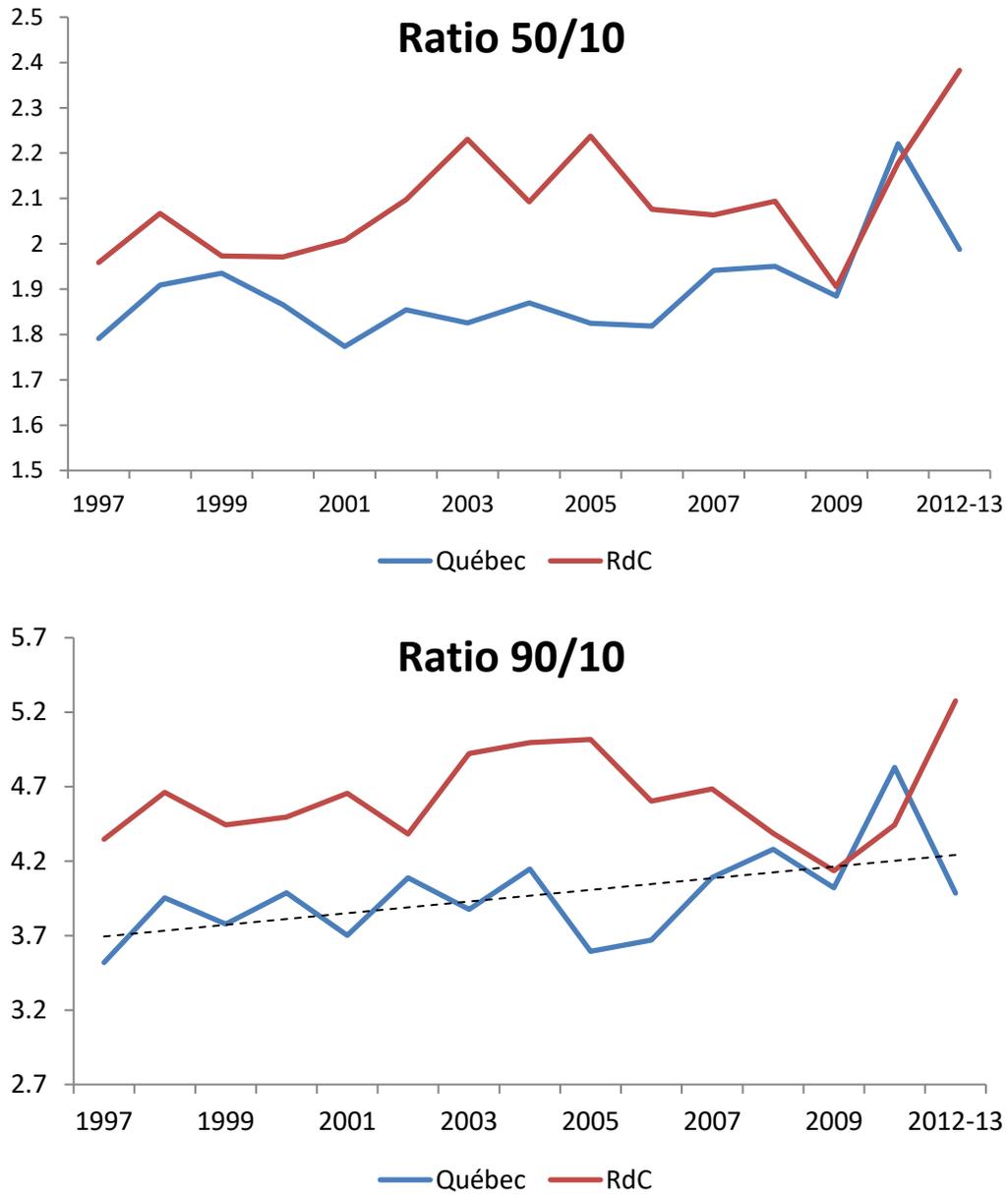
Figure 25 : Évolution de la dépense moyenne par ménage de plus d'un membre, ajustées avec les échelles d'équivalences, Québec et reste du Canada, 1997-2013

Dollars constants 2002 = 100



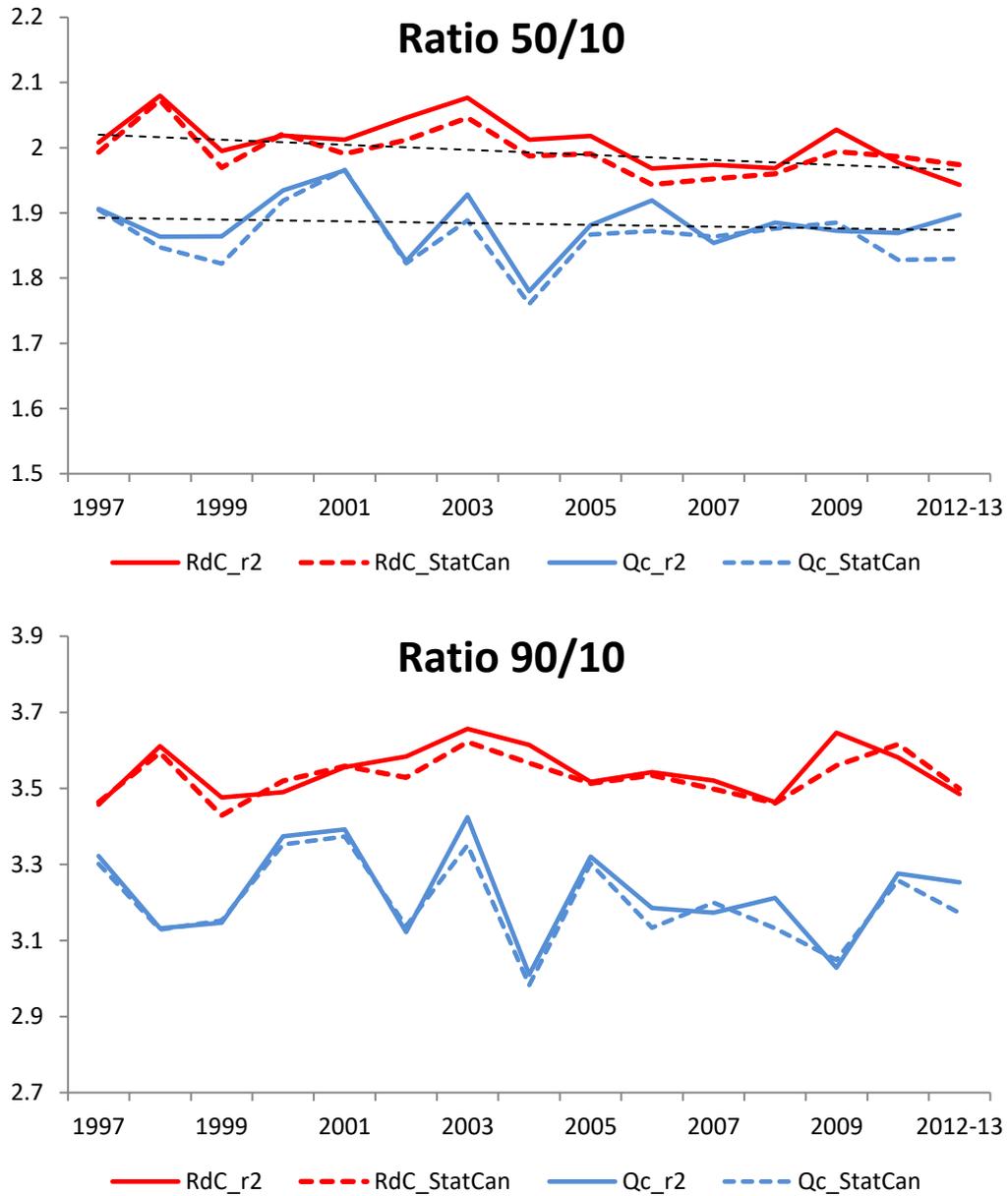
Source : Statistique Canada et calcul des auteurs.

Figure 26 : Évolution des ratios de rang centile des ménages d'un seul membre, Québec et reste du Canada, 1997-2013



SOURCE : STATISTIQUE CANADA ET CALCUL DES AUTEURS.

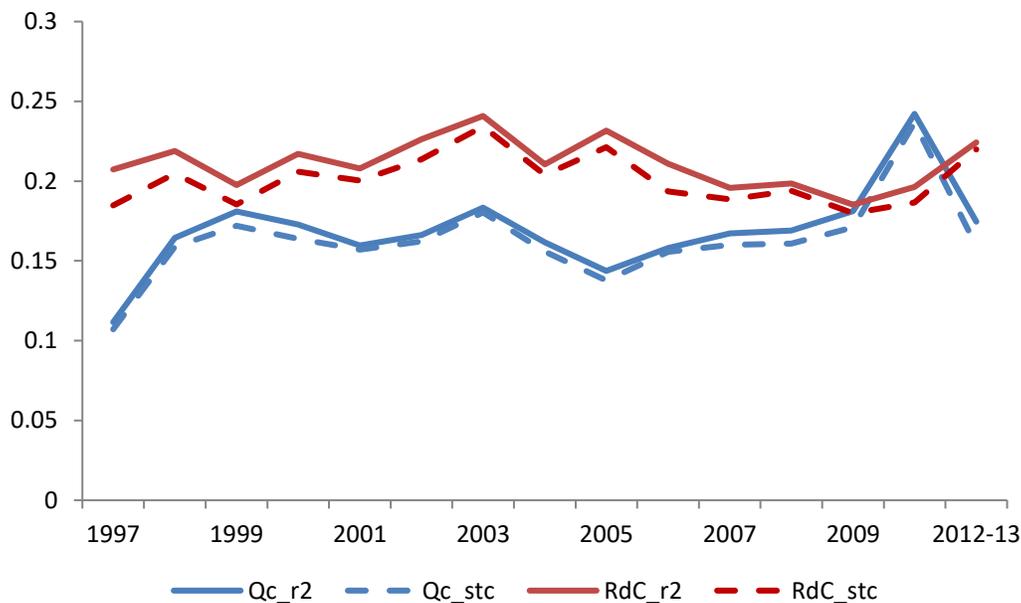
Figure 27 : Évolution des ratios de rangs centile des ménages de plus d'un membre au Québec et dans le reste du Canada Dollars constants 2002 = 100



Source : Statistique Canada et calcul des auteurs.

Figure 28: Évolution de la proportion des ménages d'un seul membre sous le seuil de pauvreté de l'OCDE, Québec et reste du Canada, 1997-2013

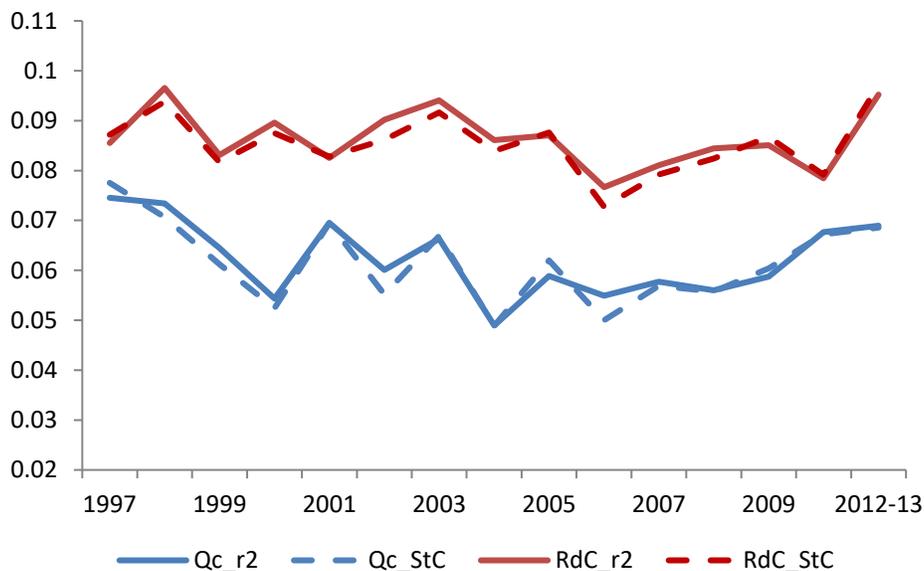
Dollars constants 2002 = 100



Source : Statistique Canada et calcul des auteurs.

Figure 29: Évolution de la proportion des ménages de plus d'une personne sous le seuil de pauvreté de l'OCDE avec les échelles d'équivalences, Québec et reste du Canada, 1998-2013

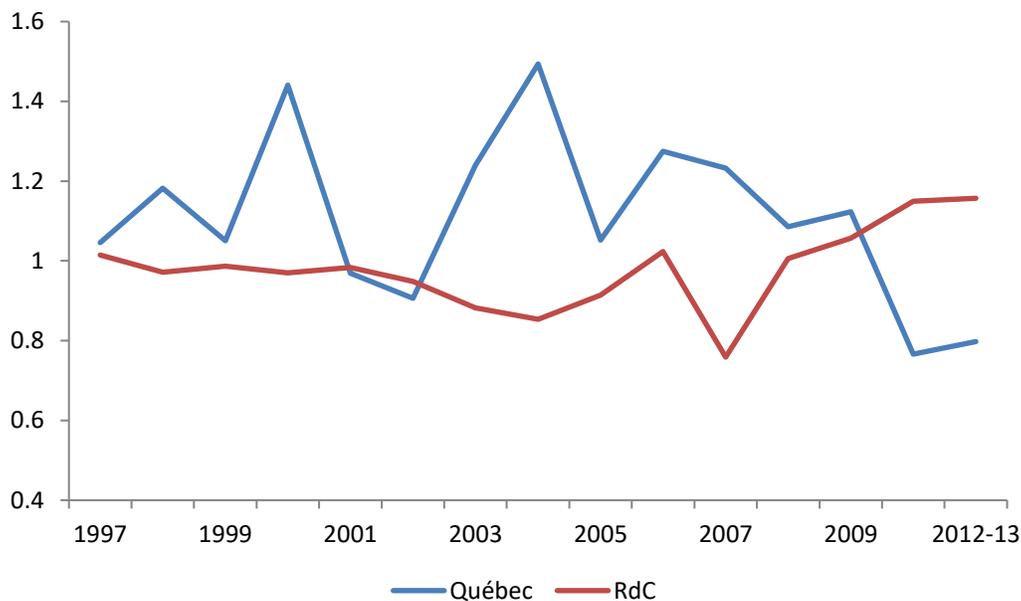
Dollars constants 2002 = 100



Source : Statistique Canada et calcul des auteurs.

Figure 30 : Évolution du ratio de Palma chez les ménages d'un seul membre, Québec et reste du Canada, 1997-2013

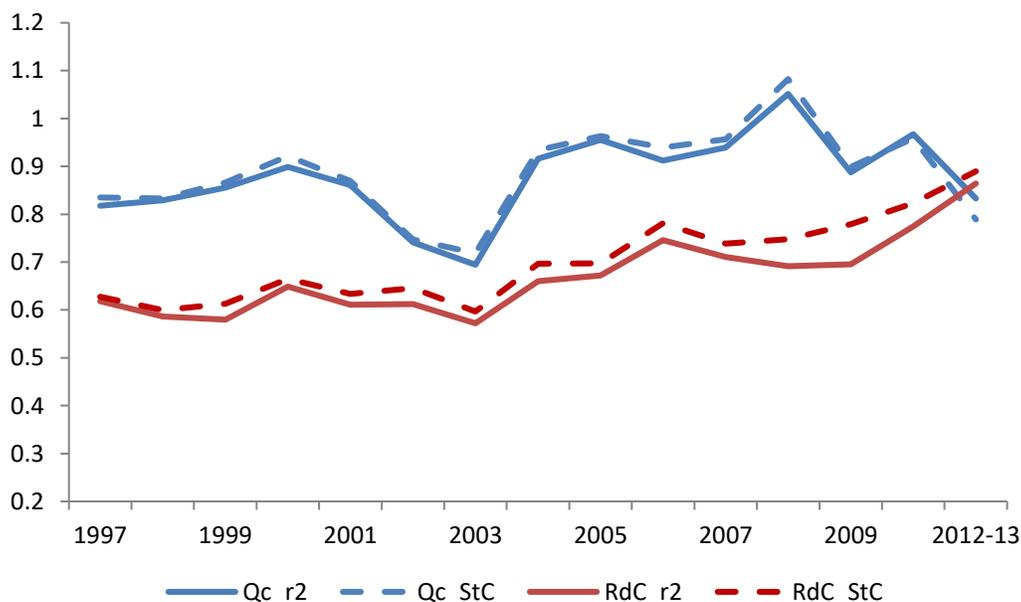
Dollars constants 2002 = 100



Source : Statistique Canada et calcul des auteurs.

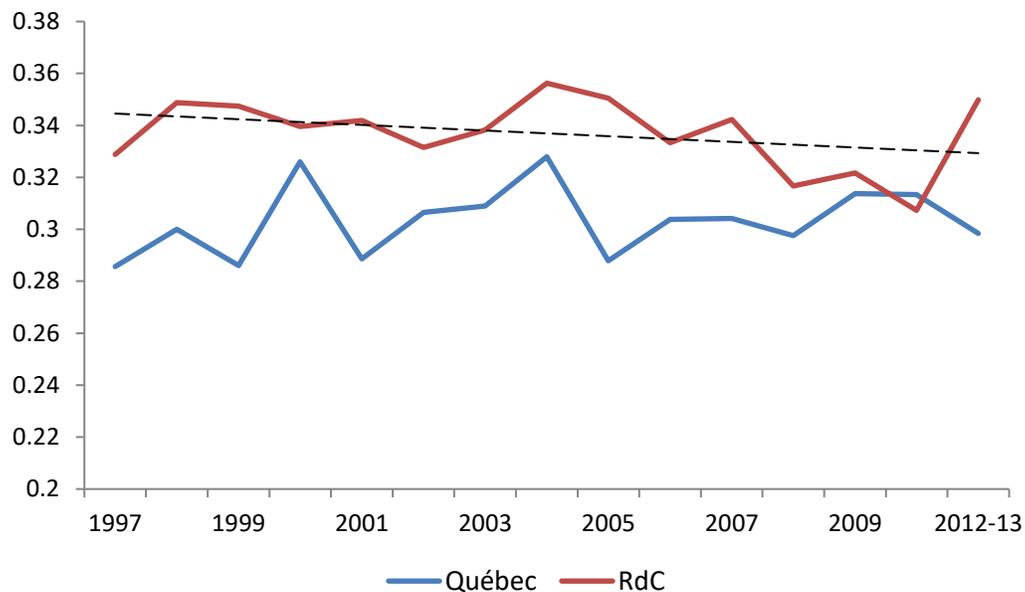
Figure 31 : Évolution du ratio de Palma pour les ménages de plus d'une personne, Québec et reste du Canada, 1997-2013

Dollars constants 2002 = 100



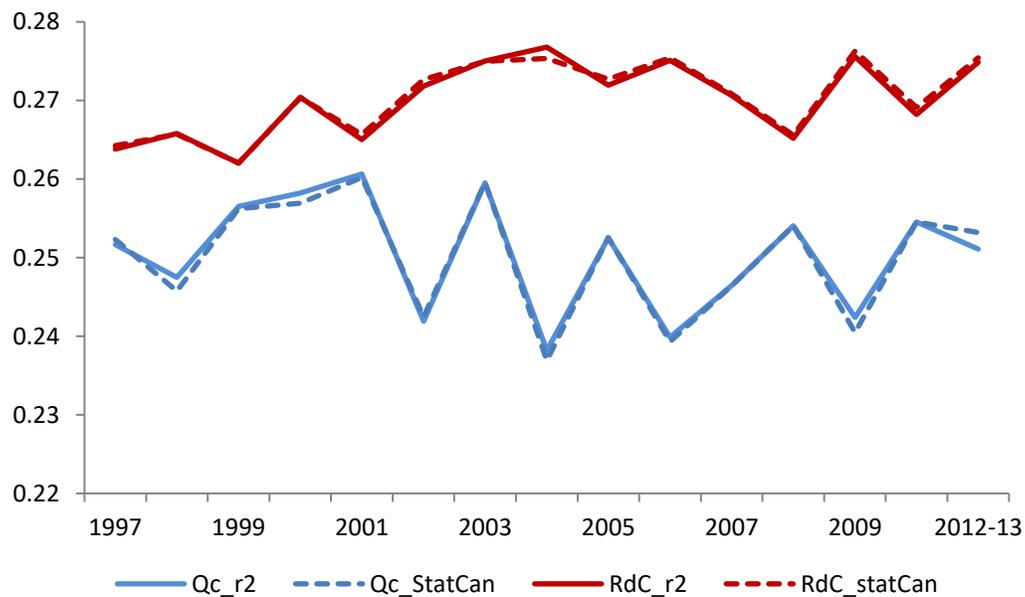
Source : Statistique Canada et calcul des auteurs.

Figure 32 : Évolution du coefficient de Gini pour les ménages d'un seul membre, Québec et reste du Canada, 1997-2013
Dollars constants 2002 = 100



Source : Statistique Canada et calcul des auteurs.

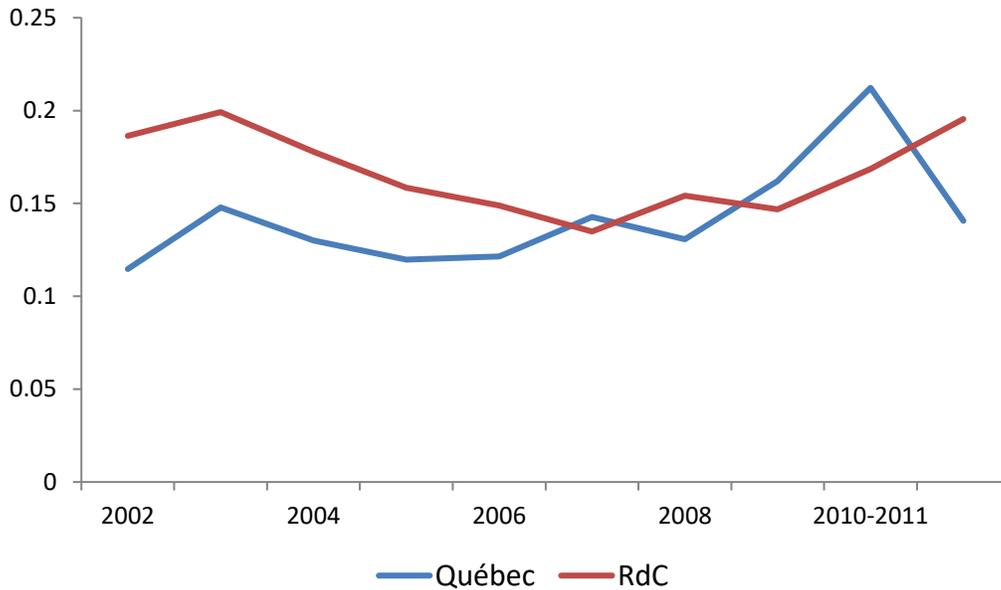
Figure 33 : Évolution du coefficient de Gini pour les ménages de plus d'une personne, Québec et reste du Canada, 1997-2013
Dollars constants 2002 = 100



Source : Statistique Canada et calcul des auteurs.

Figure 34 : Évolution de la proportion de ménages **d'une personne sous le seuil de pauvreté calculé selon la mesure du panier de consommation, Québec et reste de Canada, 2002-2011**

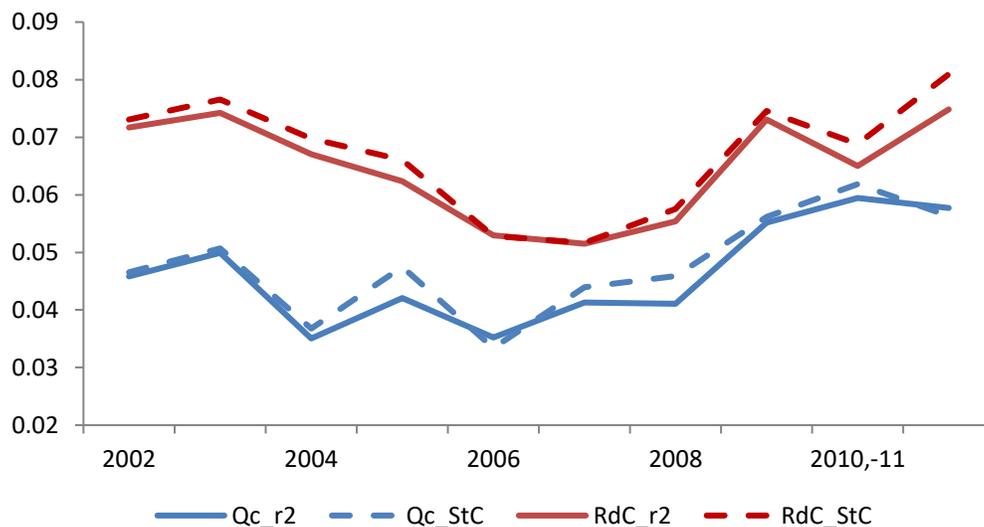
Dollars constants 2002 = 100



Source : Statistique Canada et calcul des auteurs.

Figure 35 : Évolution de la proportion de ménages **de plus d'un membre sous le seuil de pauvreté calculé selon la mesure du panier de consommation, Québec et reste de Canada, 2002-2011**

Dollars constants 2002 = 100



Source : Statistique Canada et calcul des auteurs.

Appendices

A.1. Description des catégories de dépenses

Les dépenses sont regroupées en dix grandes catégories :

Tableau A1 : Ventilation des catégories de dépenses

Catégories de dépenses	Composition (variable d'enquête)	IPC associé
Alimentation	Nourriture	IPC_Alimentation
	Boissons alcoolisées	IPC_Alcool
Transport	Transport	IPC_Transport
Habillement	Habillement	IPC_Habillement
Loisir	Loisir	IPC_Loisirs
	Matériel de lecture	IPC_Matériel de lecture
	Tabac et produit de fumeurs	IPC_Tabac et article de fumeurs
Équipement	Communications	IPC_Communications
Logement	Fourniture et équipement de maison	IPC_Ameublement et articles ménagers
	Logement (amputé de childcare expenses)	IPC_Habitation
	Hh operations	IPC_Hh operations
Santé	Health Care (amputé de Health insurance premiums) Personal care	IPC_Santé et soins personnels
Éducation	Education	IPC_Formation
	Dépenses de garde d'enfant	IPC_Service de garde d'enfant et d'entretien ménager
Divers	Cadeaux Varia	IPC_Ensemble
Protection	Security/Personal Insurance payments pension Prime d'assurance santé	IPC_Ensemble

Les éléments permettant de composer les catégories de dépenses sont disponibles dans les enquêtes du FAMEX et de l'EDM.

A.2. Méthodologie des indices de prix interprovinciaux

Comme mentionné dans la méthodologie, l'imputation des loyers nécessite l'utilisation d'un vecteur de prix qui prend en compte les différences qui peuvent exister entre les différentes régions canadiennes. Ici encore, la méthodologie utilisée est empruntée de Norris et Pendakur (2013). Puisque les indices de prix à la consommation publiés par Statistique Canada²⁶ sont tous égaux pour l'année 2002, les variations de prix observées sont des variations des prix d'une région pour une année donnée par rapport au prix de cette même région en 2002. Puisque le prix des logements est très différent pour les gens qui achètent à Vancouver et à Montréal, les variations de prix entre provinces sont générées à l'aide d'une autre série Cansim²⁷ qui offre un comparatif des prix entre les villes. Cet indice compare les prix de biens et services de 11 grandes villes canadiennes (St. John, Charlottetown et Summerside, Halifax, Saint John, Montréal, Ottawa-Gatineau, Toronto, Winnipeg, Regina, Edmonton, Vancouver). L'indice compare année par année les prix relatifs entre les villes. Par exemple, pour la catégorie des aliments, le prix relatif de Montréal serait 101 alors que celui de St. John serait de 93 pour une année donnée. Chaque année, la moyenne des prix est de 100 par catégories. Une hypothèse importante est posée pour générer le vecteur de prix interprovincial à l'aide cette série : les prix des villes sont représentatifs des prix dans l'ensemble des provinces auxquelles ces villes appartiennent. Puisque la seconde série, le prix interville, ne commence qu'en 2002 les différences interprovinciales sont obtenues en calculant la différence moyenne pour l'ensemble des années pour lesquelles les données sont disponibles puis en l'appliquant sur toutes les années c.-à-d.

$$\Delta_{i,ont} = \sum_{\text{année}=2002}^{2013} \frac{P_{i_année}}{P_{ont_année}} / \sum \text{année}$$

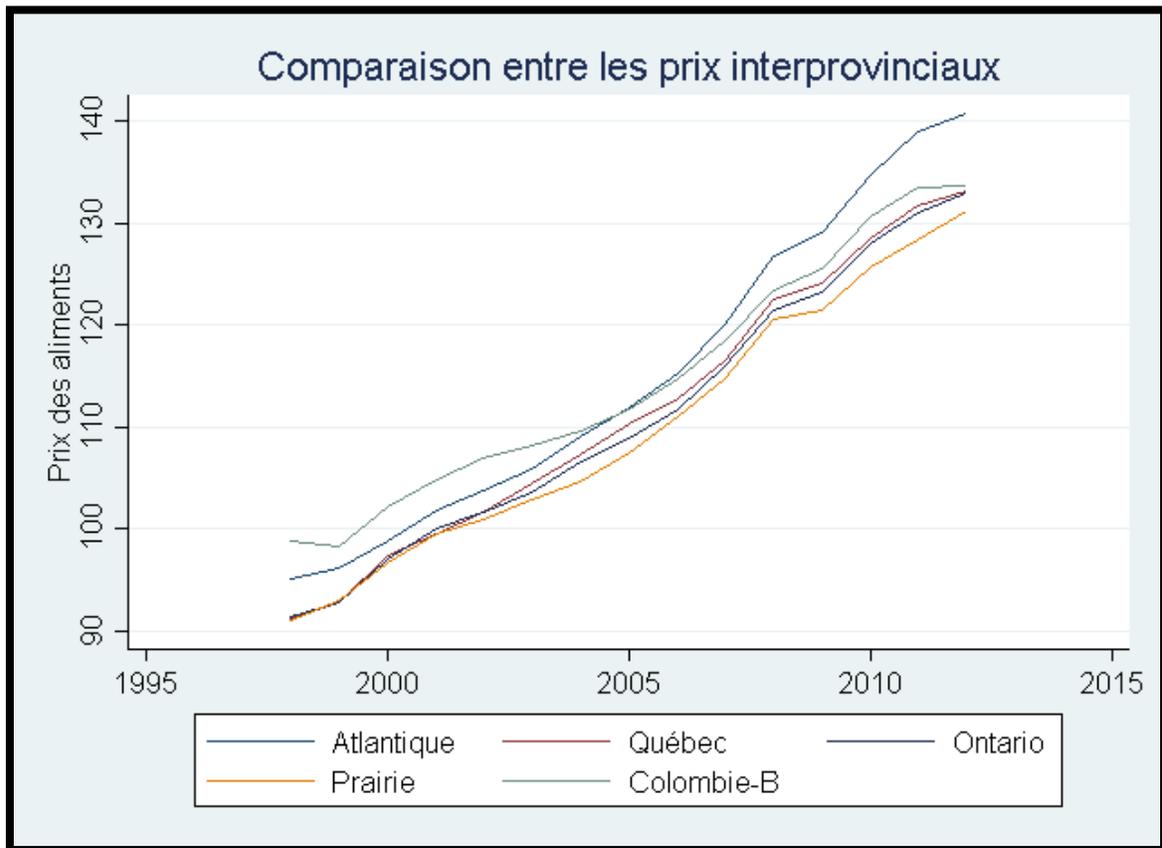
Puisque la différence moyenne entre les provinces est appliquée sur l'ensemble des années, une seconde hypothèse est utilisée. Les différences de prix entre les provinces sont fixes dans le temps. La province de l'Ontario sert de référence. Plus précisément, tous les prix deviennent des prix relatifs aux prix de l'Ontario en 2002 qui prend la valeur de 100.

Le graphique A1 montre comment les prix générés évoluent dans le temps. Le rapport entre les régions et l'Ontario est constant dans le temps, mais comme les indices des prix peuvent varier différemment dans le temps dans deux régions, cela peut accentuer ou réduire les différences entre les autres régions.

²⁶ Cansim, série 320-0021 : Indice des prix à la consommation, annuel (2002=100).

²⁷ Cansim, série 320-0015 : Indice comparatif des prix des biens et services à la consommation entre les villes. Annuel (indice, moyenne des villes combinées = 100).

Graphique A1 : comparaison des prix interprovinciaux entre 1997 et 2013



A.3. Méthodologie des indices de prix régionaux

Les indices de prix régionaux sont générés à partir de vecteurs de prix provinciaux qui sont pondérés par la population.

$$IPC_{prairies} = \left[\sum_{i=1}^3 pop_{prov_i} * IPC_{prov_i} \right] / \sum pop_{provinces\ des\ prairies}$$

A.4. Modèles d'imputation de loyer (Norris & Pendakur (2013))

Modèle simple	Modèle élaboré
Nombre de pièces (dicho 1 à 11 et plus de 11)	Nombre de pièces (dicho 1 à 11 et plus de 11)
Réside dans une région rurale (dicho)	Nombre de chambre à coucher (dicho)
Tête du ménage est une femme (dicho)	Nombre de salle de bain (dicho)
Propriétaire d'une voiture (dicho)	Réside dans une région rurale (dicho)
Type de ménage (6 dicho; référence = personne seule)	Tête du ménage est une femme (dicho)
Revenu du ménage provient à plus de 10% de transferts gouvernementaux (dicho)	Propriétaire d'une voiture (dicho)
Tendance pour les années	Type de ménage (6 dicho; référence = personne seule)
Tendance pour les années au carrée	Revenu du ménage provient à plus de 10% de transferts gouvernementaux (dicho)
Région de résidence (5 dicho)	Tendance pour les années
Type de logement (6 dicho)	Tendance pour les années au carrée
Taille du ménage (dicho allant de 1 à 5 et plus de 5)	Région de résidence (5 dicho)
Groupe d'âge de la tête du ménage (13 gr)	Type de logement (6 dicho)
Nombre de degrés-jours de chaleur	Taille du ménage (dicho allant de 1 à 5 et plus de 5)
Revenu du ménage (log)	Âge de la tête du ménage (dichotomisé)
Dépenses totales du ménage (log)	Nombre de degrés-jours de froid
Carré du log des dépenses totales	Revenu du ménage (log)
Interaction entre le log du revenu et le log des dépenses	Dépenses totales du ménage (log)
Vecteurs de prix	Carré du log des dépenses totales
	Interaction entre le log du revenu et le log des dépenses
	Vecteurs de prix
	Indicateur si le logement à besoin de réparation
	1. Mineur (dicho)
	2. Majeur (dicho)
	3. Aucune (dicho)
	Indicateur si le logement a les installations pour une laveuse (dicho)
	Période de construction du logement (dicho)

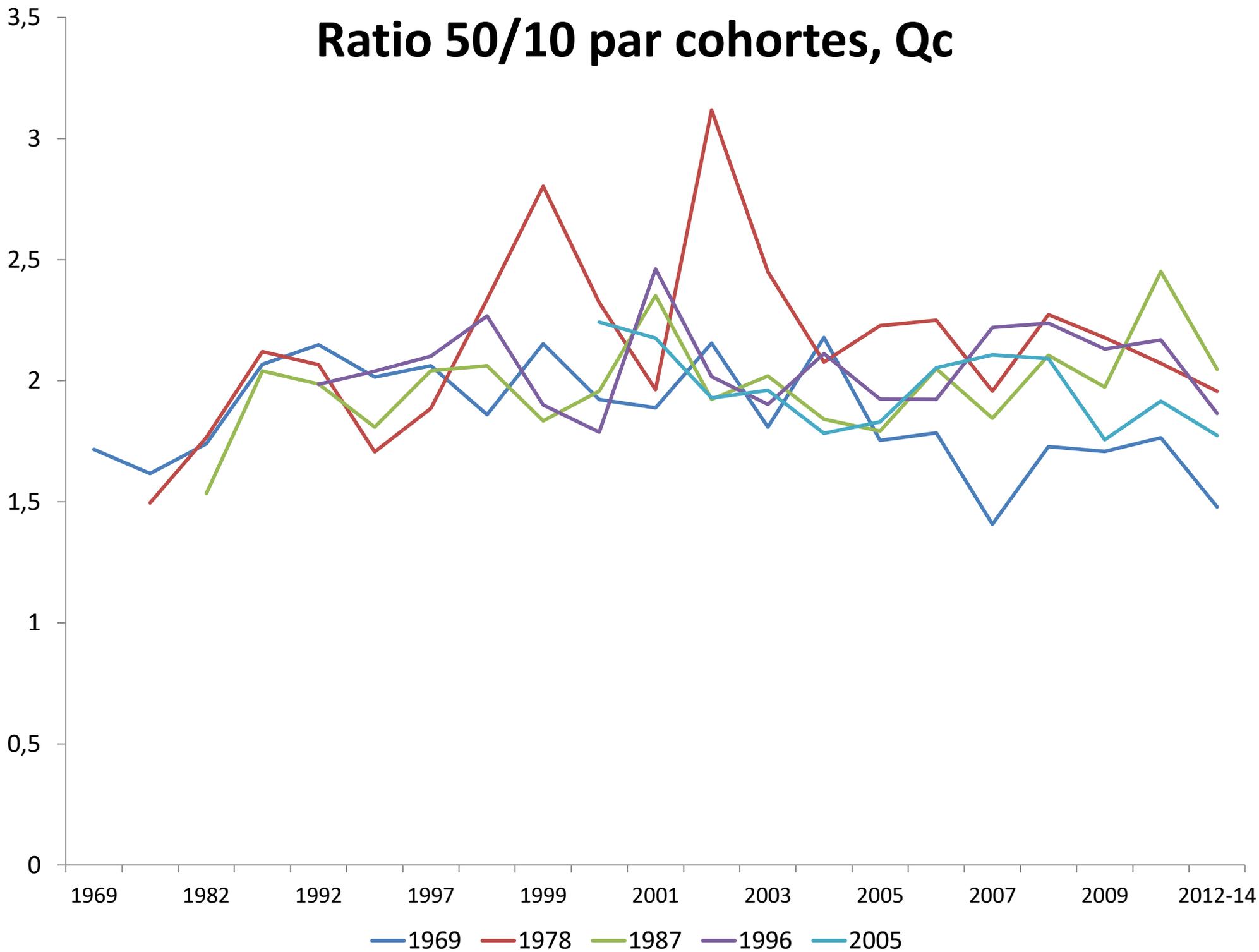
A5. Modèle d'imputation de loyer par « proximity mean matching »

Modèle simple	Modèle élaboré
Réside dans une région rurale (dicho)	Nombre de chambre à coucher (dicho) Nombre de salles de bain (dicho) Réside dans une région rurale (dicho)
Type de ménage (6 dicho; référence = personne seule)	Type de ménage (6 dicho; référence = personne seule)
Enquêtes (dicho)	Enquêtes (dicho) Région de résidence (dicho)
Type de logement (dicho)	Type de logement (dicho)
Taille du ménage (dicho)	Taille du ménage (dicho)
Dépenses totales du ménage (log)	Dépenses totales du ménage (log) Indicateur si le logement a les installations pour une laveuse (dicho) Période de construction du logement (dicho)

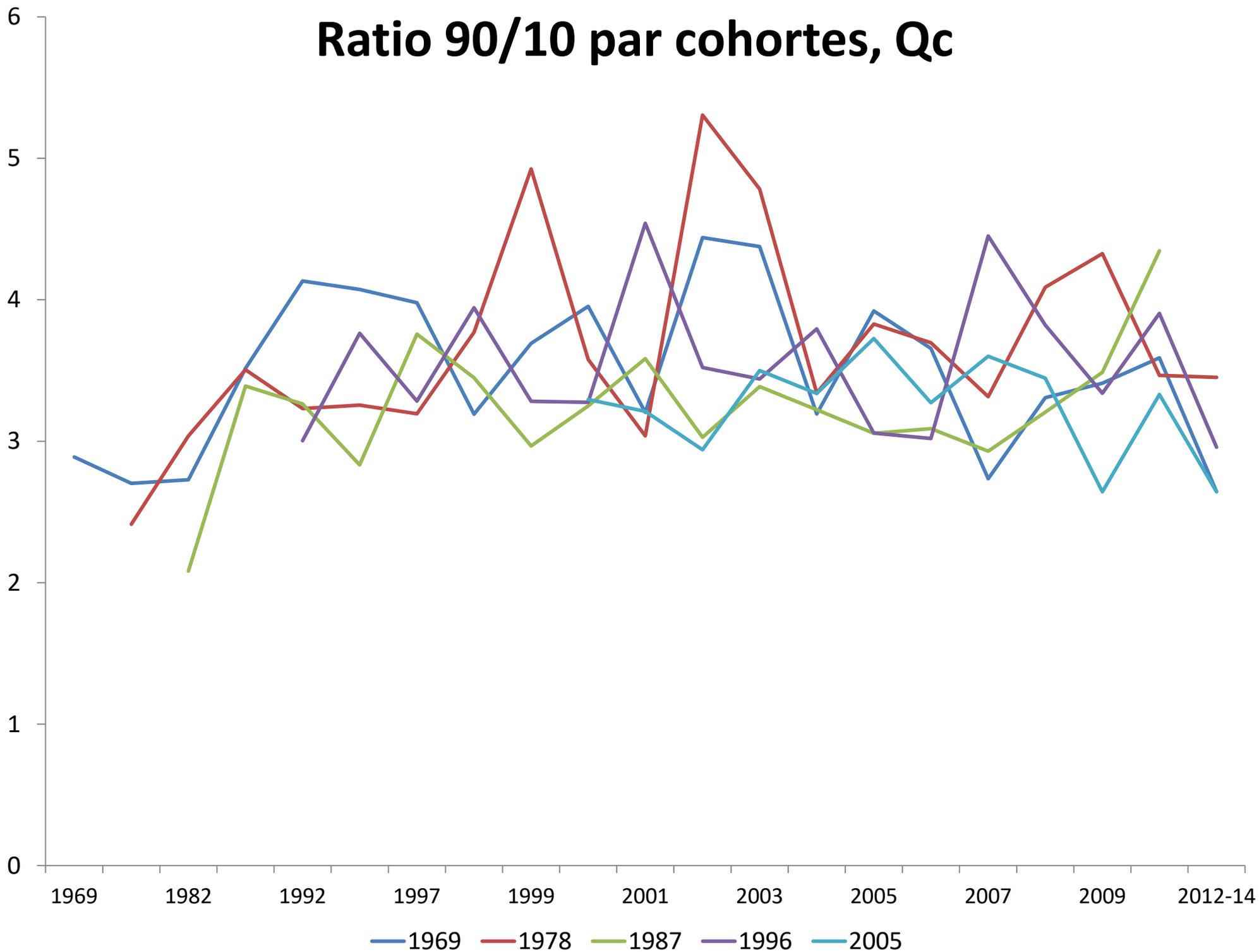
A6. Appendice électronique

On trouve dans cet appendice des graphiques des mesures d'inégalités pour 4 types de ménages, personnes seules, ménages en couple sans enfants, couples avec enfants sans famille type, et enfin famille type de deux adultes, et deux enfants et ce pour 5 régions, provinces de l'Atlantique, Québec, Ontario, Prairies, et Colombie-Britannique. Ces graphiques se trouvent dans graphiques_consommation.zip

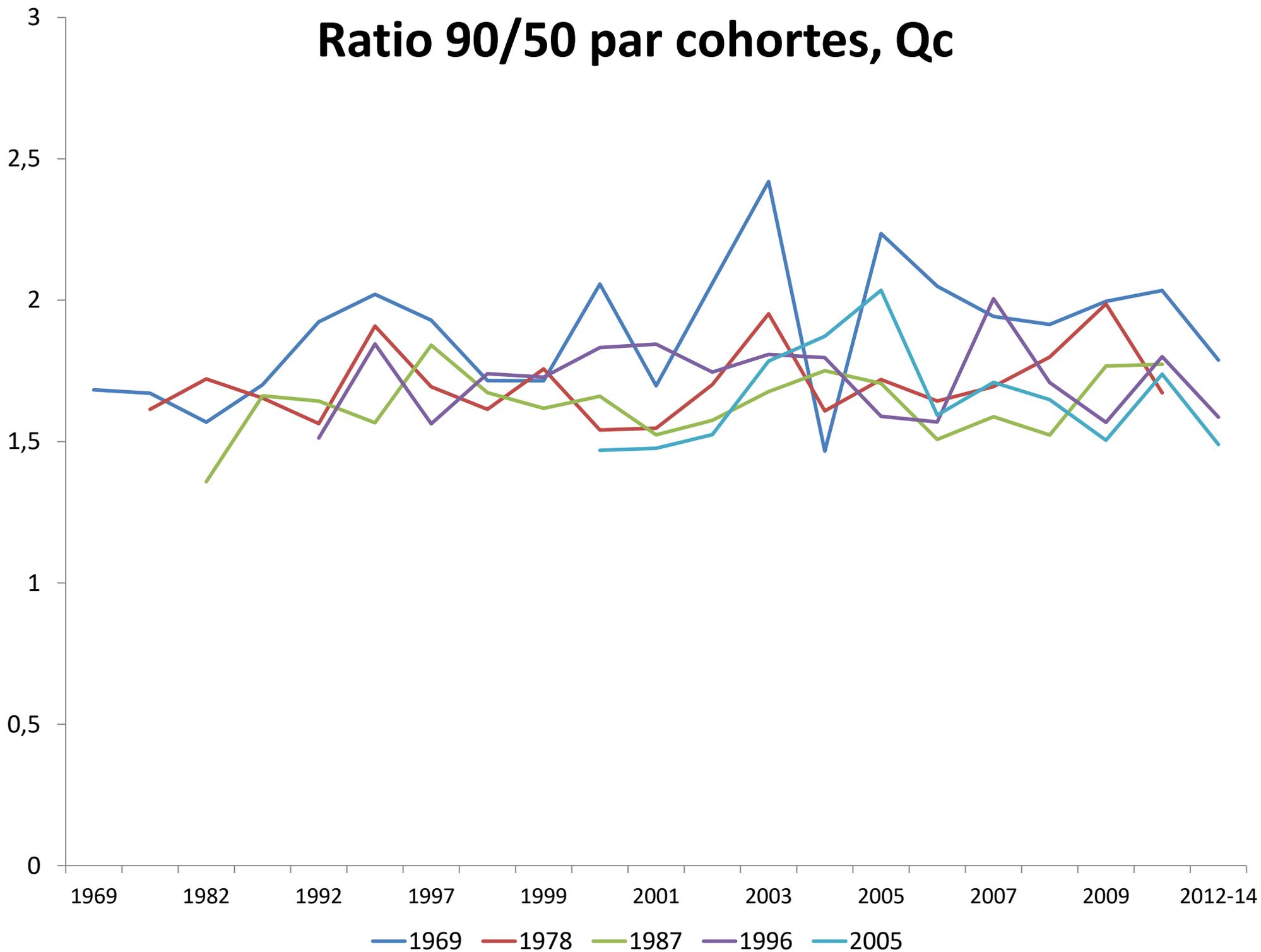
Ratio 50/10 par cohortes, Qc



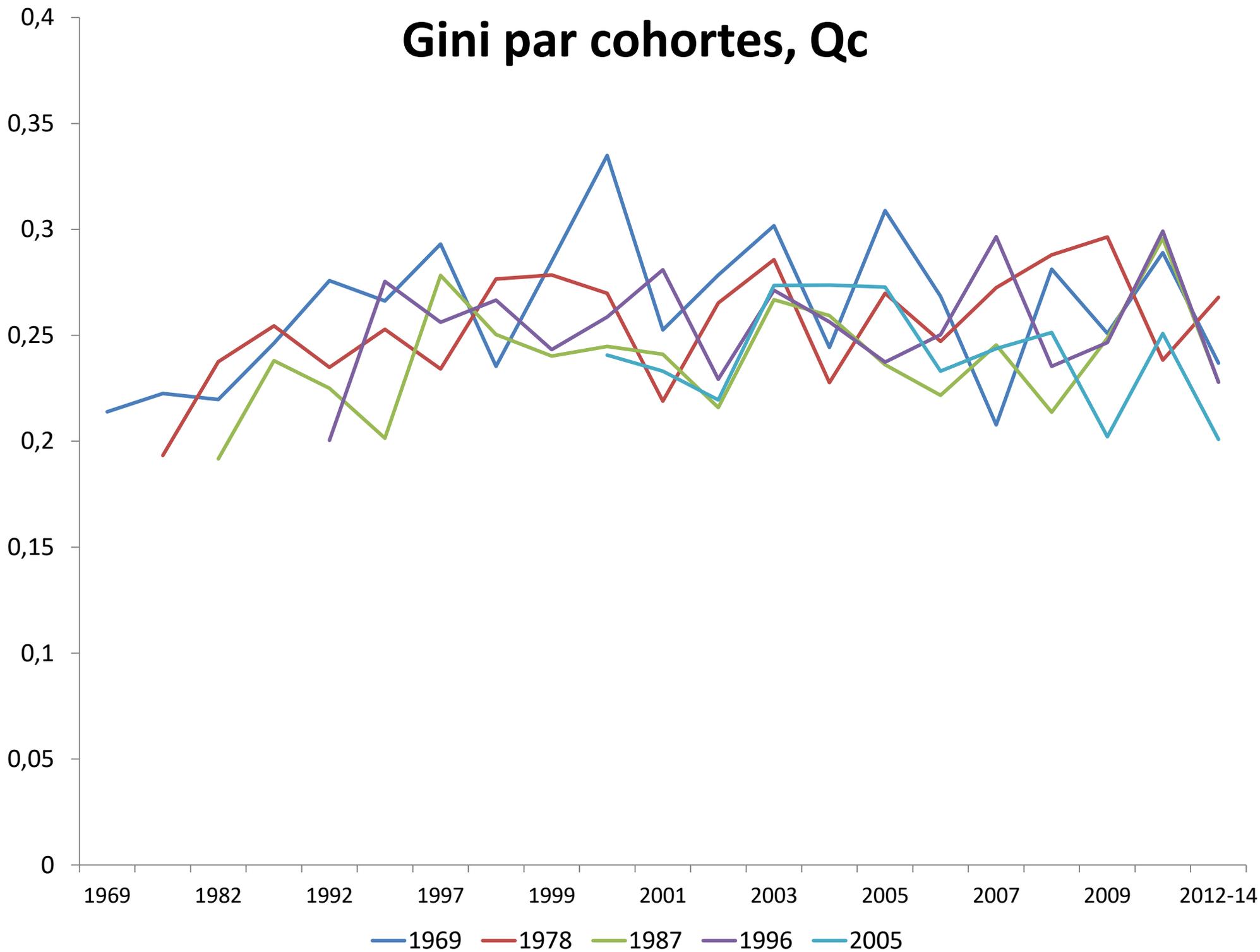
Ratio 90/10 par cohortes, Qc



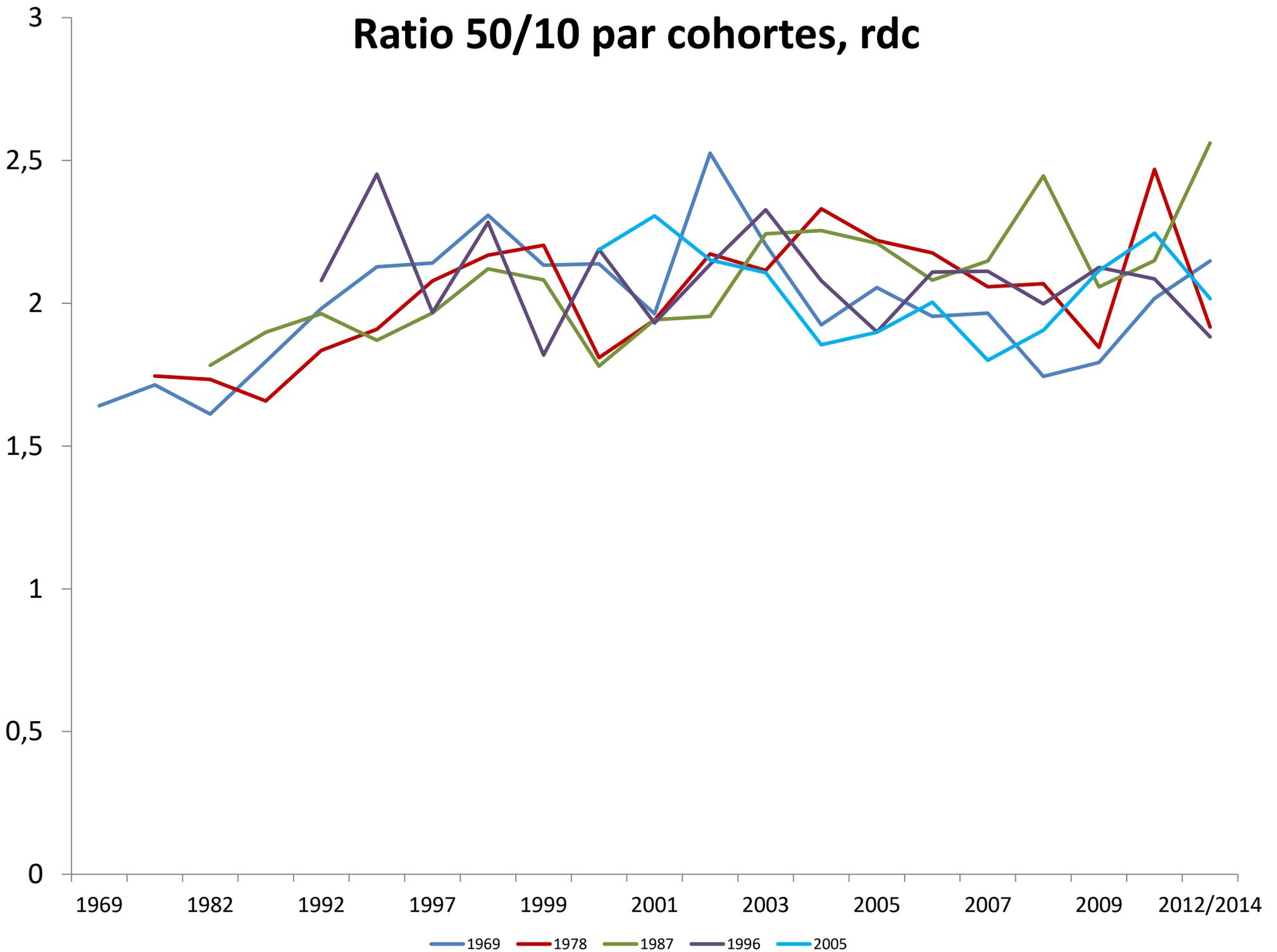
Ratio 90/50 par cohortes, Qc



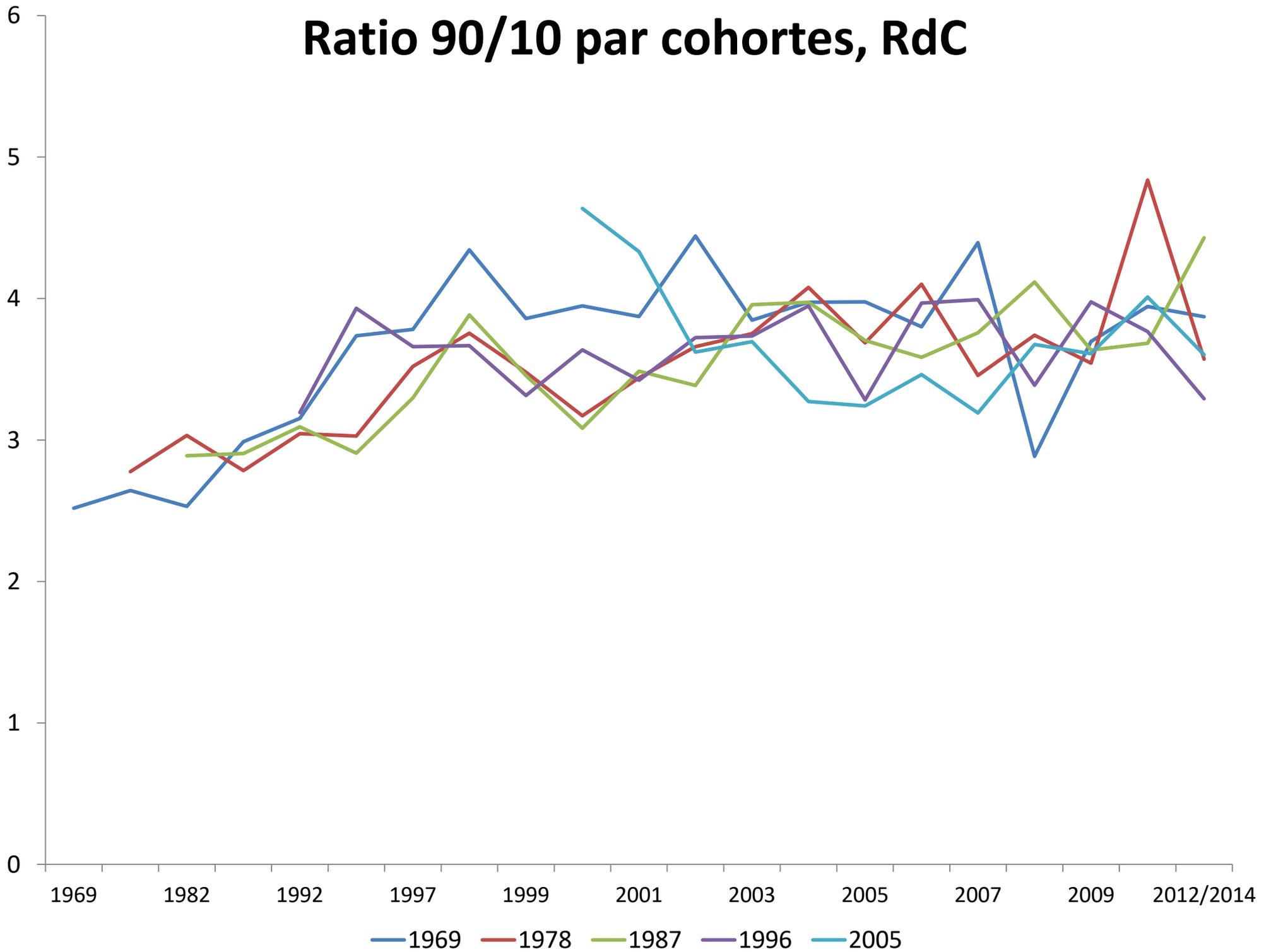
Gini par cohortes, Qc



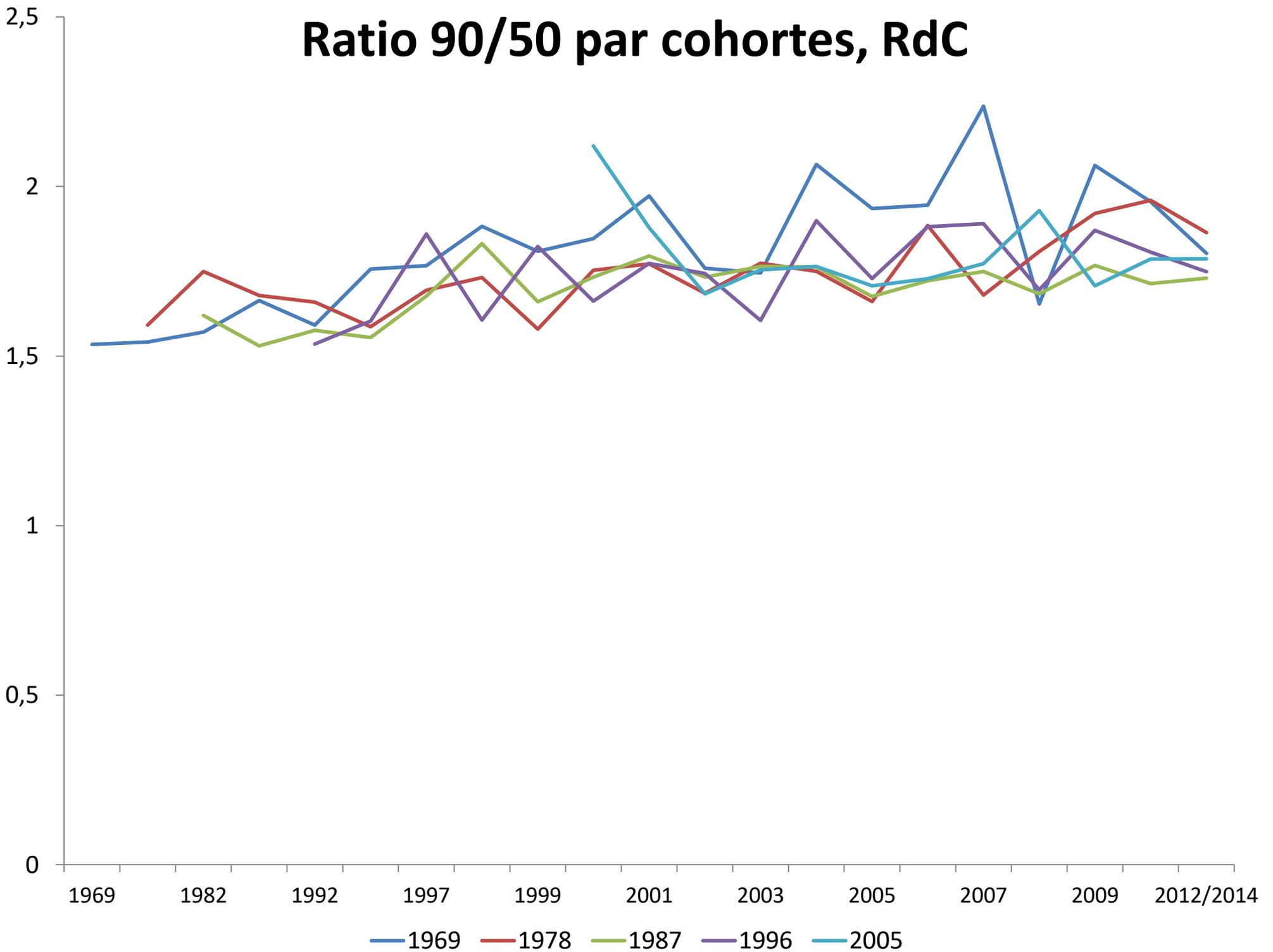
Ratio 50/10 par cohortes, rdc



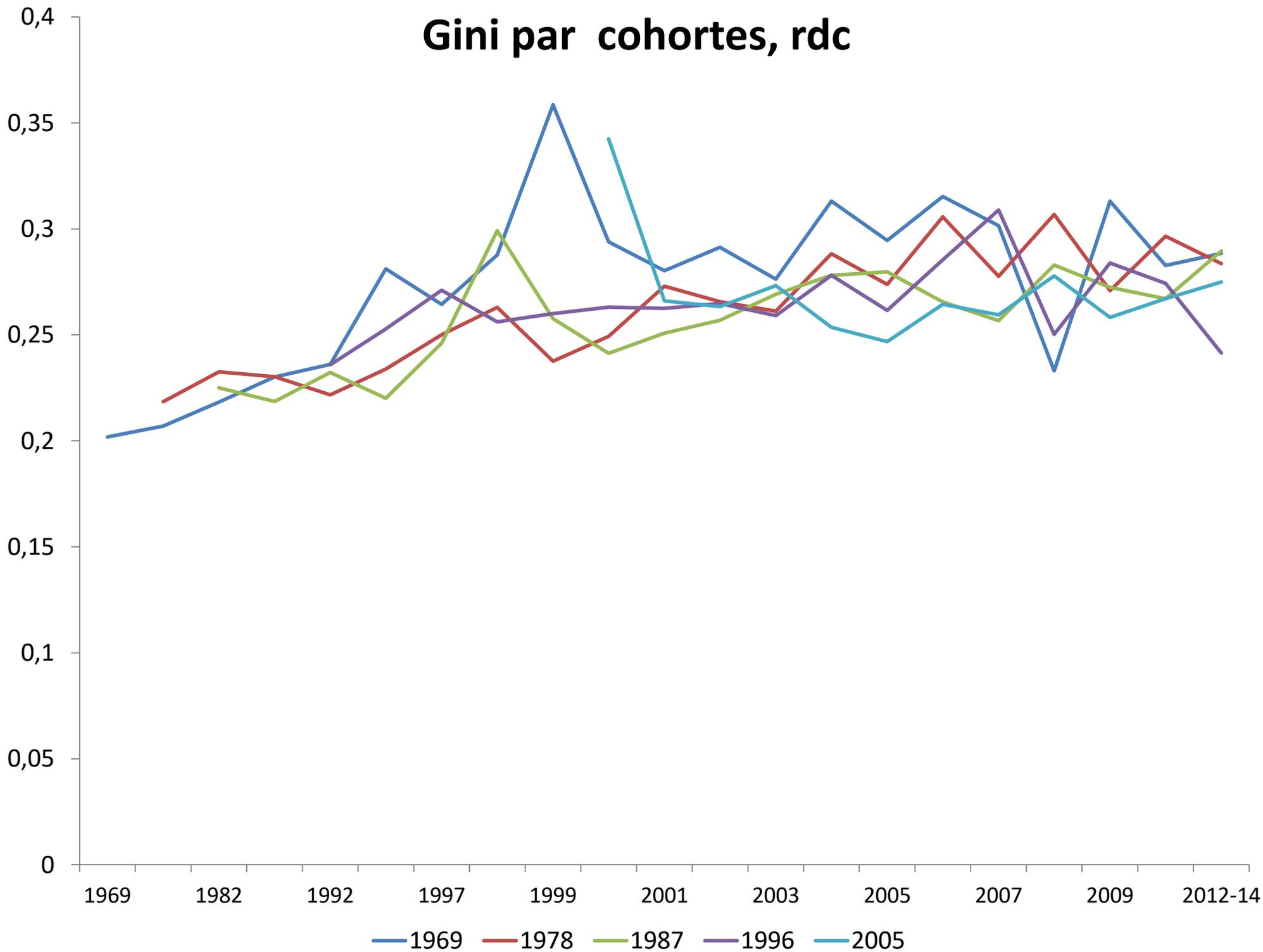
Ratio 90/10 par cohortes, RdC



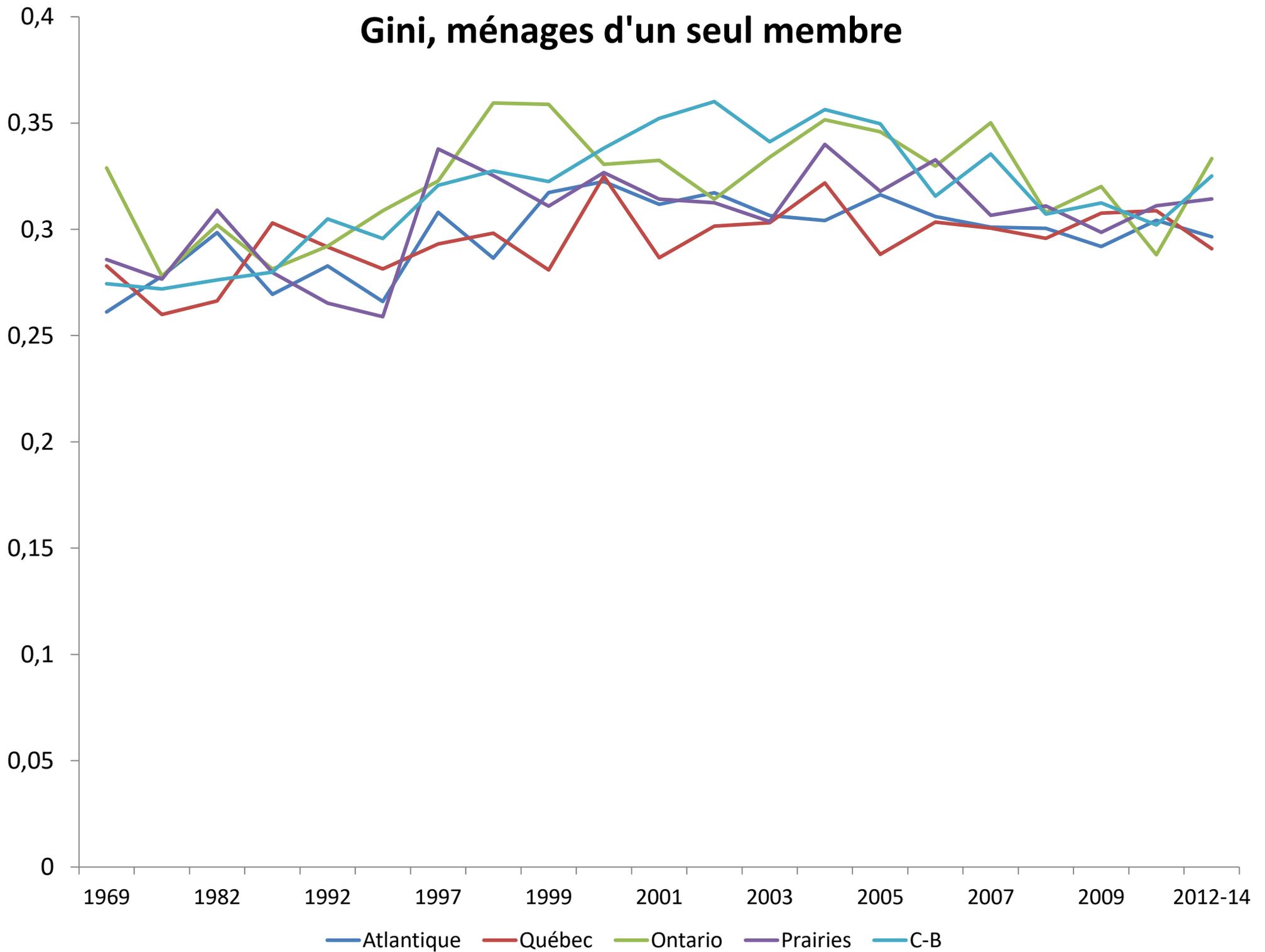
Ratio 90/50 par cohortes, RdC



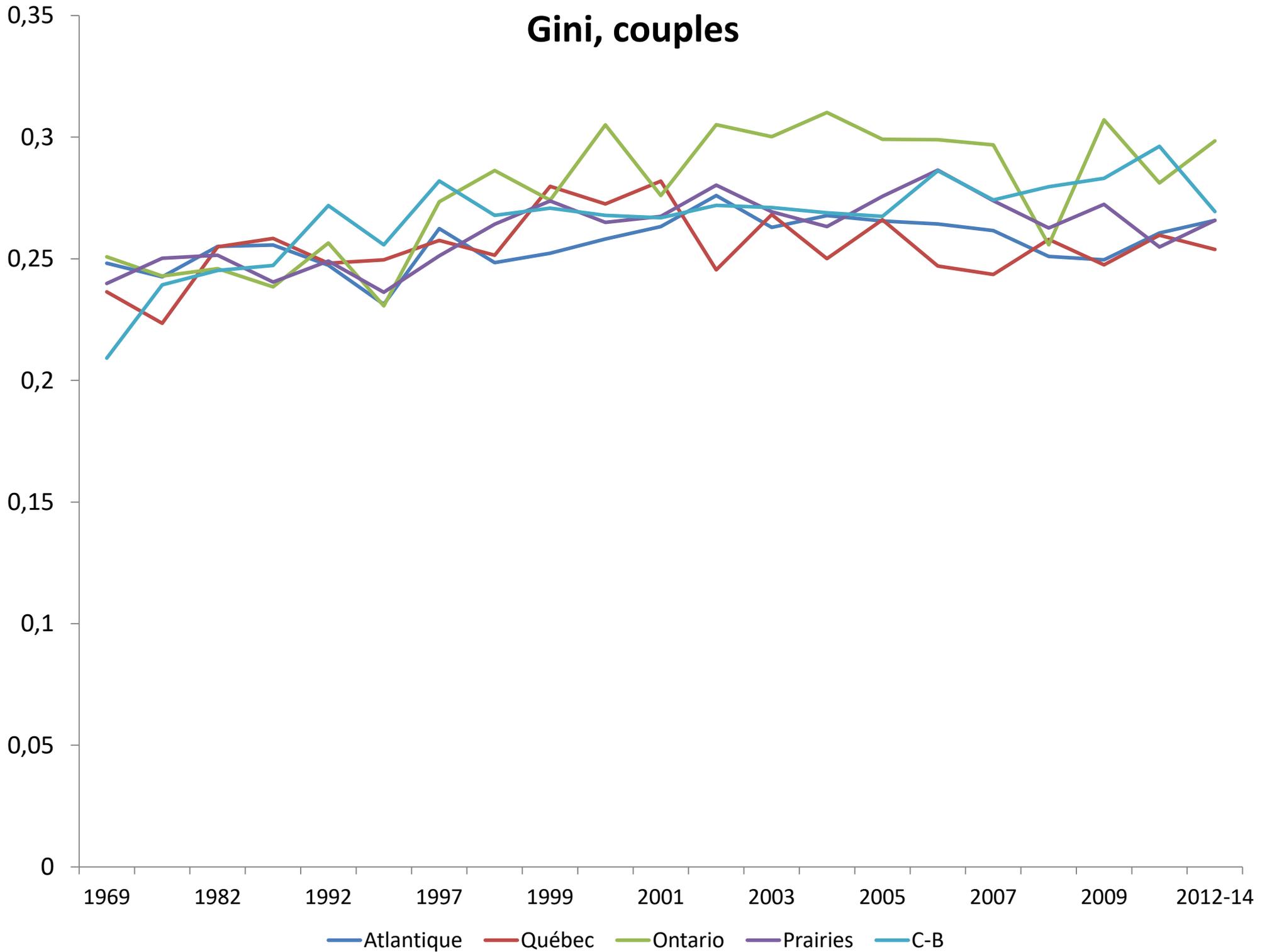
Gini par cohortes, rdc



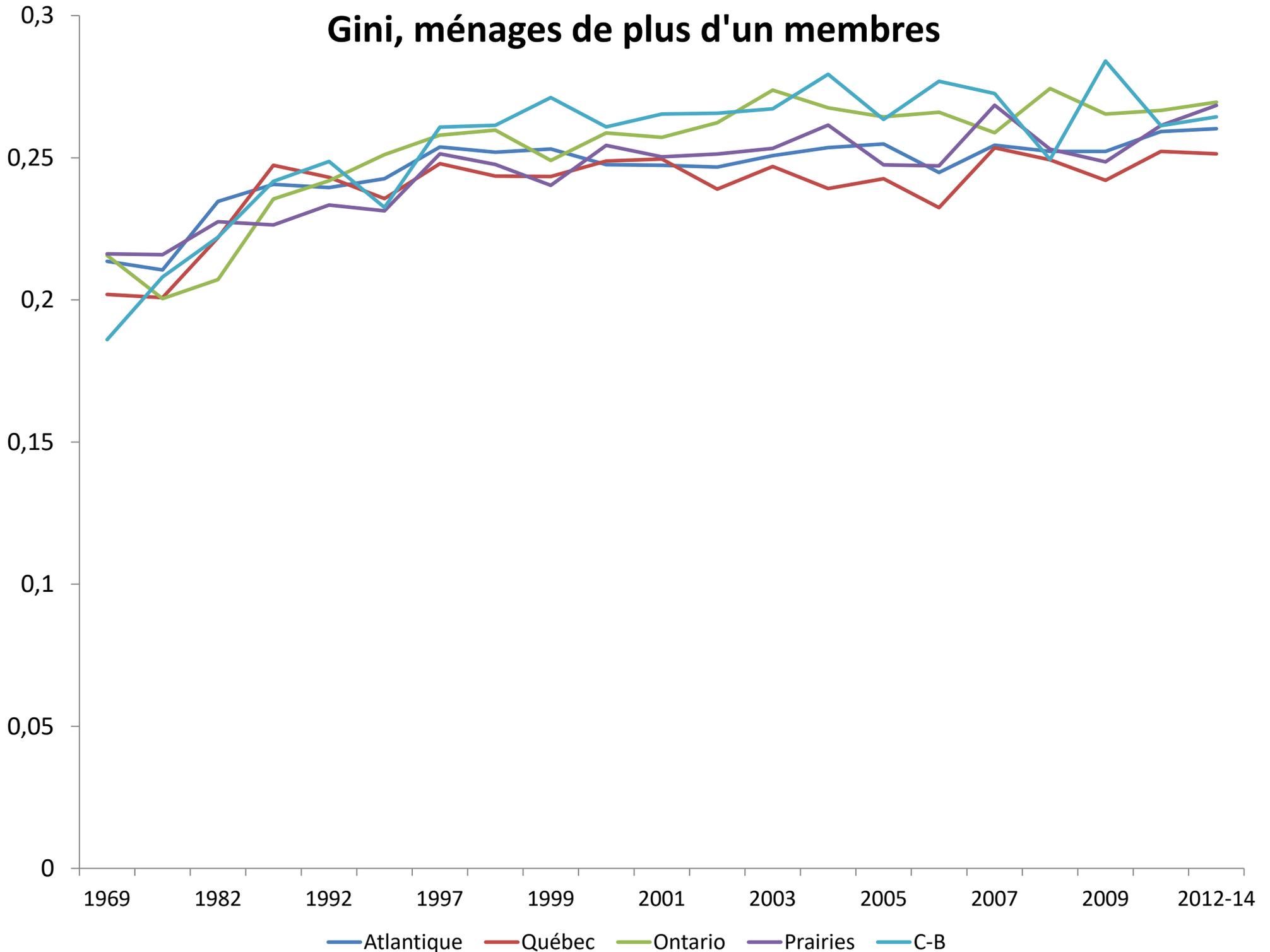
Gini, ménages d'un seul membre



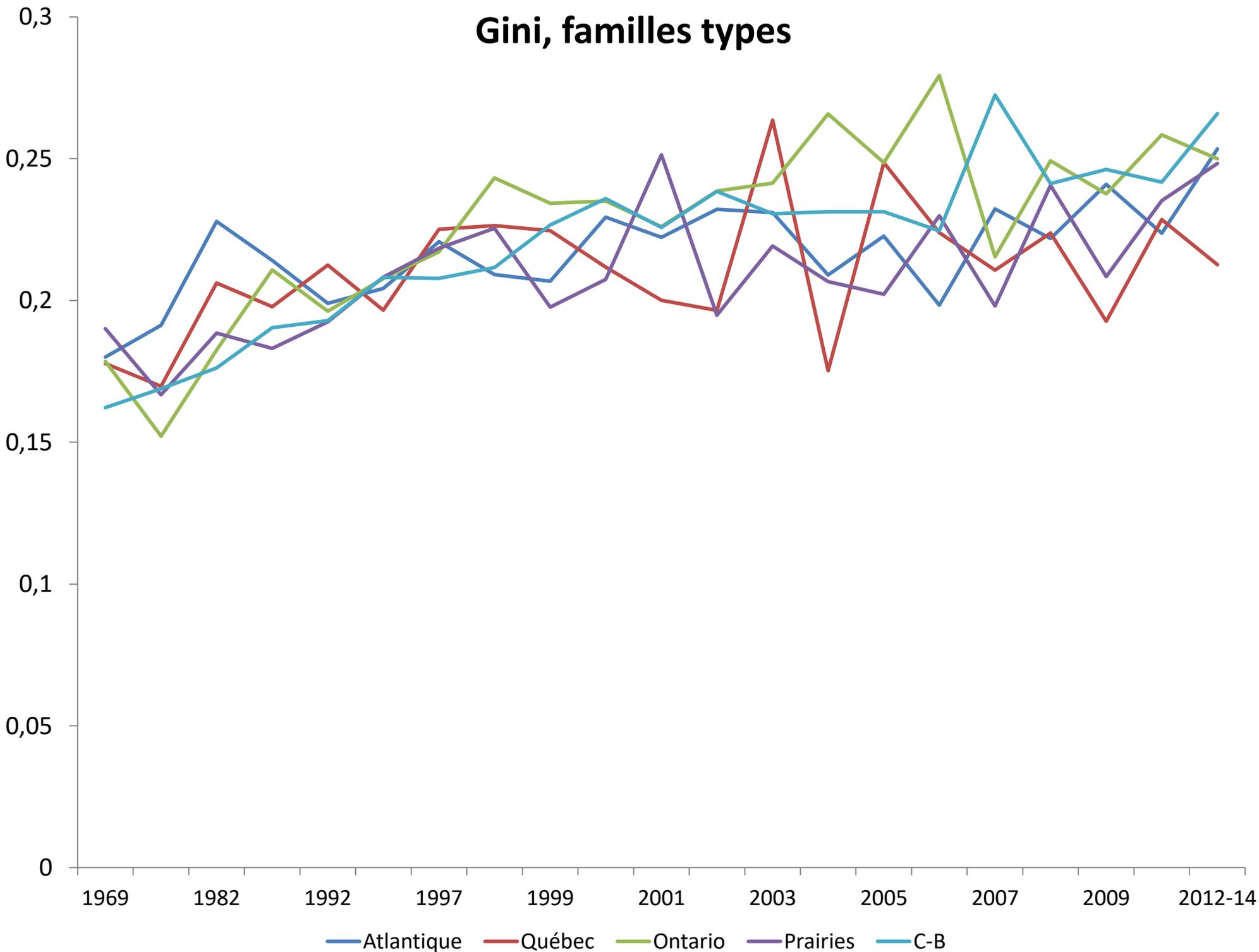
Gini, couples



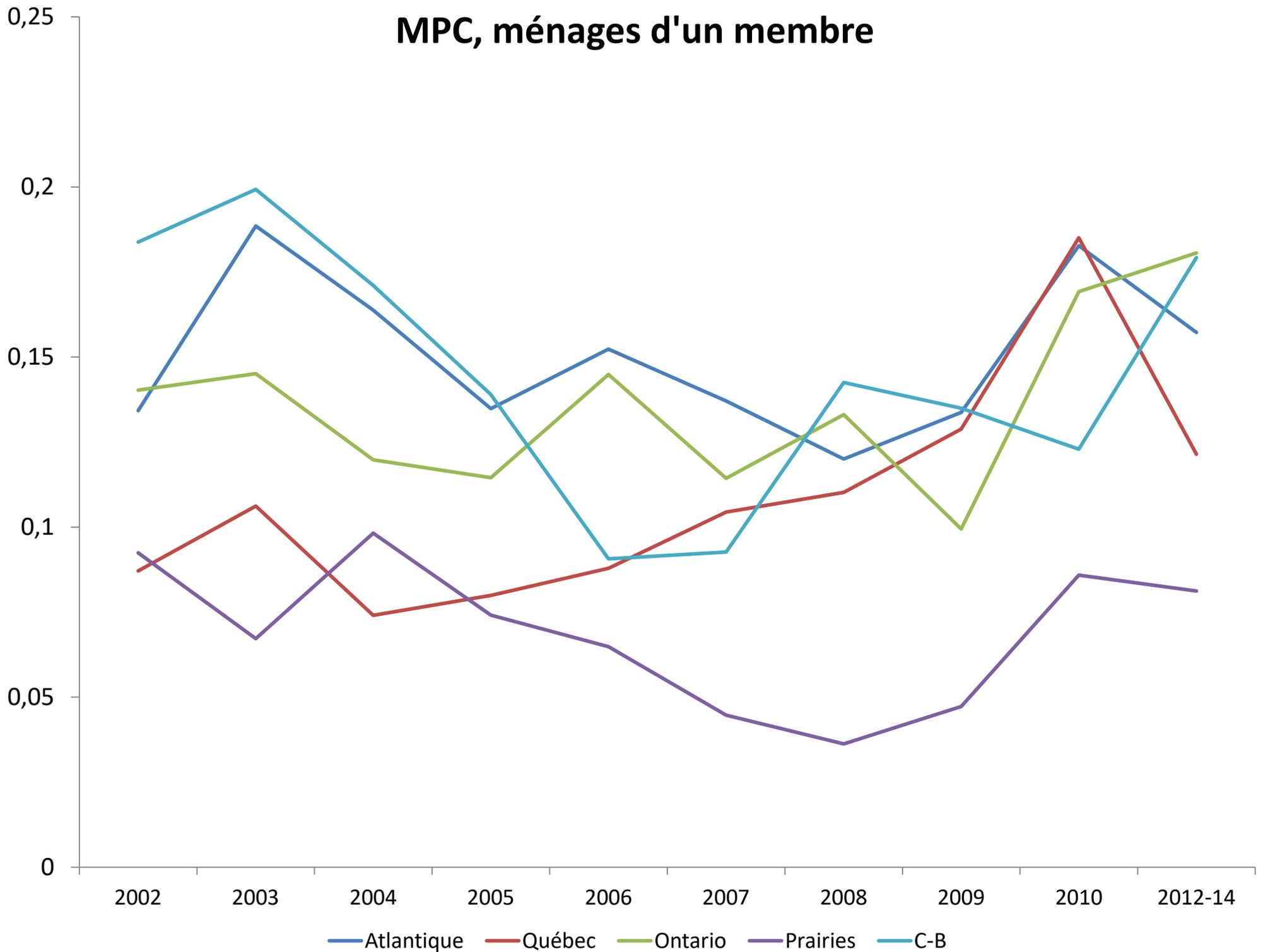
Gini, ménages de plus d'un membres



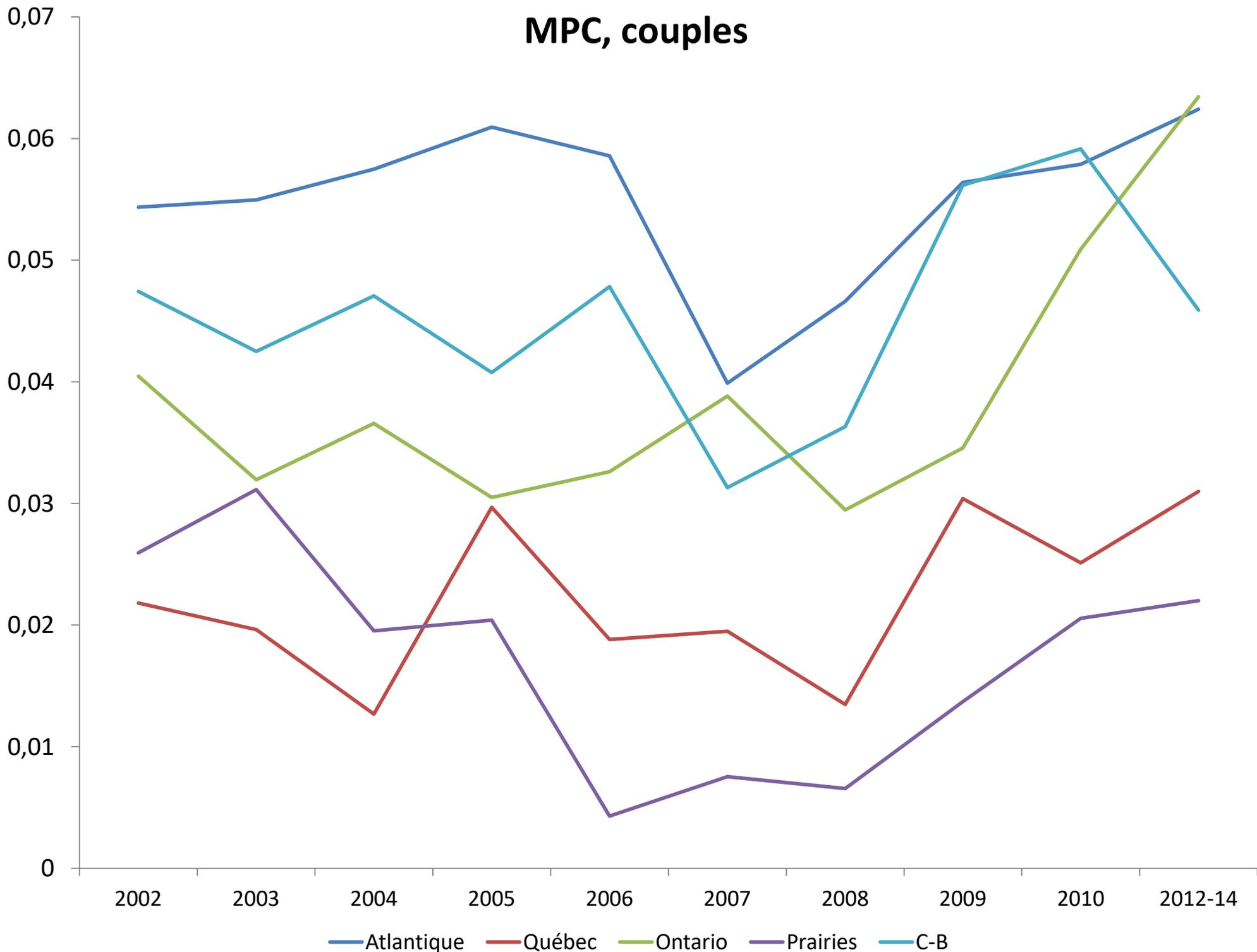
Gini, familles types



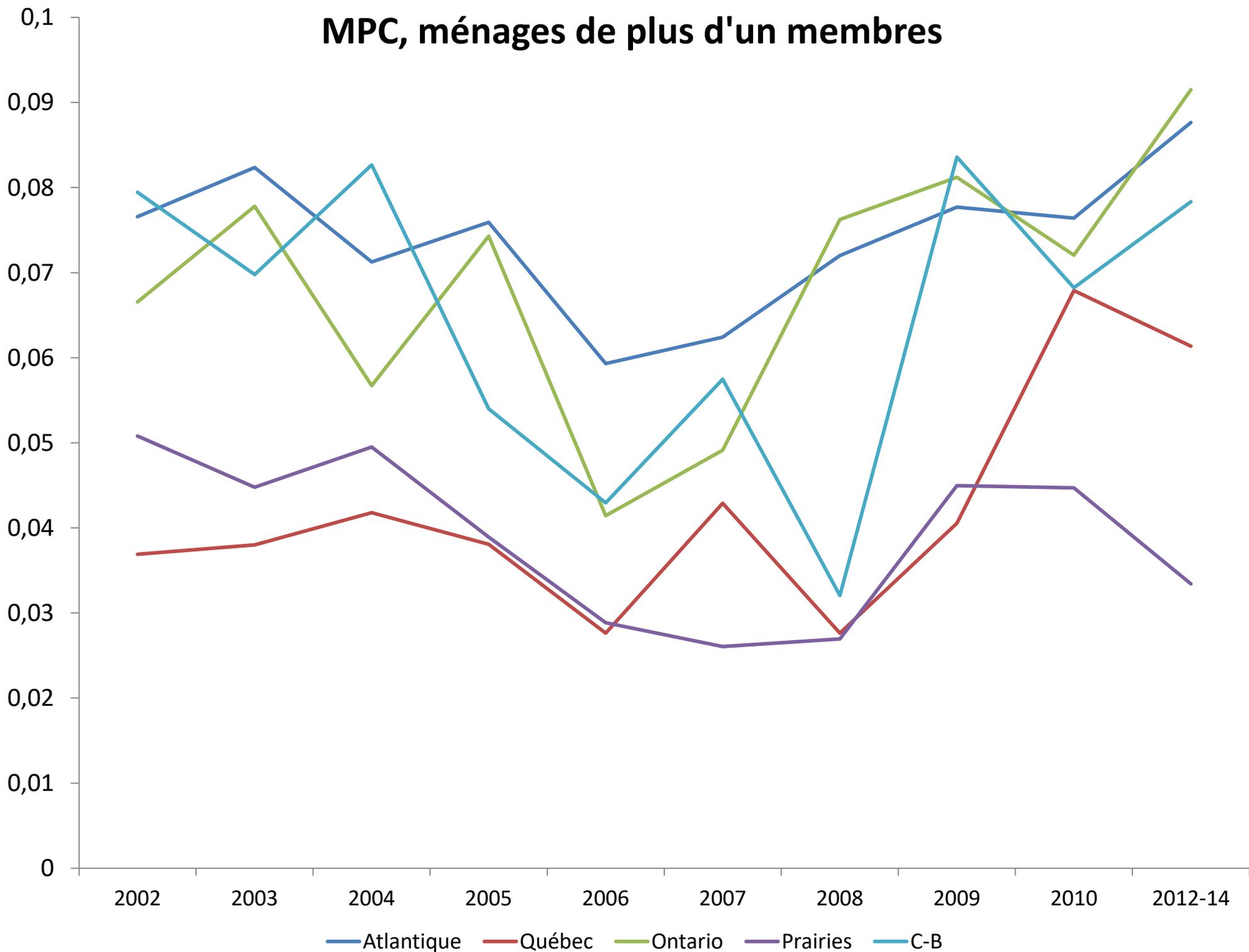
MPC, ménages d'un membre



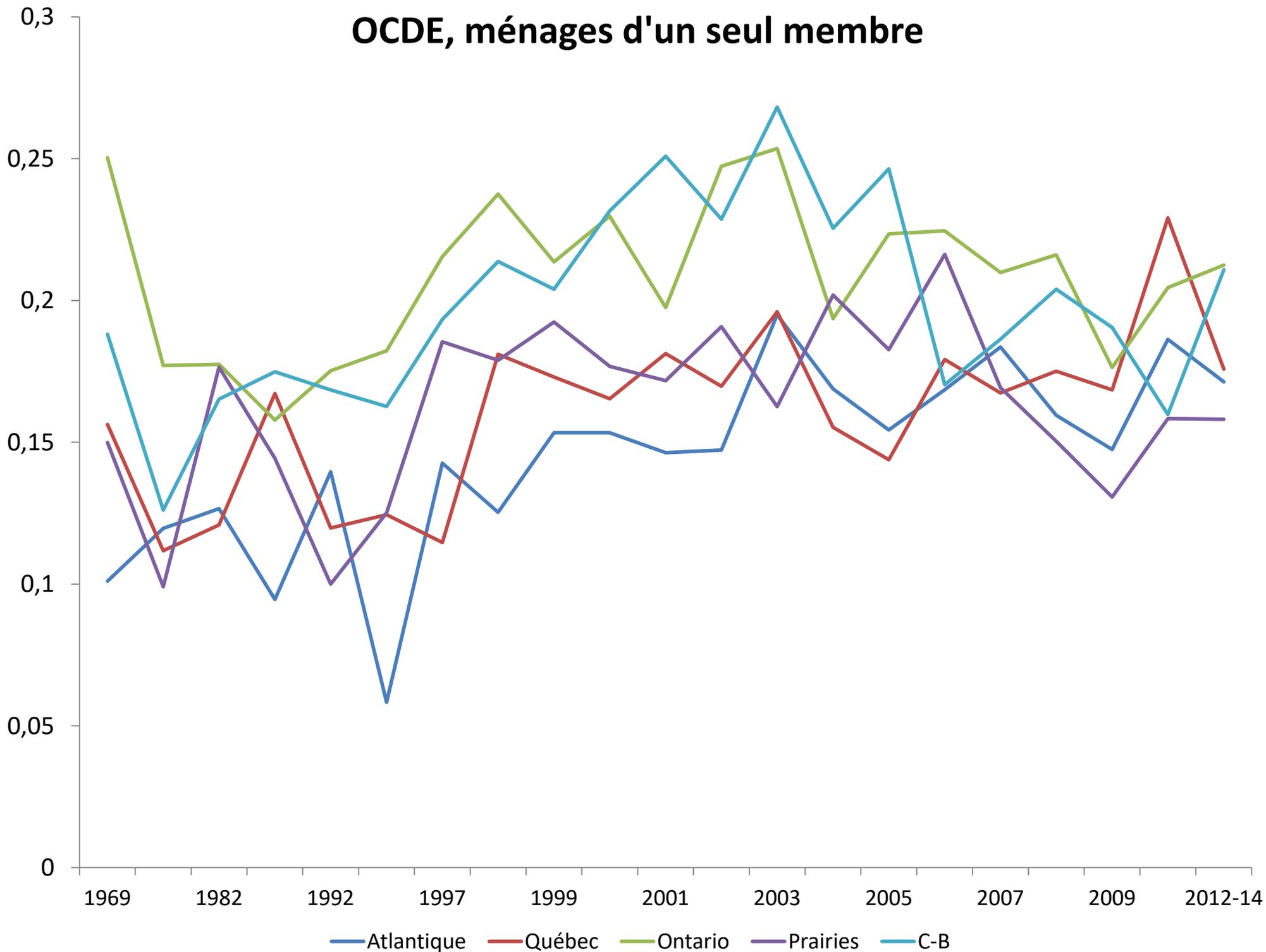
MPC, couples



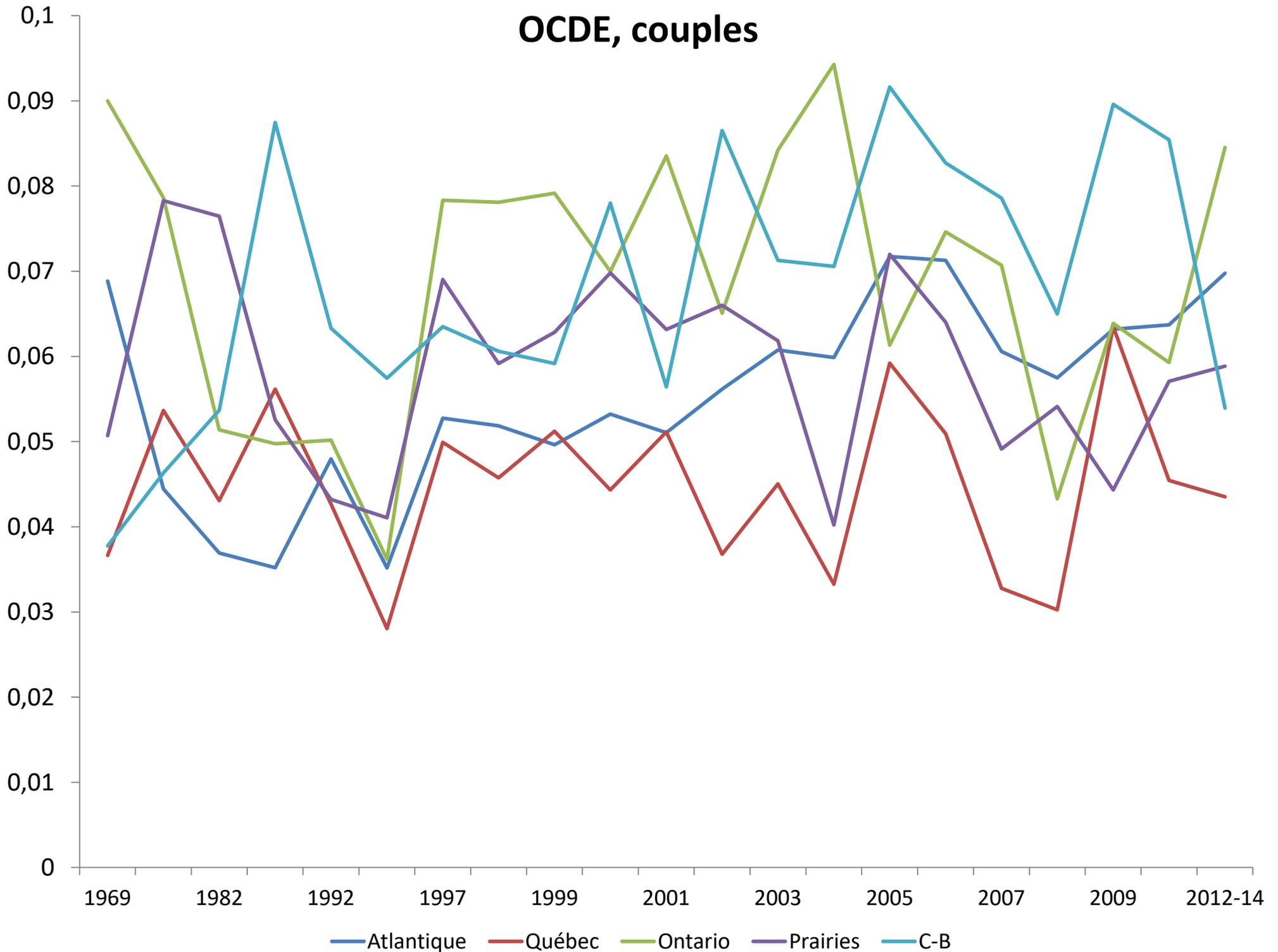
MPC, ménages de plus d'un membres



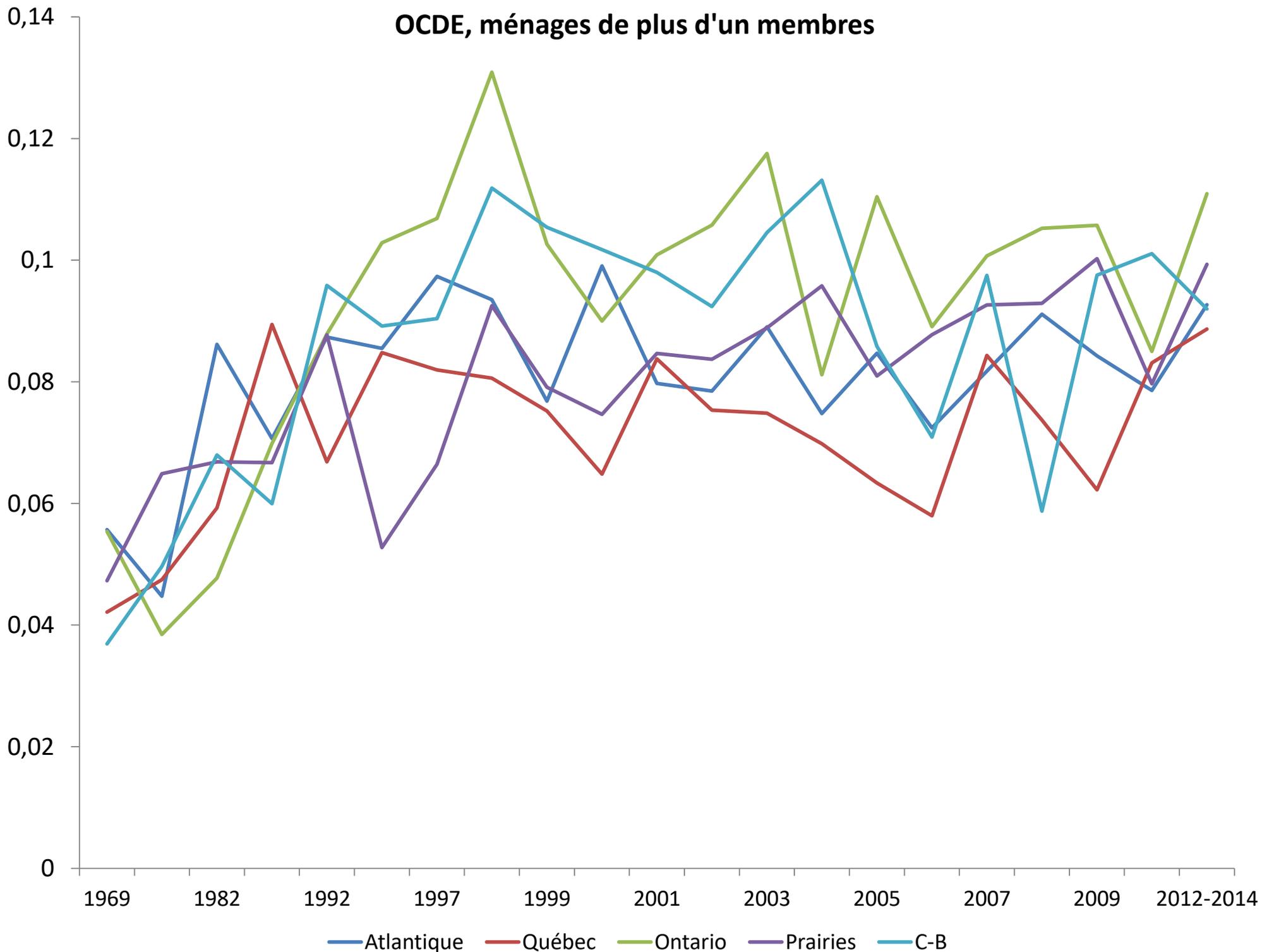
OCDE, ménages d'un seul membre



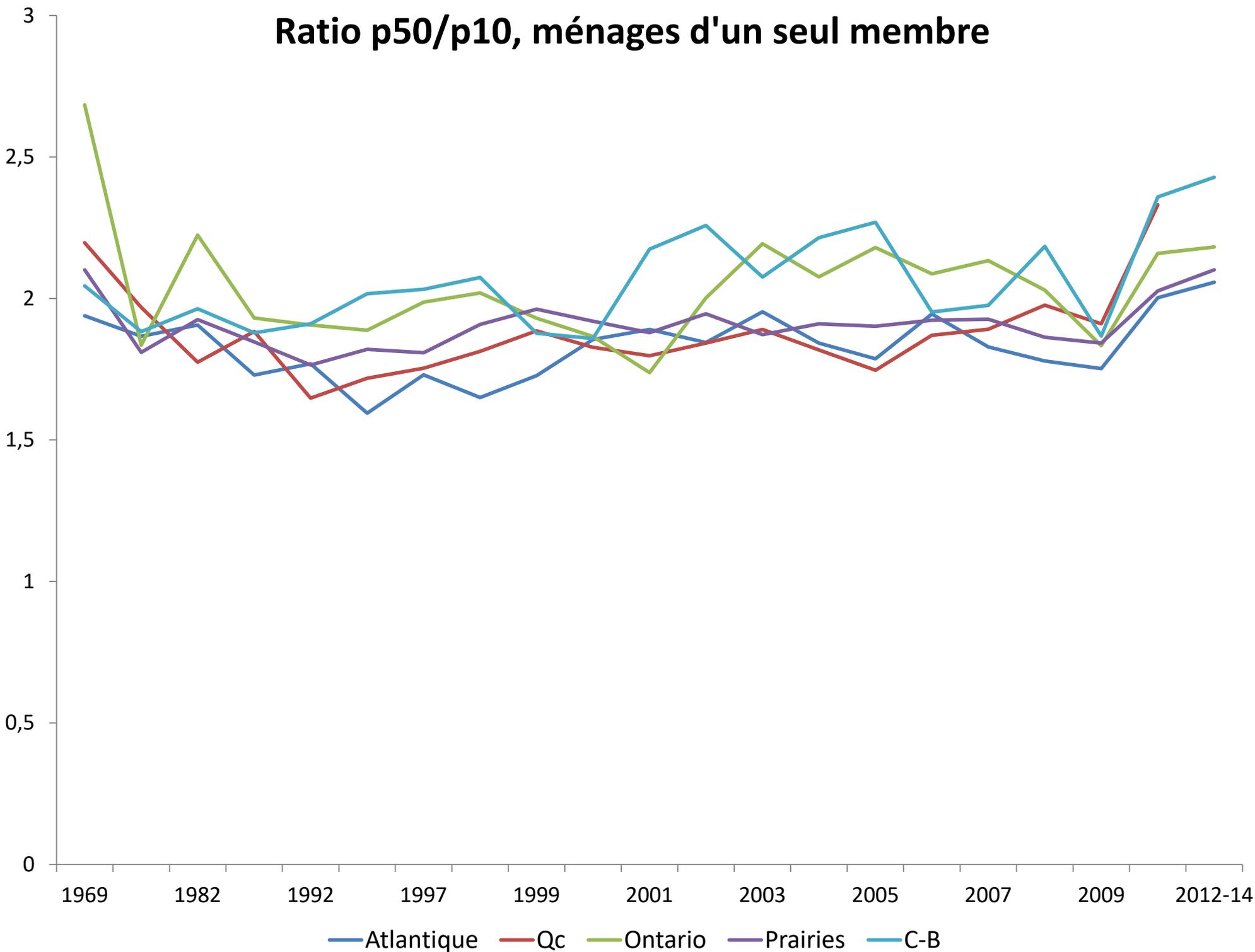
OCDE, couples



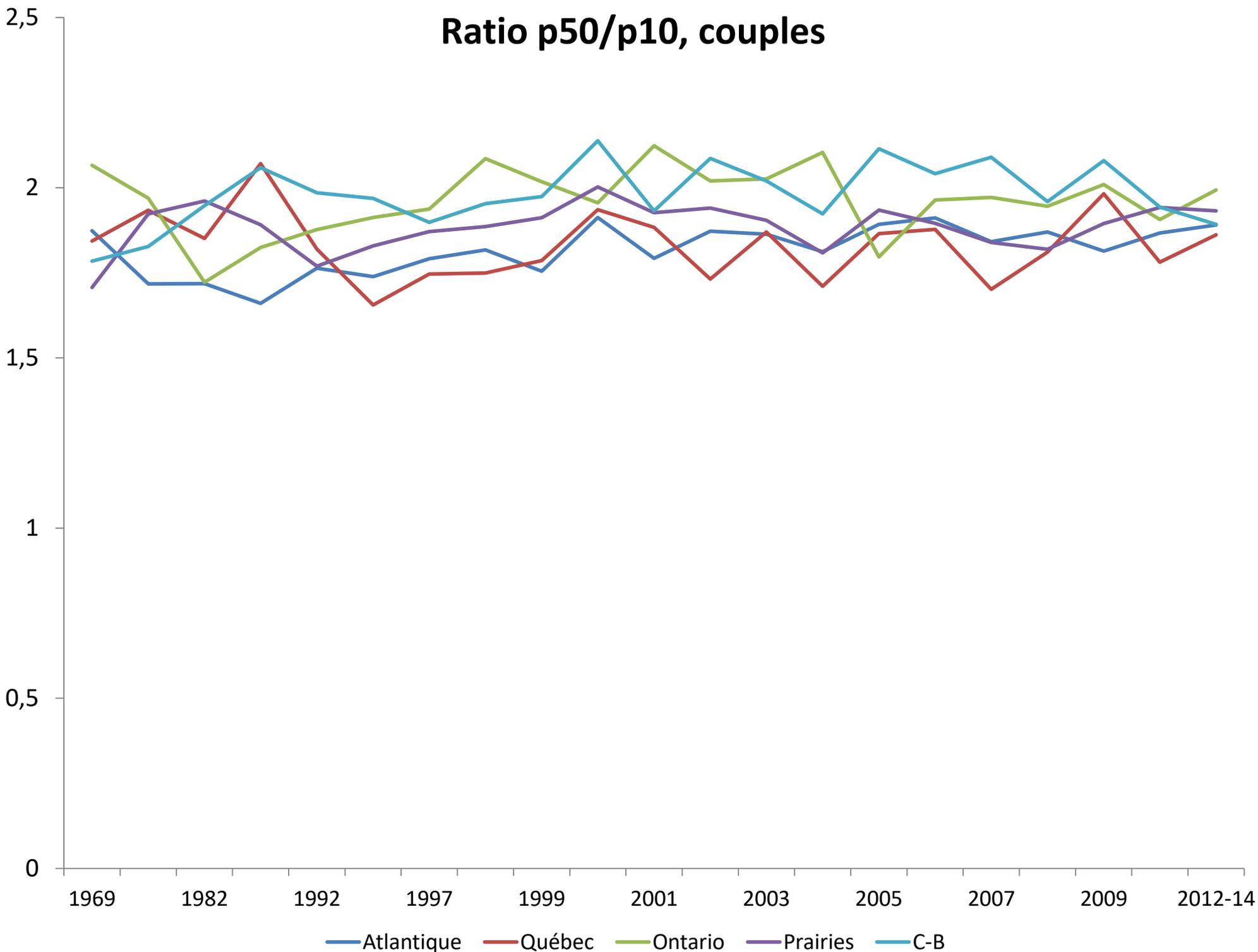
OCDE, ménages de plus d'un membres



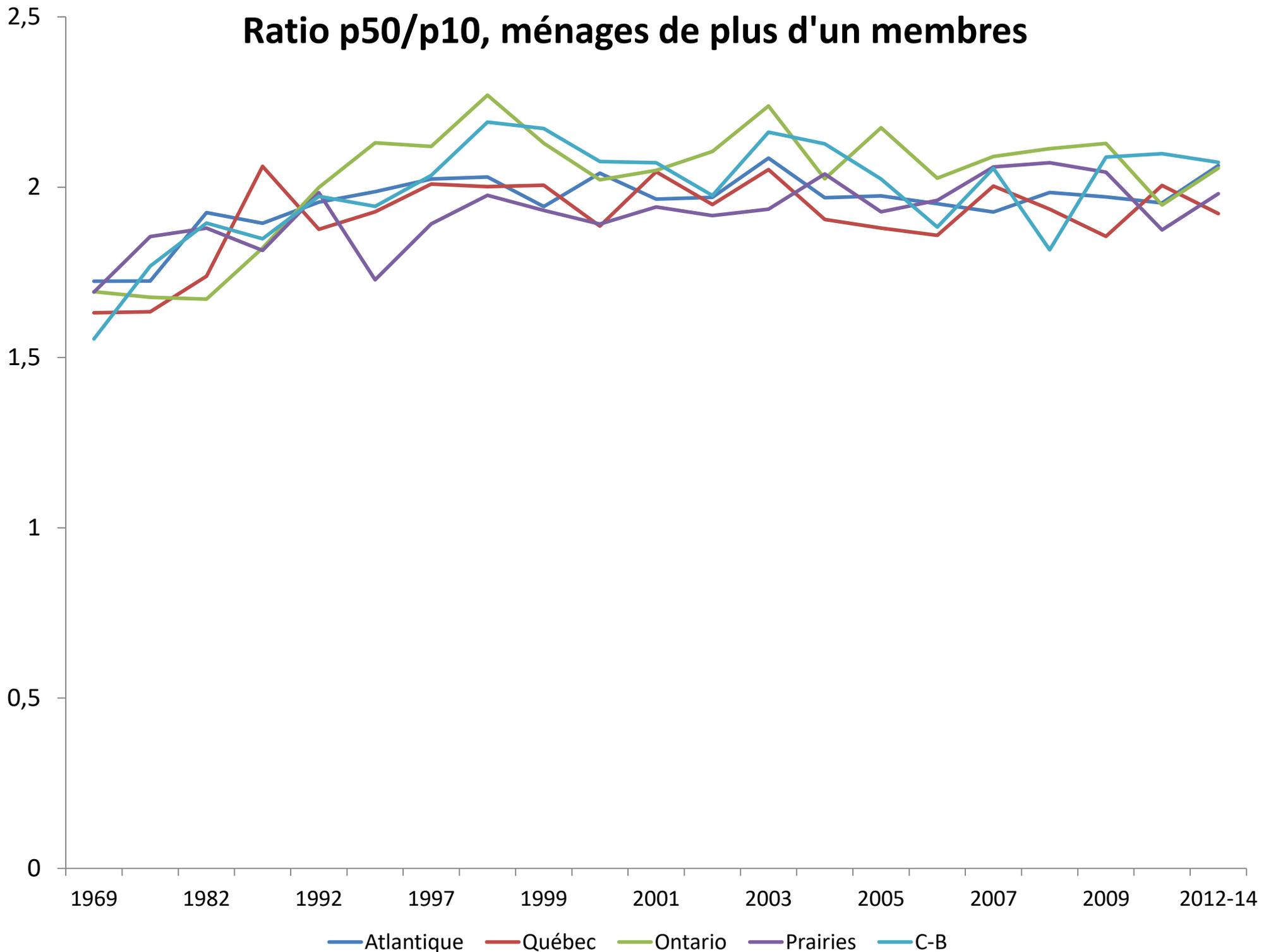
Ratio p50/p10, ménages d'un seul membre



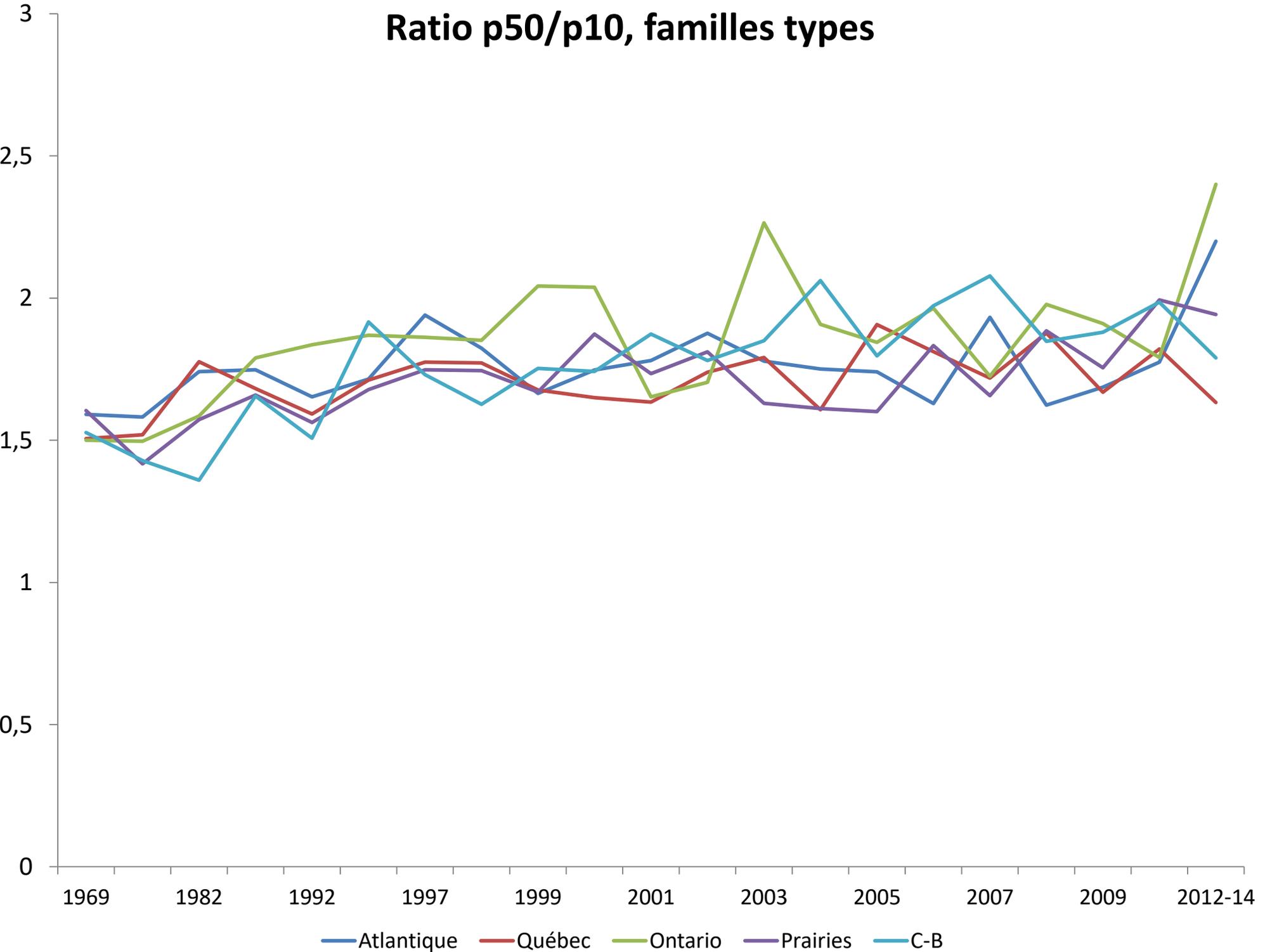
Ratio p50/p10, couples



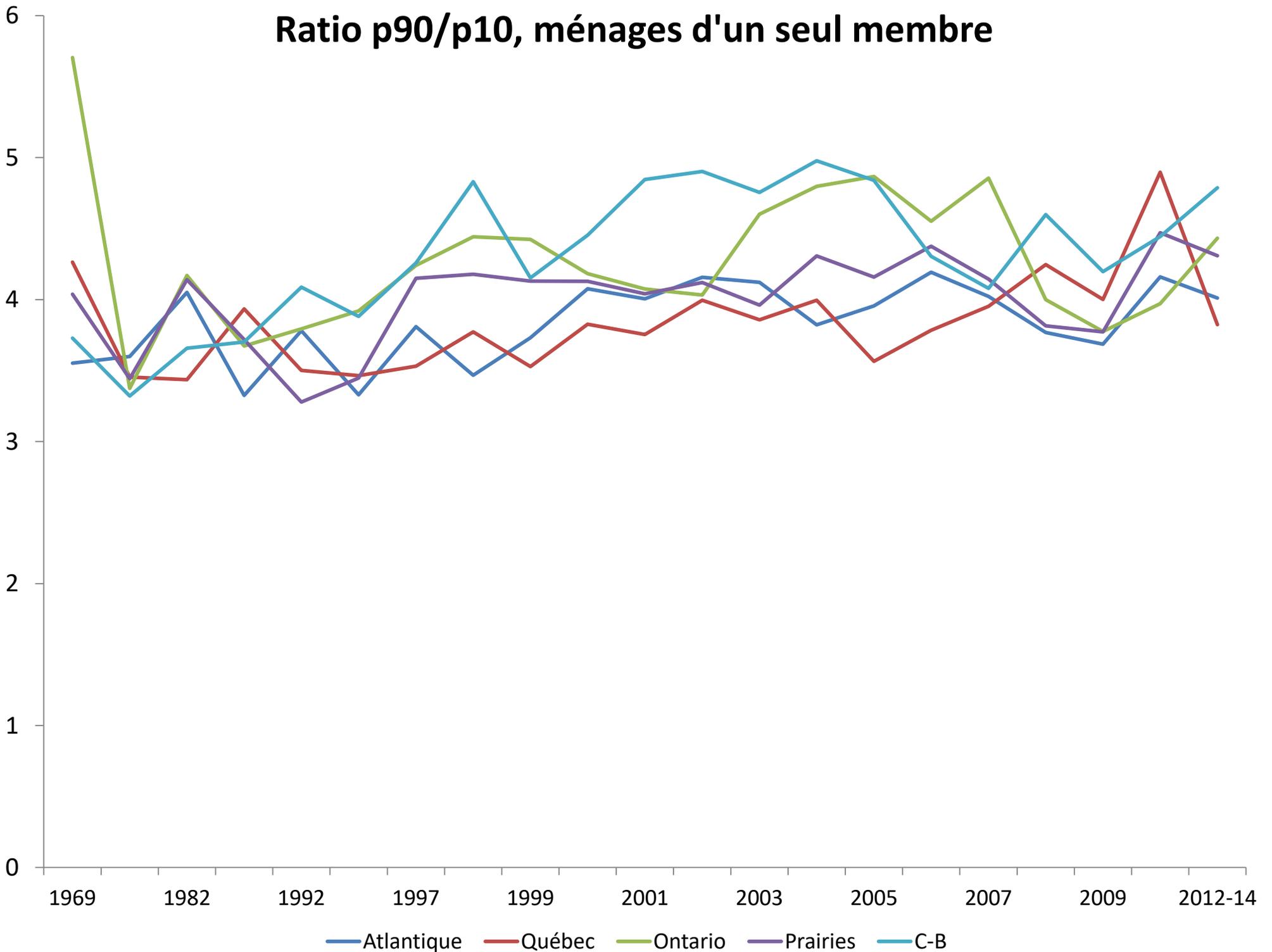
Ratio p50/p10, ménages de plus d'un membres



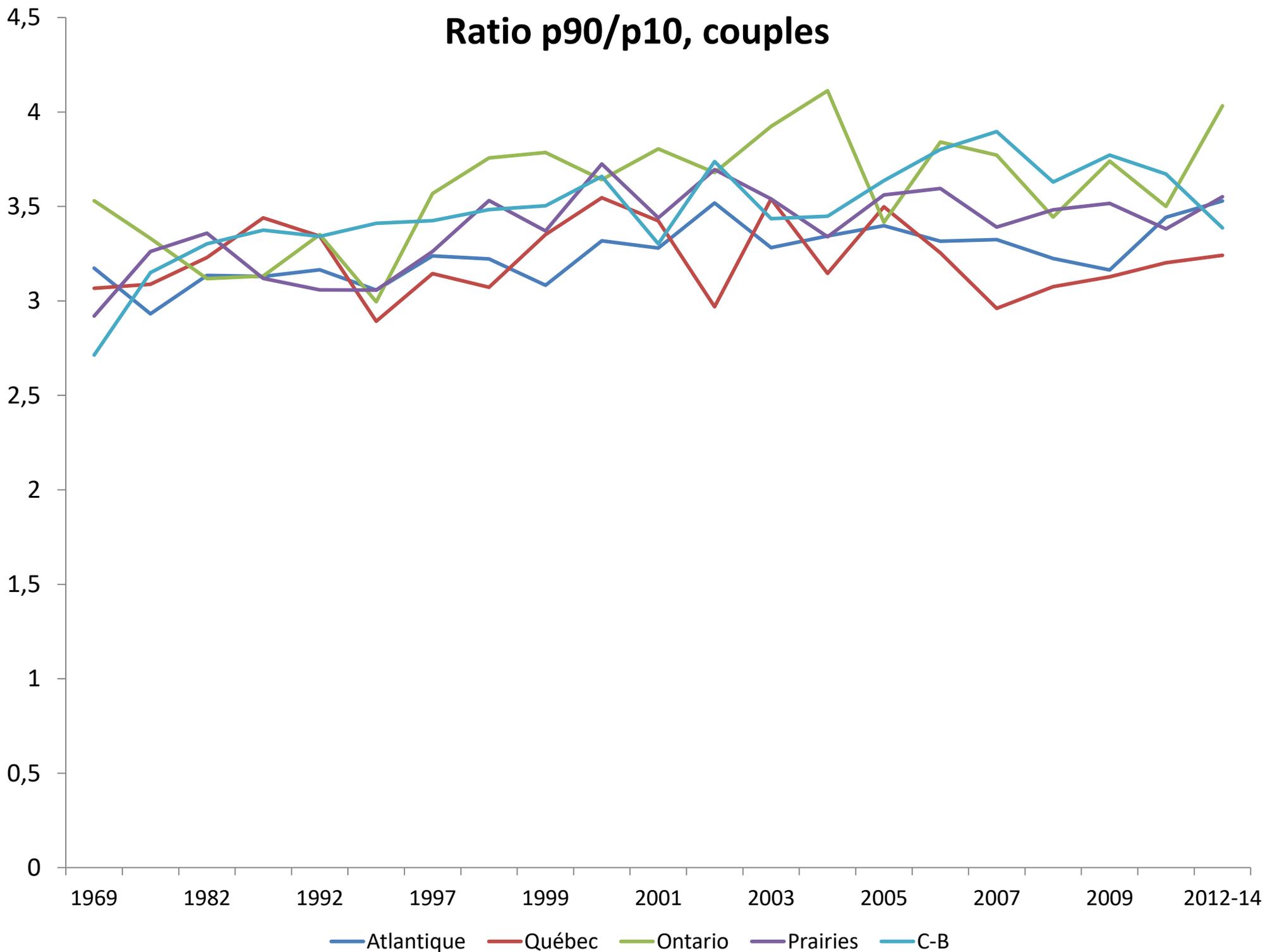
Ratio p50/p10, familles types



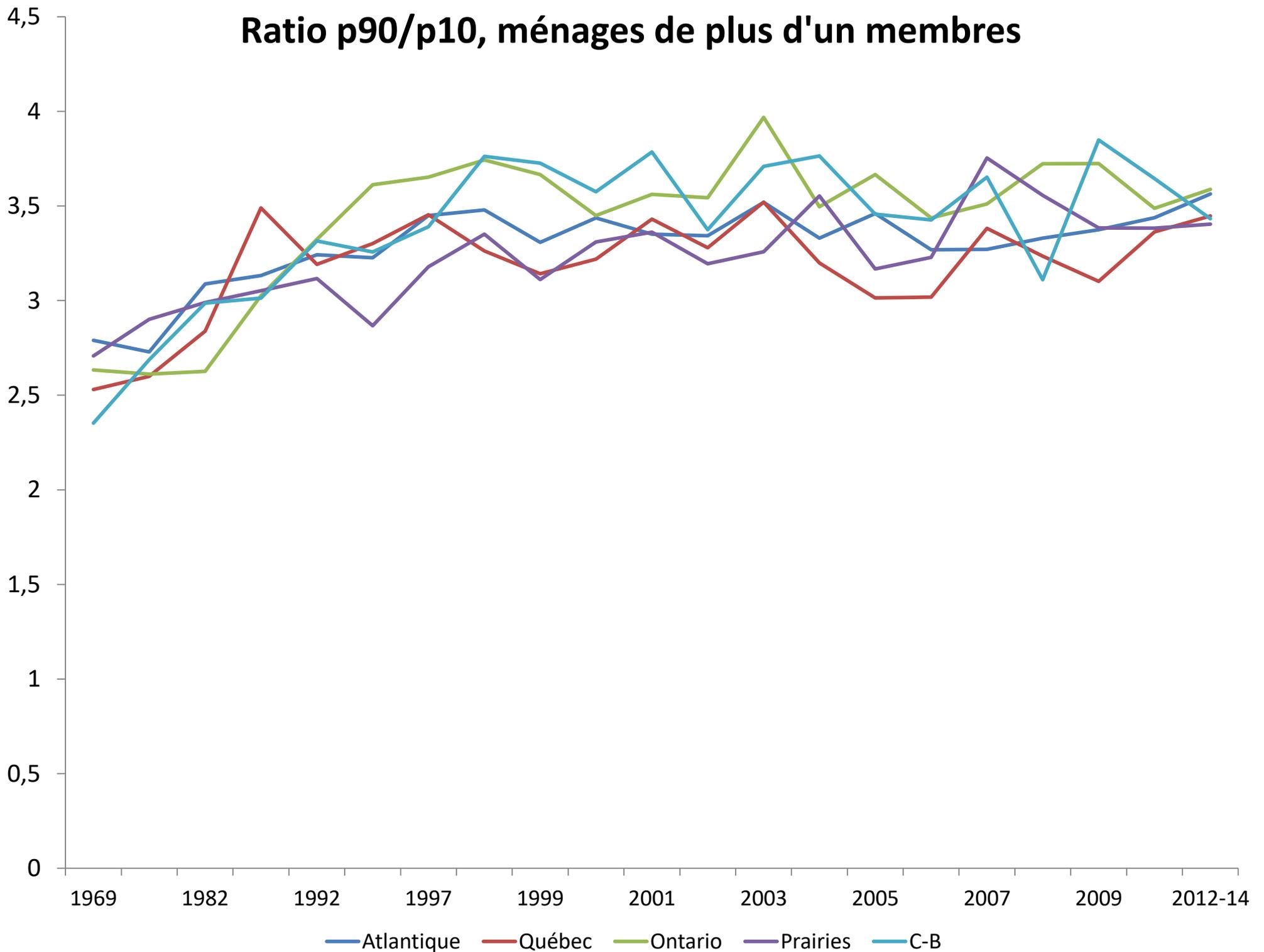
Ratio p90/p10, ménages d'un seul membre



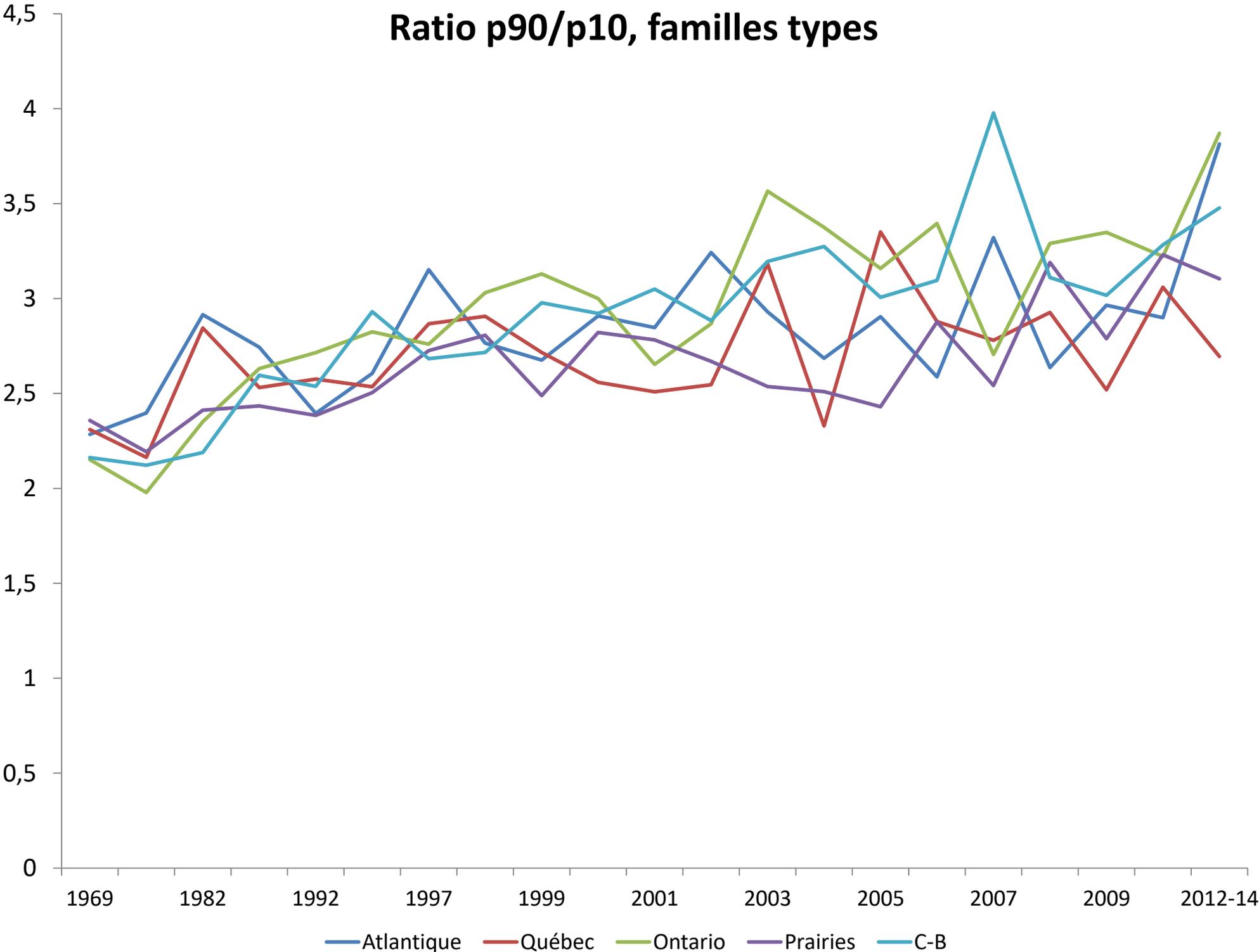
Ratio p90/p10, couples



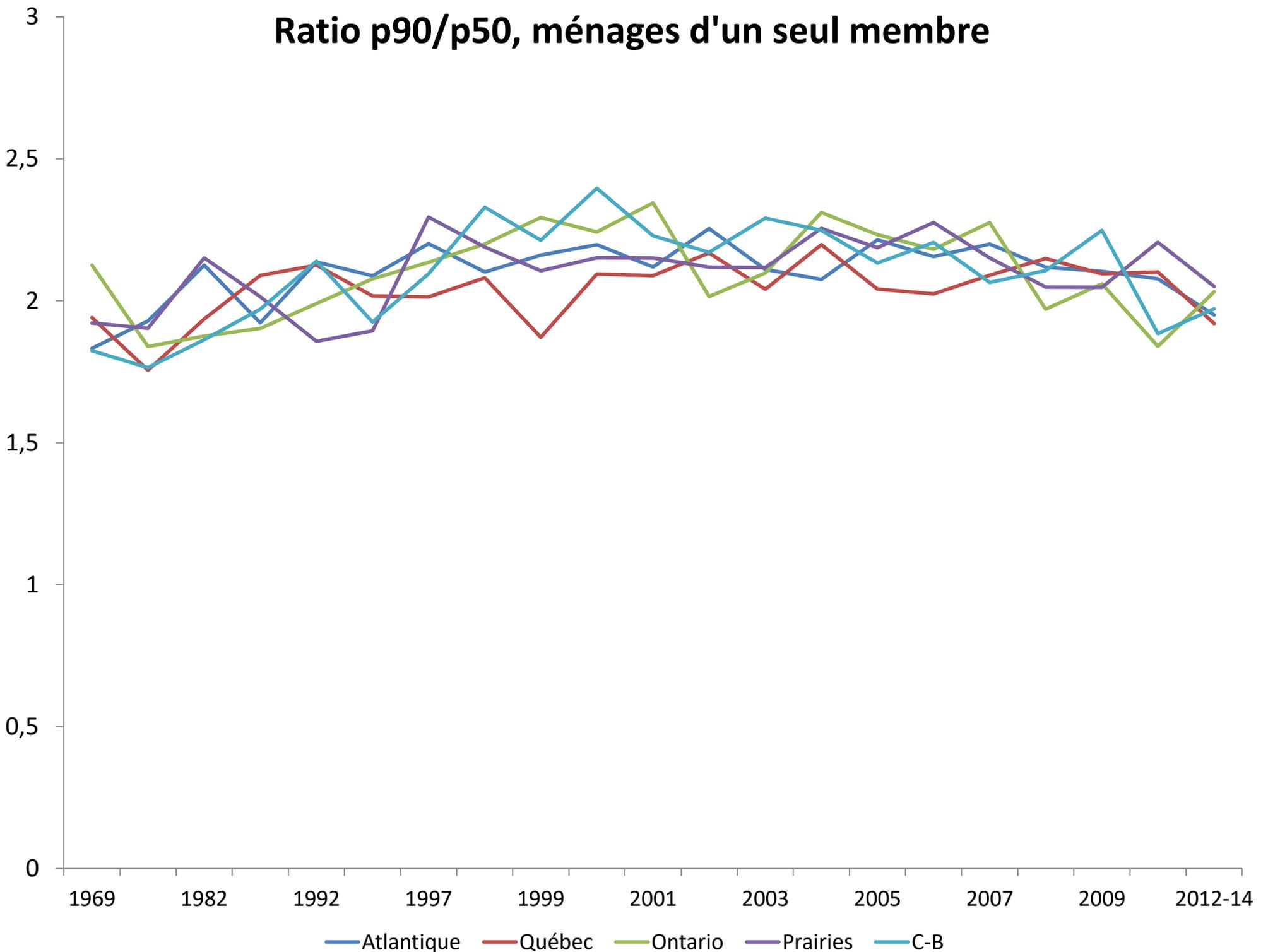
Ratio p90/p10, ménages de plus d'un membres



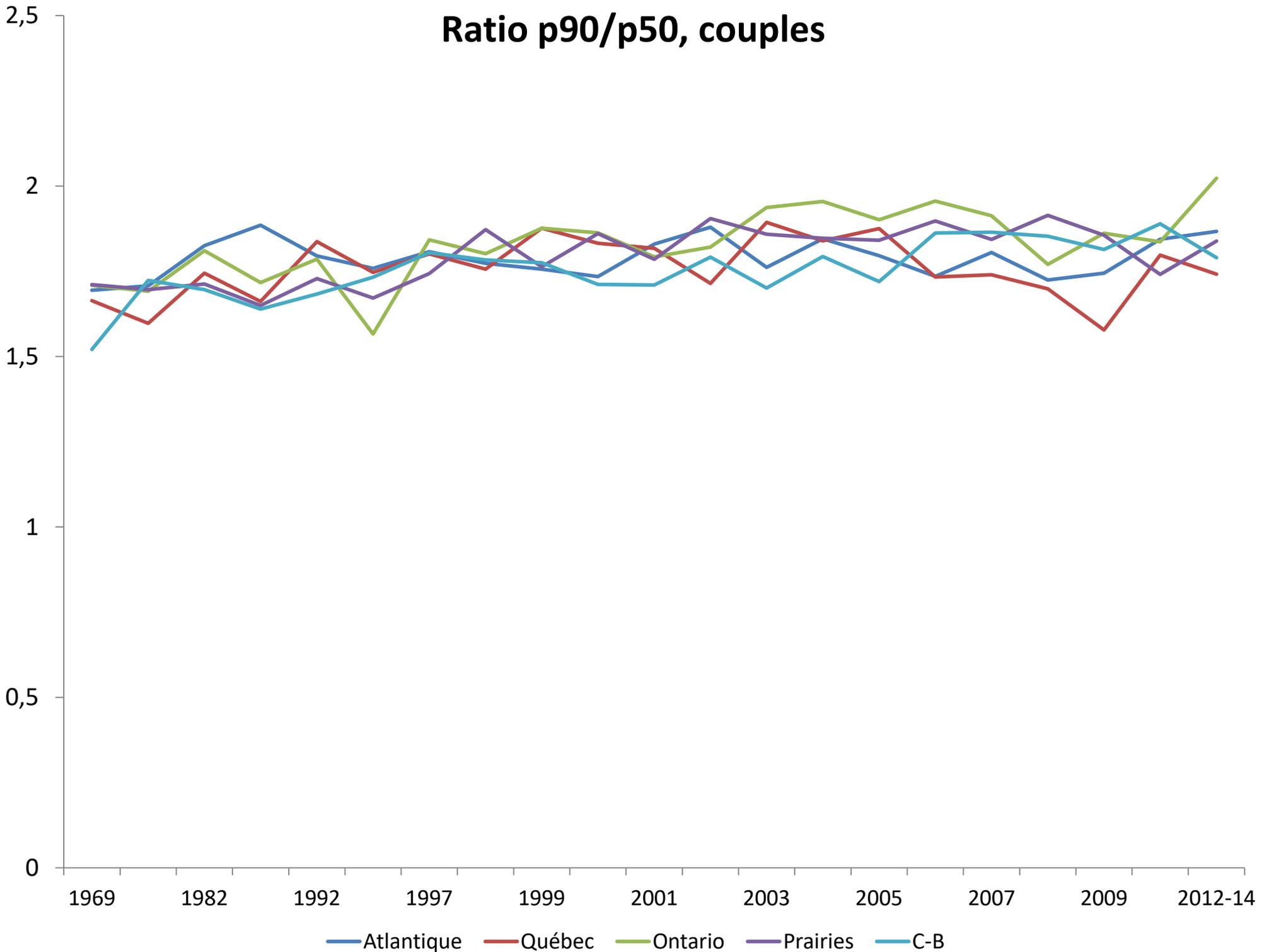
Ratio p90/p10, familles types



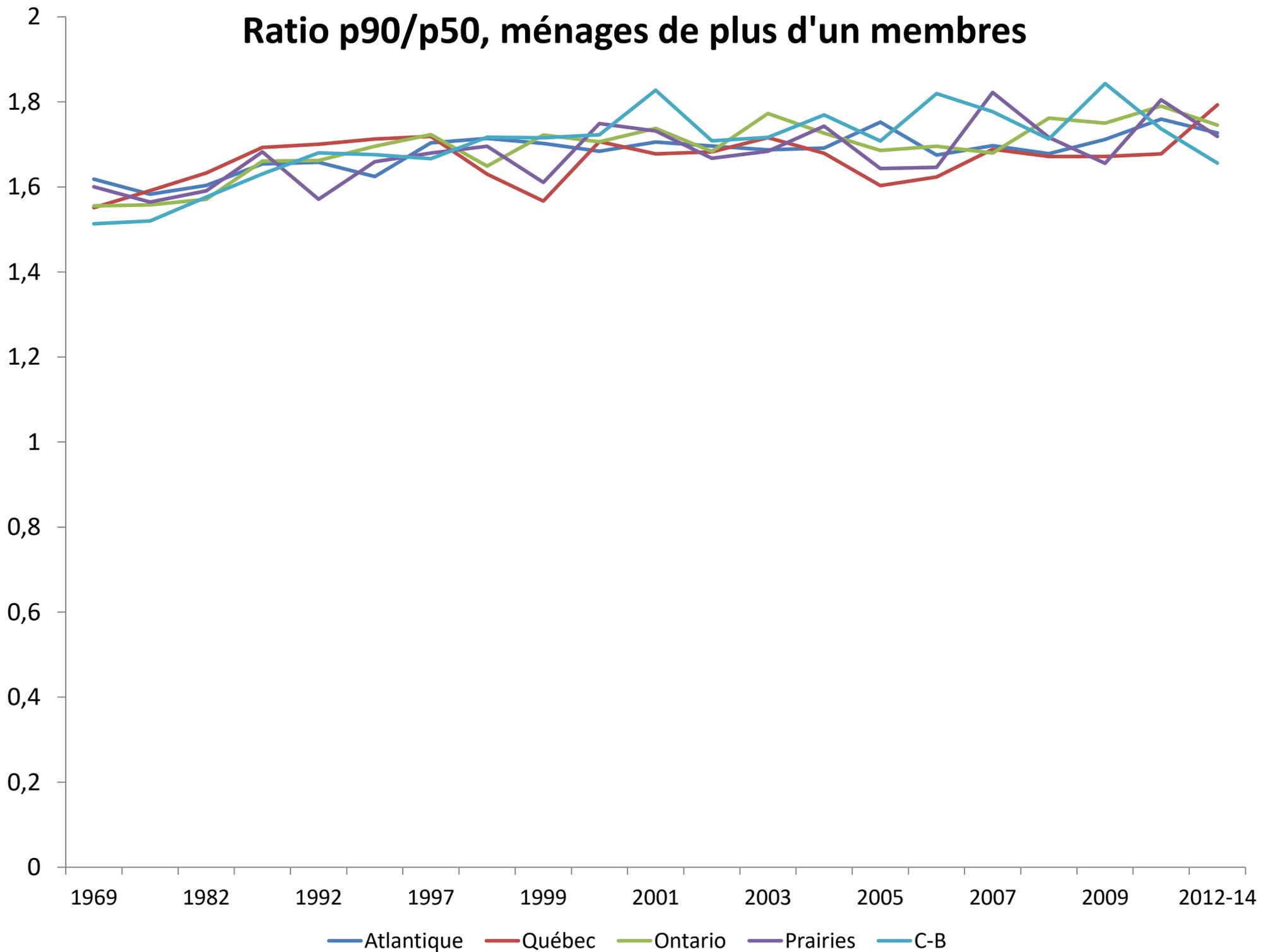
Ratio p90/p50, ménages d'un seul membre



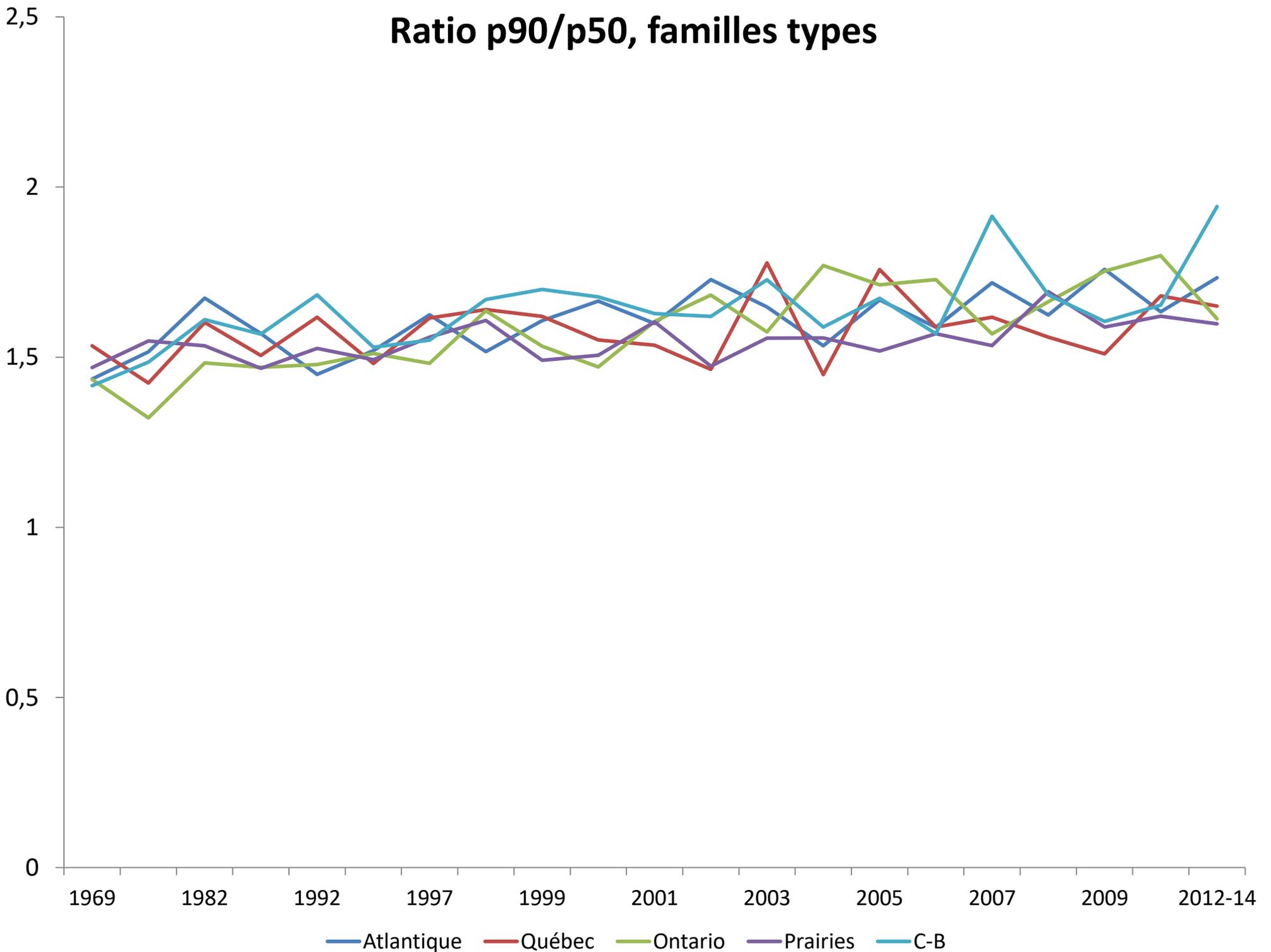
Ratio p90/p50, couples



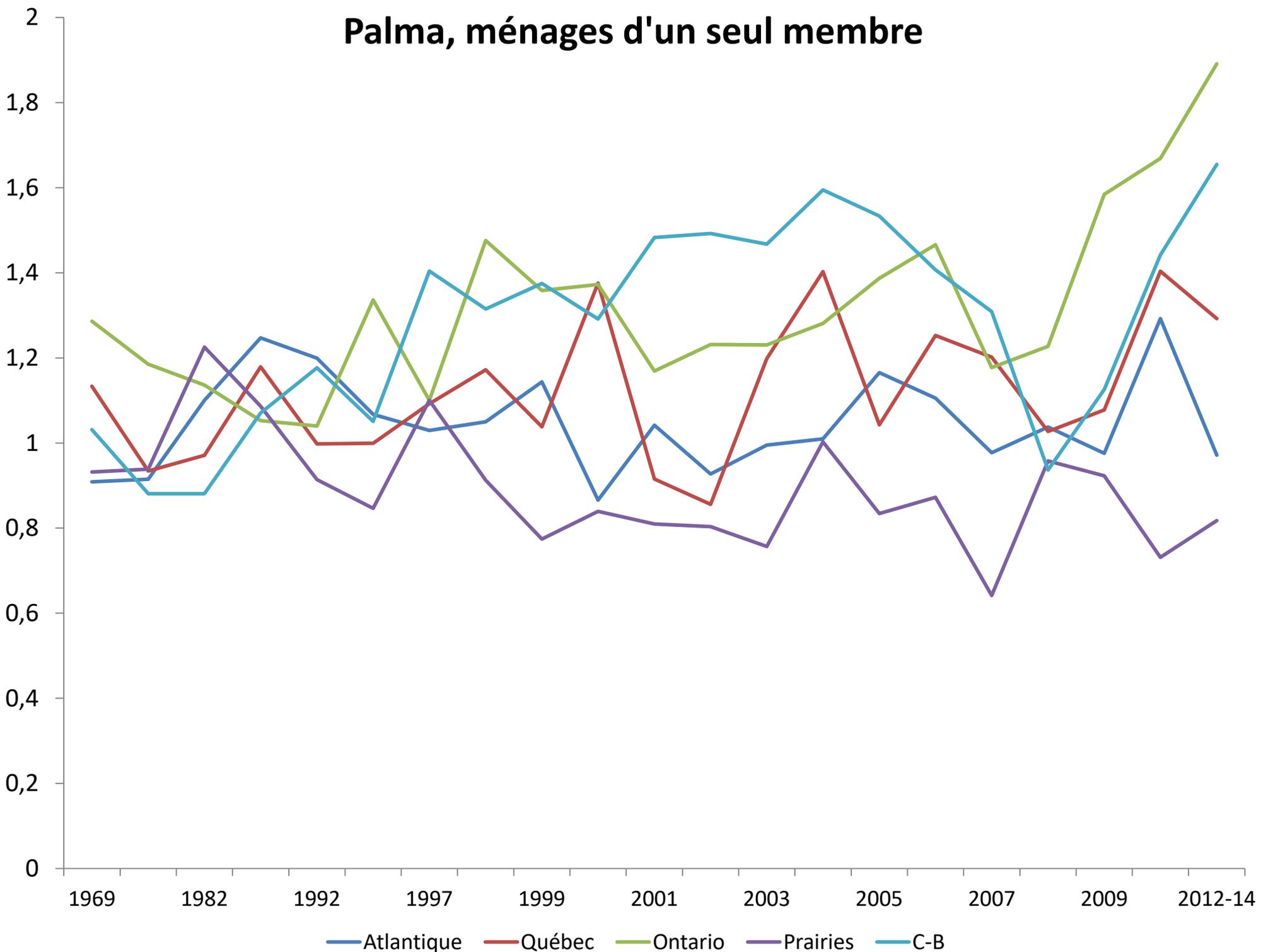
Ratio p90/p50, ménages de plus d'un membres



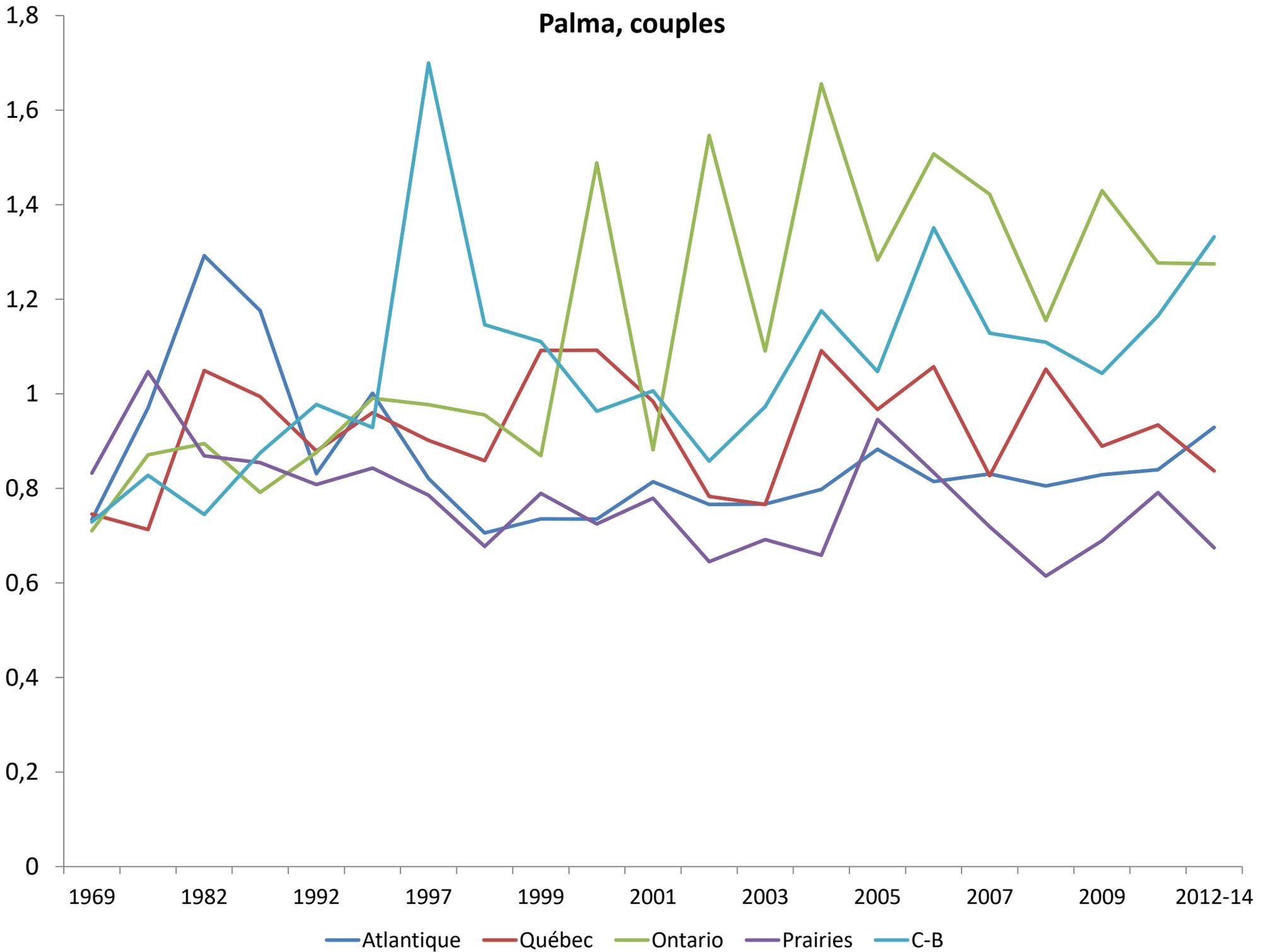
Ratio p90/p50, familles types



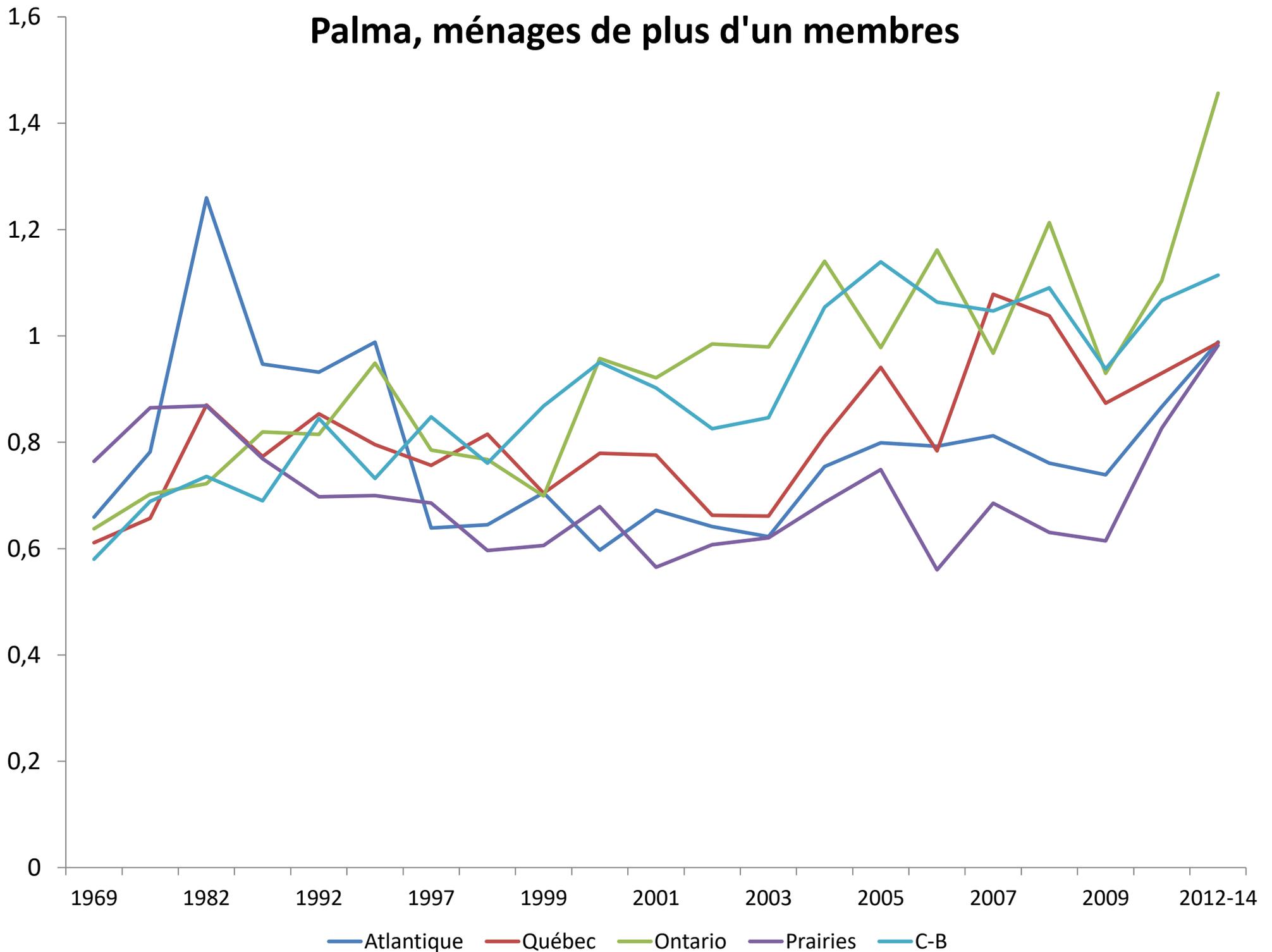
Palma, ménages d'un seul membre



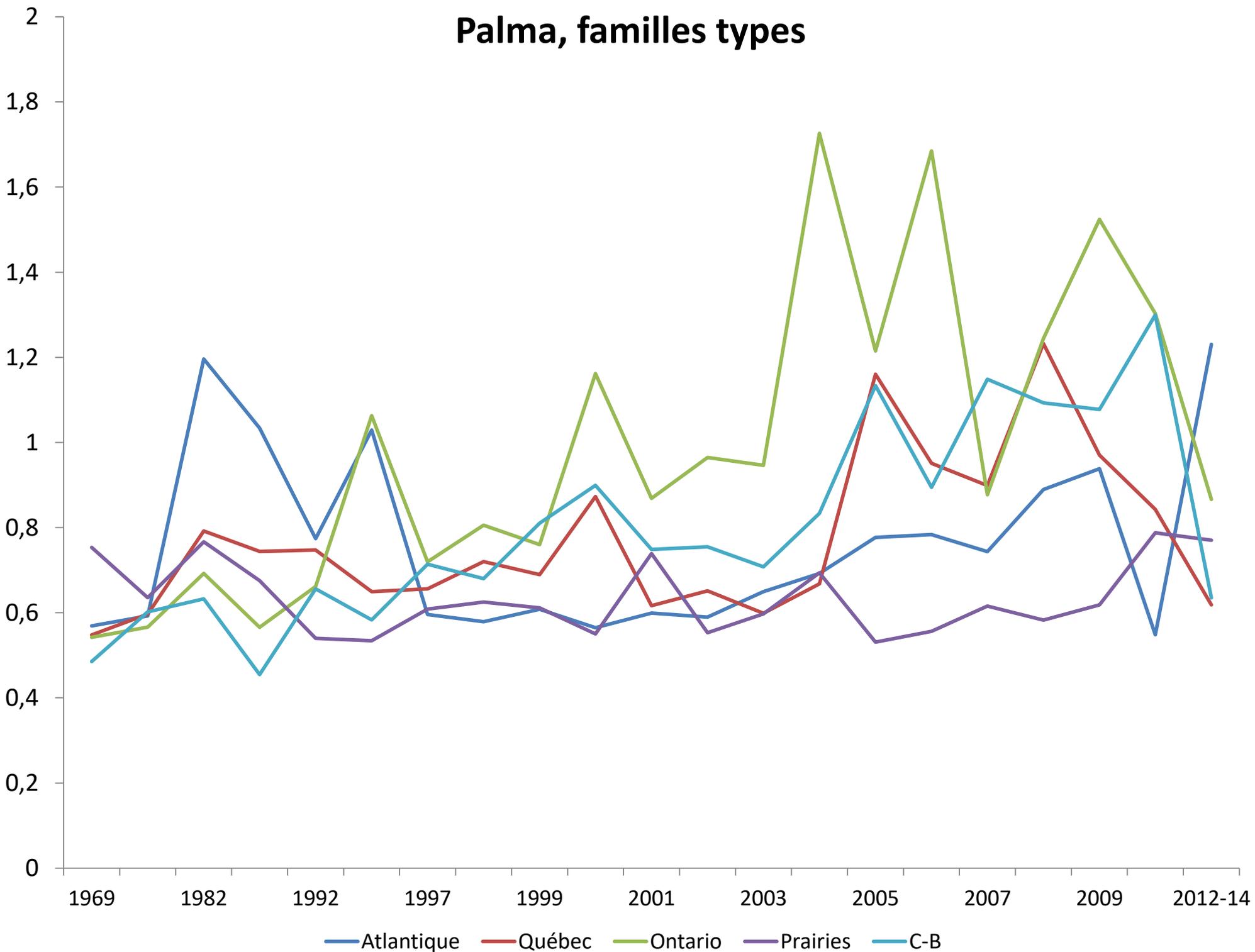
Palma, couples

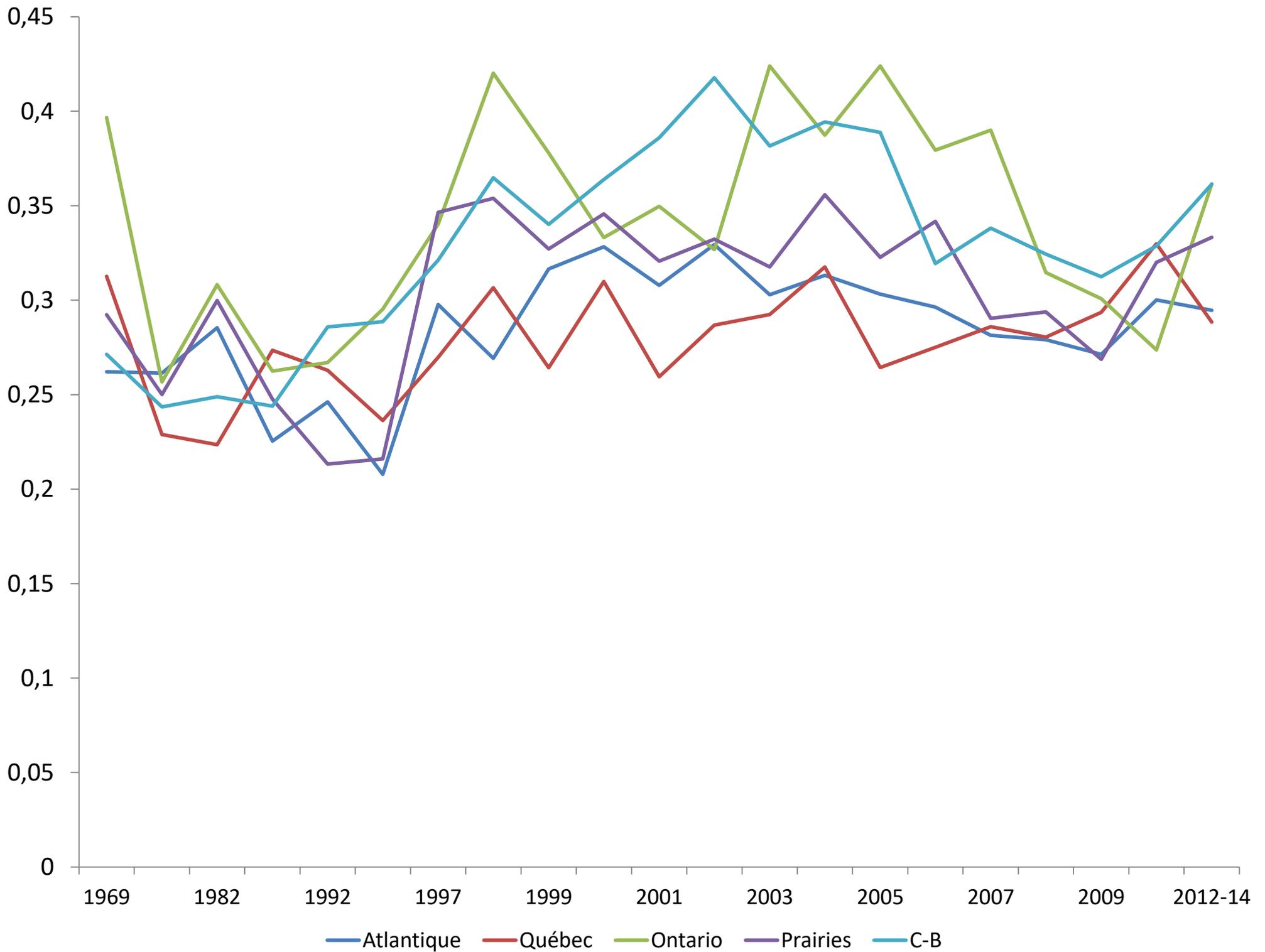


Palma, ménages de plus d'un membres

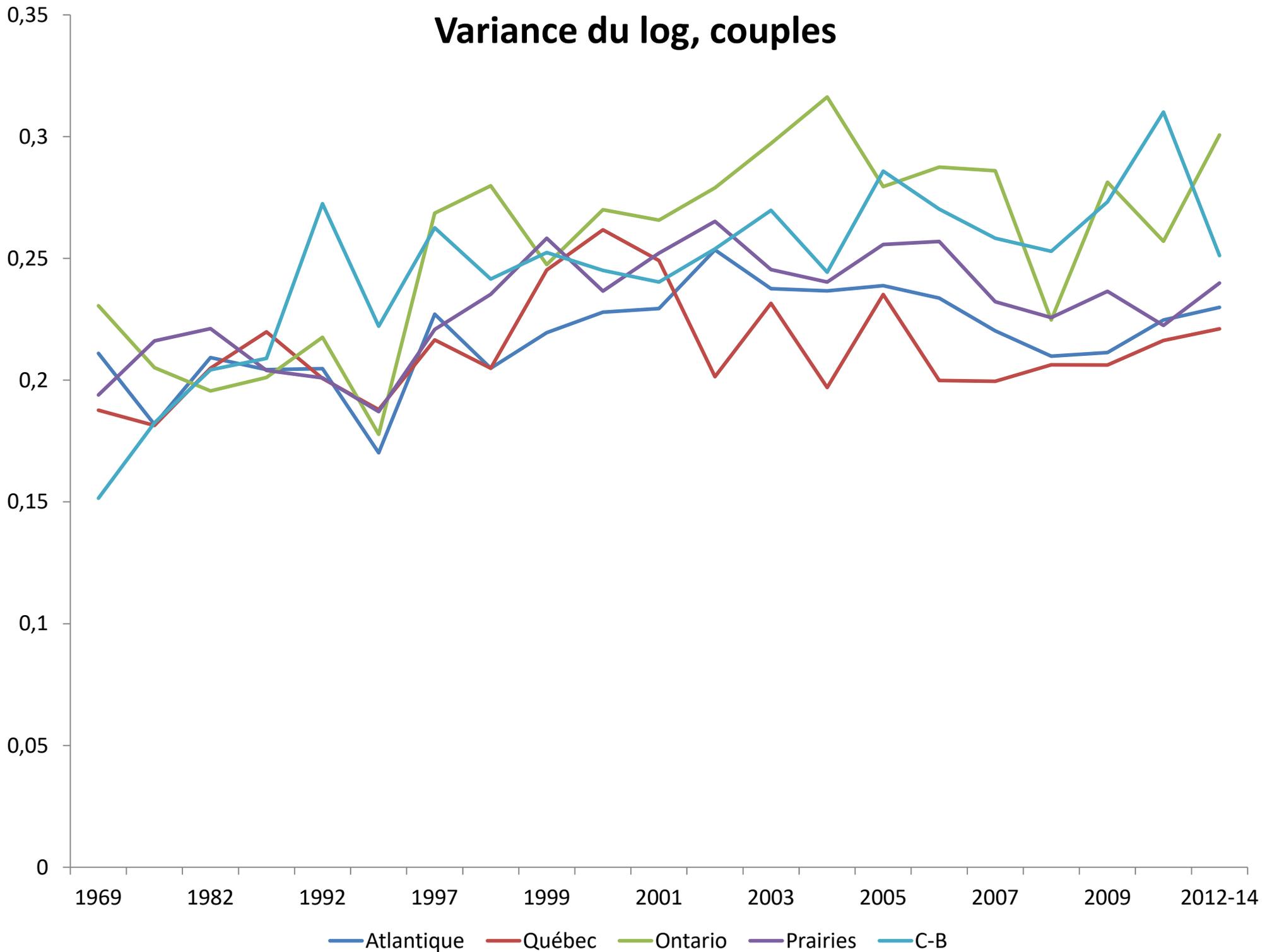


Palma, familles types

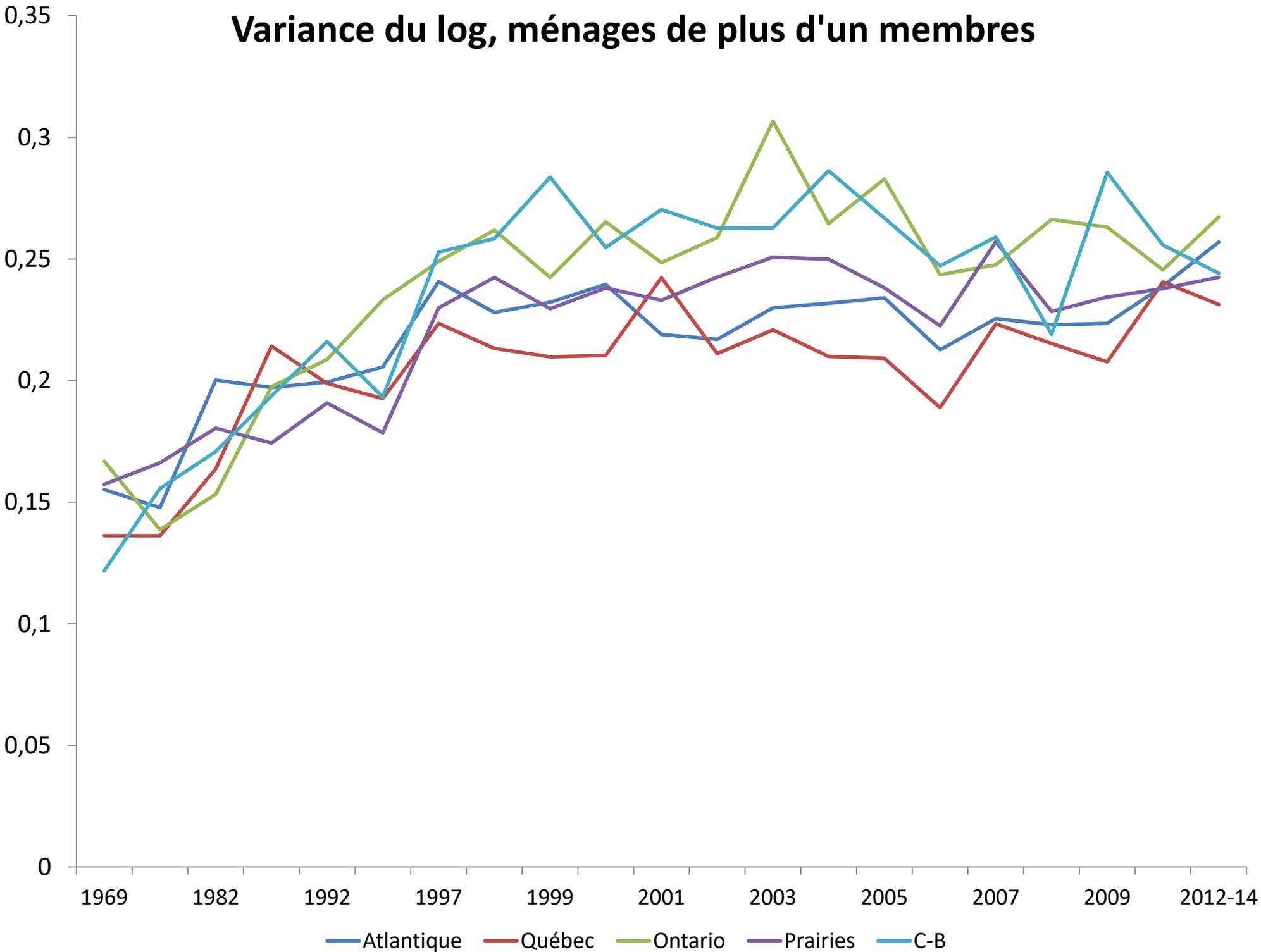




Variance du log, couples



Variance du log, ménages de plus d'un membres



Variance du log, familles types

