

N° 91F0015M au catalogue
ISSN 1205-9978
ISBN 978-0-662-43536-5

Documents démographiques

Caractéristiques du revenu et de l'emploi associées à la première naissance chez les femmes, 2017 à 2023

par Nora Galbraith

Date de diffusion : le 9 septembre 2026



Statistique
Canada

Statistics
Canada

Canada

Comment obtenir d'autres renseignements

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

Vous pouvez également communiquer avec nous par :

Courriel à infostats@statcan.gc.ca

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

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

Normes de service à la clientèle

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

Note de reconnaissance

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

Publication autorisée par la ministre responsable de Statistique Canada

© Sa Majesté le Roi du chef du Canada, représenté par la ministre de l'Industrie, 2026

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

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

This publication is also available in English.

Remerciements

L'auteure tient à remercier les nombreuses personnes qui ont contribué à cet article. Les versions antérieures de l'article ont bénéficié des commentaires judicieux de Éric Caron Malenfant, Patrice Dion, Ana Fostik, France-Pascale Ménard, Jean-Dominique Morency, David Pelletier, Claudine Provencher, Paul Roberts, Daniël van Wijk et Fei-Ju Yang, lesquels ont permis d'en améliorer considérablement le contenu. Jeffrey Fennelly, Mark Knarr et Nadine Laflamme ont apporté leur soutien aux activités préliminaires de traitement des données et Julie Faubert a assuré la révision du texte. Enfin, Laurent Martel et Anne Milan ont fourni un soutien indispensable tout au long du projet.

Cette recherche a été financée en partie par Femmes et Égalité des genres Canada.

Table des matières

Remerciements.....	3
Survol.....	5
Faits saillants.....	5
Introduction et questions de recherche.....	6
Conception analytique et constitution du fichier.....	7
Constitution et description de l'échantillon.....	8
Stratégie de modélisation et définition des variables.....	13
Résultats.....	15
Un revenu familial plus élevé est associé à une probabilité accrue d'une première naissance.....	15
L'association entre le revenu et la probabilité d'une première naissance s'est renforcée.....	16
La répartition du revenu au sein du couple présente une association variable avec la probabilité d'une première naissance.....	18
Les femmes employées dans le secteur public présentent systématiquement une probabilité plus élevée d'avoir une première naissance.....	18
Les femmes occupant un emploi syndiqué présentent une probabilité plus élevée d'une première naissance.....	19
Discussion.....	21
Conclusion.....	22
Annexes.....	24
Annexe 1 : Différences dans la probabilité d'une première naissance selon la province de résidence.....	24
Annexe 2 : Résultats propres au Québec.....	25
Références.....	27

Caractéristiques du revenu et de l'emploi associées à la première naissance chez les femmes, 2017 à 2023

par **Nora Galbraith** (Centre de démographie, Statistique Canada)

Survol

Cette étude porte sur la manière dont les caractéristiques du revenu et de l'emploi sont associées à la probabilité d'une première naissance. Plus précisément, elle examine cette association chez les femmes âgées de 22 à 39 ans qui n'avaient pas d'enfants, occupaient un emploi et vivaient avec un(e) conjoint(e) marié(e) ou de fait entre 2017 et 2023.

Faits saillants

- **La probabilité d'une première naissance augmente progressivement à mesure que le revenu familial augmente.**

De 2017 à 2023, parmi les femmes âgées de 22 à 39 ans n'ayant pas d'enfant, en emploi et en couple, celles appartenant aux familles à revenu plus élevé étaient systématiquement plus susceptibles d'avoir une première naissance que celles appartenant aux familles à revenu plus faible.

- **Les écarts dans la probabilité d'une première naissance associés au revenu se sont accentués au fil du temps.**

En 2017, les femmes du groupe de revenu familial le plus élevé étaient 2,1 fois plus susceptibles d'avoir une première naissance que celles du groupe de revenu le plus faible. En 2023, ce rapport avait augmenté pour passer à 2,5.

- **Les caractéristiques d'emploi des femmes sont associées à la probabilité d'une première naissance.**

Quel que soit leur niveau de revenu, les femmes occupant un emploi dans le secteur public ou un emploi syndiqué étaient plus susceptibles d'avoir une première naissance que les autres femmes en emploi.

- **Les ressources familiales comptent davantage que le revenu individuel des femmes.**

Bien que les femmes ayant un revenu d'emploi plus élevé aient été plus susceptibles d'avoir une première naissance que celles ayant un revenu d'emploi plus faible, les écarts observés selon le revenu familial étaient plus marqués et se sont accentués davantage au fil du temps.

- **La hausse du nombre de premières naissances observée pendant la période de la COVID-19 a été principalement portée par les femmes appartenant aux familles à revenu élevé.**

En 2021, la probabilité d'une première naissance a augmenté chez les femmes des familles aux revenus les plus élevés, tandis qu'elle a légèrement diminué chez celles des familles aux revenus les plus faibles.

Introduction et questions de recherche

L'indice synthétique de fécondité (ISF) du Canada a diminué de façon marquée au cours des deux dernières décennies, s'établissant à un creux sans précédent de 1,25 enfant par femme en 2024 (Statistique Canada, 2025). Pendant ce temps, le fait de ne pas avoir d'enfant est de plus en plus courant¹, et une proportion considérable de femmes qui sont actuellement sans enfants prévoient le rester². Devant la diminution de la fécondité, les chercheurs s'intéressent de plus en plus aux facteurs qui influencent la décision d'avoir un enfant, y compris au rôle que peuvent jouer les considérations financières dans un contexte d'incertitude économique et d'augmentation du coût de la vie.

Pendant une grande partie du 20^e siècle, le taux de fécondité était négativement associé au revenu, tout particulièrement au revenu des femmes (Doepke et coll., 2022). Dans les cadres d'analyse économique traditionnels, cette relation était interprétée comme un reflet du coût de renonciation plus élevé associé à la maternité chez les personnes ayant un potentiel de revenu supérieur, notamment les mères qui subissaient des pénalités salariales lorsqu'elles interrompaient leur participation au marché du travail (Mincer et Polachek, 1974; Becker, 1992).

Cependant, les données des dernières décennies laissent croire que ces associations sont en train de changer dans les pays à revenu élevé. Des taux élevés de scolarité et de participation des femmes au marché du travail étant maintenant la norme, les arguments fondés uniquement sur le coût de renonciation semblent insuffisants pour expliquer les tendances observées en matière de fécondité (Goldstein, Sobotka et Jasilioniene, 2009; Myrskylä, Kohler et Billari, 2009). Selon de récents travaux menés dans d'autres pays, l'association négative entre le revenu et la fécondité s'est atténuée, voire inversée, dans certains contextes à revenu élevé, particulièrement lorsqu'on s'intéresse aux premières naissances (Jalovaara et Miettinen, 2013; Hart, 2015; van Wijk, de Valk et Liefbroer, 2021). Dans ces mêmes contextes, la stabilité de l'emploi des femmes et leur ancrage solide sur le marché du travail sont de plus en plus associés à une fécondité plus élevée plutôt qu'à une fécondité plus faible (Andersson et Scott, 2007; Kreyenfeld et Andersson, 2014; Miettinen et Jalovaara, 2020; Matysiak et Vignoli, 2026). Ces tendances pourraient être attribuables à des conditions institutionnelles plus larges qui influencent la compatibilité entre le travail rémunéré et la vie familiale, et qui déterminent dans quelle mesure l'emploi et le revenu favorisent, plutôt qu'ils ne freinent, l'entrée en parentalité (McDonald, 2006; Esping-Andersen et Billari, 2015).

Parallèlement à cette inversion de la relation entre les caractéristiques économiques et la fécondité, des études récentes menées dans les pays à revenu élevé indiquent que les écarts de fécondité selon le revenu s'accroissent. En particulier, les femmes à faible revenu sont de moins en moins susceptibles de faire la transition vers la parentalité (van Wijk et Billari, 2024; van Wijk, 2024; Brini, Guetto et Vignoli, 2025), ce qui donne à penser que les contraintes financières jouent un rôle grandissant comme obstacle à la formation d'une famille. Dans les sociétés contemporaines, les obstacles financiers à la parentalité peuvent découler, entre autres, d'une augmentation des exigences économiques perçues, d'un creusement des inégalités en matière de ressources économiques ou des effets disproportionnés des chocs macroéconomiques sur les personnes ayant un statut socioéconomique plus faible (Adserà et Menéndez, 2011; Comolli, 2017; Doepke et coll., 2022; Matysiak et Vignoli, 2023).

On ignore encore dans une large mesure si ces relations en évolution entre le revenu, l'emploi et la fécondité s'observent également au Canada. Les recherches menées dans le contexte canadien demeurent limitées, puisque l'étude de ces questions nécessite des données permettant de suivre simultanément, dans le temps, les caractéristiques démographiques, économiques, professionnelles et familiales des femmes. Les sources de données actuelles recueillent généralement ces dimensions séparément, de manière transversale, ou ne disposent pas d'échantillons suffisamment importants pour permettre l'analyse détaillée de sous-populations.

Afin de combler cette lacune en matière de renseignements, la présente étude utilise des données du recensement et des données administratives couplées pour examiner le lien entre certaines caractéristiques économiques, plus précisément le revenu familial, le revenu individuel, la répartition des revenus au sein du couple et certaines caractéristiques de l'emploi, et la probabilité d'une première naissance chez les femmes³ sans enfants âgées de

1. Au Canada, la proportion de femmes âgées de 50 ans et plus n'ayant eu aucun enfant biologique est passée de 14,1 % en 1990 à 17,0 % en 2024. Sources : Enquête sociale générale de 1990 et Enquête sociale canadienne – Qualité de vie, logement et confiance, 2024 (totalisations personnalisées).

2. Parmi les femmes sans enfants âgées de 20 à 49 ans interrogées en 2024 quant à leurs [intentions d'avoir des enfants](#), 31,1 % ont répondu « certainement pas » ou « probablement pas » (Statistique Canada, 2026).

3. La présente étude porte sur la fécondité, un phénomène étroitement lié à [des processus biologiques](#). L'analyse repose sur les personnes en âge de procréation qui ont été recensées comme étant de sexe féminin selon la question sur le sexe figurant au Recensement de 2016. Afin de faciliter la lecture, le terme « femmes » est utilisé tout au long du présent article pour désigner cette population.

22 à 39 ans qui occupent un emploi et vivent en couple. Plus précisément, elle cherche à répondre à la question suivante : la probabilité d'une première naissance varie-t-elle selon le revenu et les caractéristiques d'emploi des femmes, et ces tendances ont-elles évolué de 2017 à 2023?

Conception analytique et constitution du fichier

La présente étude estime les écarts dans la probabilité d'une première naissance selon diverses caractéristiques économiques d'intérêt. Les naissances et les covariables variant dans le temps sont observées à intervalles annuels au moyen d'une régression logistique appliquée à des données personne-année. Chaque observation représente une année d'exposition au risque d'une première naissance, et les femmes contribuent une observation personne-année pour chaque année où elles satisfont aux critères d'inclusion (décrits ci-dessous à la section « Constitution et description de l'échantillon »).

L'approche analytique s'inspire largement de celle utilisée par van Wijk (2024), ce qui facilite les comparaisons internationales. Comme dans cette étude, les mesures décalées de deux ans ($t-2$) des caractéristiques économiques des femmes sont mises en relation avec la probabilité prédite d'une première naissance à l'année t . Une structure de décalage de deux ans a été retenue afin de garantir que les caractéristiques économiques et familiales soient mesurées avant la conception, conformément au moment habituel de la conception⁴ et de la gestation⁵. Bien que les intentions de fécondité ne puissent être observées directement à partir des sources de données utilisées ici, un décalage de deux ans permet de prendre en compte la situation des femmes à un moment où les décisions d'avoir ou non un enfant sont vraisemblablement prises, plutôt que pendant la grossesse ou après la naissance.

Quatre sources de données ont été couplées afin de constituer un fichier analytique contenant des mesures répétées des caractéristiques démographiques et économiques des femmes ainsi que des renseignements sur les naissances survenues chez celles-ci. La cohorte initiale a d'abord été établie à partir de l'échantillon de 25 % du Recensement de la population de 2016. Les femmes âgées de 15 à 44 ans étaient présumées exposées au risque d'une première naissance (également appelées « sans enfants » ou « parité zéro ») lorsqu'elles ne vivaient habituellement avec aucun de leurs propres enfants⁶. Cette mesure de l'historique de fécondité fondée sur le recensement tend à surestimer légèrement la véritable absence d'enfant, puisque certaines femmes peuvent ne pas résider habituellement avec leurs enfants⁷ et que le recensement ne permet pas toujours de saisir l'ensemble des liens parent-enfant au sein de certains ménages⁸ complexes (Morency, Caron Malenfant et Daignault, 2018). Cette limite a été partiellement atténuée grâce à l'intégration de renseignements supplémentaires provenant du couplage subséquent de données.

Comme l'illustre la figure 1, les enregistrements de trois sources de données administratives ont été couplés aux enregistrements des femmes sans enfant identifiées dans l'échantillon de 25 % du Recensement de 2016. Les premiers événements de naissance survenus entre 2016 et 2023 ont été identifiés dans la [Base canadienne de données de l'état civil – Naissances](#) (BCDECN) au moyen du [couplage de données axé sur la mère](#). Les renseignements de la [Base canadienne de données de l'état civil – Décès](#) (BCDECD) ont servi à retirer de l'échantillon les femmes décédées, le cas échéant. Enfin, les mesures décalées de deux ans ($t-2$) du revenu annuel des femmes ainsi que de leurs caractéristiques professionnelles, familiales et résidentielles proviennent du [Fichier de familles T1](#) (FFT1).

4. L'[Organisation mondiale de la Santé](#) définit l'infertilité comme l'impossibilité d'aboutir à une grossesse après 12 mois ou plus de rapports sexuels non protégés réguliers.

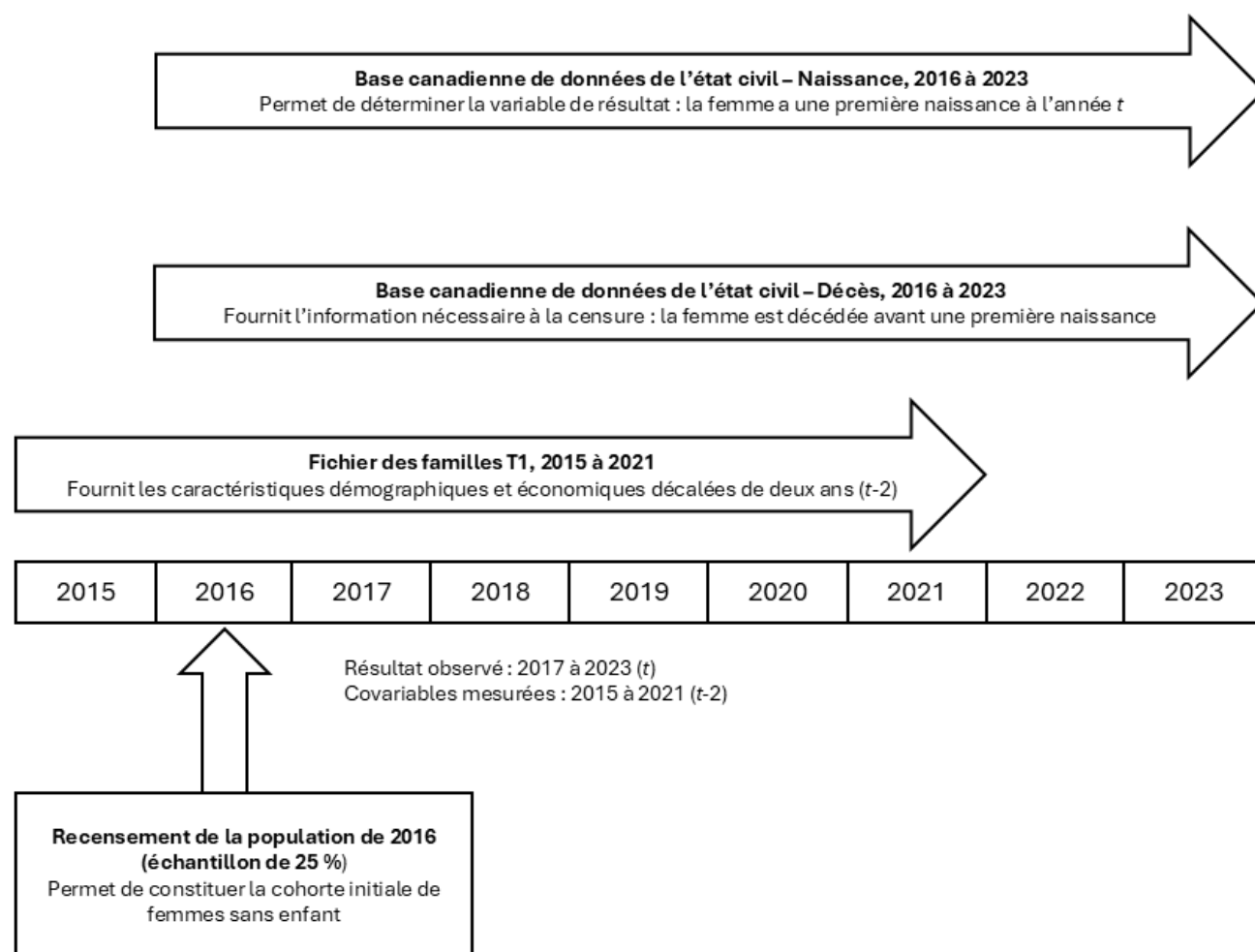
5. La gestation dure en moyenne 40 semaines (American College of Obstetricians and Gynecologists, 2013).

6. Dans les données du recensement, aucune distinction n'est établie entre les liens de filiation biologiques et adoptifs. Par conséquent, un nombre inconnu de femmes de parité zéro sur le plan biologique pourraient être classées à tort comme ayant déjà eu un enfant parce qu'elles vivent avec un enfant adopté.

7. Le recensement ne prend en compte que les liens de filiation entre les personnes qui partagent un même lieu habituel de résidence. Les enfants qui partagent leur temps entre deux résidences parentales ou plus sont associés au ménage où ils passent le plus de temps ou, lorsque le temps est réparti également, au ménage où ils se trouvent le jour du recensement. Pour obtenir plus de renseignements, voir l'annexe « Considérations relatives à l'étude des familles et des modes de vie avec le Recensement de la population » du [Guide de référence sur les familles, les ménages et l'état matrimonial, Recensement de la population, 2021](#).

8. La question sur le lien avec la Personne 1 permet de repérer la plupart, mais non la totalité, des liens de filiation au sein d'un même logement, selon la configuration du ménage et selon que les répondants fournissent ou non des réponses inscrites pour préciser les liens n'impliquant pas la Personne 1.

Figure 1
Conception analytique et constitution du fichier



Source : Galbraith, N. (2026). Caractéristiques du revenu et de l'emploi associées à la première naissance chez les femmes, 2017 à 2023. *Documents démographiques*, produit n° 91F0015m2026004 au catalogue de Statistique Canada.

Après le couplage, les enregistrements ont été examinés et modifiés afin de corriger les incohérences entre les différentes sources à partir de l'ensemble des observations disponibles pour chaque femme au cours de la période d'étude⁹. Le fichier de données ainsi obtenu est un fichier longitudinal personne-année reliant les conditions démographiques et économiques des femmes avant la conception aux premiers événements de naissance observés.

Constitution et description de l'échantillon

Afin de garantir que tous les âges inclus dans l'analyse soient observés de façon uniforme pendant toute la période d'étude, l'échantillon de chaque année est limité aux femmes âgées de 22 à 39 ans. Le premier âge correspond au plus jeune âge observé dans l'ensemble des années de l'étude¹⁰ (2017 à 2023), tandis que le second a été retenu

9. Par exemple, lorsqu'un enregistrement indiquait le décès d'une femme en 2018, suivi d'un enregistrement de naissance en 2020, l'enregistrement de décès était considéré comme erroné et supprimé. De légères variations dans l'âge déclaré des femmes étaient fréquemment observées entre les quatre sources de données. Pour remédier à cela, l'âge déclaré au Recensement de 2016 a été utilisé pour déterminer l'âge des femmes de 2017 à 2023.

10. La cohorte dont les enregistrements ont initialement été couplés entre les quatre sources de données était limitée aux femmes âgées de 15 à 44 ans dans les données du questionnaire détaillé du Recensement de 2016. Par conséquent, 22 ans était l'âge minimal observé dans toutes les années de l'étude, puisque les femmes âgées de 15 ans en 2016 avaient atteint l'âge de 22 ans en 2023.

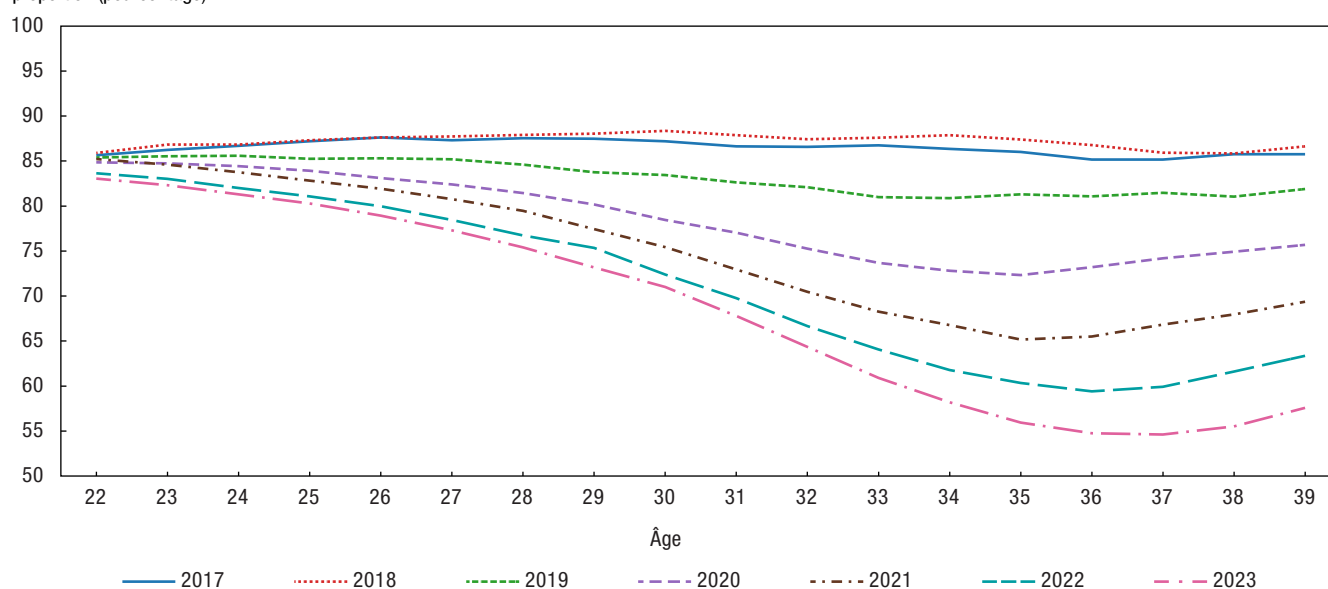
comme seuil le plus approprié pour obtenir une estimation fiable de la parité des femmes à partir de la composition du ménage¹¹.

Comme toutes les caractéristiques économiques et démographiques d'intérêt provenaient des dossiers fiscaux, seules les femmes ayant été couplées avec succès à un dossier fiscal à l'année $t-2$ ont été incluses dans l'échantillon d'analyse à l'année t . Chez les femmes âgées de 22 à 39 ans, le taux de couplage réussi diminuait à mesure que s'allongeait l'intervalle par rapport à 2016 (année où les femmes admissibles ont été recensées), passant de 86,7 % en 2017 à 70,4 % en 2023. Cette diminution au fil du temps est conforme aux caractéristiques des couplages probabilistes, qui reposent sur des identificateurs imparfaits plutôt que sur un registre de population universel (St-Denis, Djomgang and Prats, 2026). À mesure que l'intervalle entre le recensement et les dossiers administratifs s'accroît, les divergences dans les renseignements d'identification, notamment les changements d'adresse, les changements de nom de famille, les incohérences de déclaration et les données manquantes, tendent à s'accumuler, ce qui réduit la probabilité d'un couplage réussi. Les taux de couplage diminuaient également avec l'âge des femmes, mais ce gradient n'apparaissait que dans les dernières années de l'étude (graphique 1). Ce profil laisse entendre que les processus réduisant la qualité du couplage des données au fil du temps ont affecté de manière disproportionnée les femmes plus âgées de l'échantillon¹².

Graphique 1

Proportion des femmes initialement admissibles ayant été couplées à des dossiers fiscaux à l'année $t-2$, selon l'âge et l'année (t)

proportion (pourcentage)



Source : Couplage du Recensement de la population de 2016 (3901), du Fichier des familles T1, de la Base canadienne de données de l'état civil - Naissance (3231) et de la Base canadienne de données de l'état civil - Décès (3233).

L'échantillon a ensuite été restreint aux femmes qui occupaient un emploi et vivaient en couple à l'année $t-2$, afin de permettre une comparaison uniforme des conditions économiques des femmes exposées au risque d'une première naissance, compte tenu de la nature conjointe et tributaire des ressources des décisions d'avoir ou non un enfant. Comme le montre le tableau 1, les femmes ayant un revenu d'emploi à l'année $t-2$ présentaient systématiquement une probabilité plus élevée d'une première naissance que celles dont le revenu provenait exclusivement d'autres sources ou qui n'avaient aucun revenu. Par ailleurs, les femmes qui ne vivaient pas avec un(e) conjoint(e) marié(e) ou de fait à l'année $t-2$ affichaient une probabilité nettement plus faible d'une première naissance à l'année t que

11. Au départ, les femmes âgées de 40 à 44 ans en 2016 ont également été prises en considération pour l'inclusion dans la cohorte exposée au risque, mais elles ont finalement été exclues. L'analyse descriptive a révélé que la surestimation du statut d'exposition au risque était plus prononcée chez les femmes de ce groupe d'âge. Ce résultat était attendu, puisque les mères dans la quarantaine sont davantage susceptibles de ne plus vivre avec les enfants qu'elles ont eus au début de l'âge adulte et, par conséquent, d'être considérées à tort comme sans enfants en fonction de la composition du ménage observée au recensement.

12. Ces résultats contrastent avec les données indiquant que les jeunes adultes sont moins susceptibles de produire une déclaration de revenus (Robson et Schwartz, 2020), ce qui laisse croire que ce gradient selon l'âge est attribuable aux processus de couplage plutôt qu'au comportement de déclaration fiscale.

celles qui étaient en couple, ce qui concorde avec le contexte fondamentalement différent dans lequel s'inscrivent les processus décisionnels liés à la fécondité chez les femmes qui ne sont pas en couple.

Tableau 1

Probabilité prédite (en pourcentage) de première naissance chez les femmes initialement admissibles, selon certaines caractéristiques, 2017 à 2023

Caractéristique	Année (t)						
	2017	2018	2019	2020	2021	2022	2023
	probabilité prédite (en pourcentage)						
Aucun revenu d'emploi déclaré à l'année <i>t-2</i>	3,8	3,5	3,1	2,7	2,8	2,7	2,3
Revenu d'emploi déclaré à l'année <i>t-2</i>	5,9	5,5	5,3	5,0	5,3	4,8	4,5
Personne hors famille de recensement à l'année <i>t-2</i>	2,8	2,6	2,7	2,5	2,7	2,6	2,4
Conjointe mariée dans une famille de recensement à l'année <i>t-2</i>	18,2	17,4	17,1	16,3	17,3	14,9	14,4
Conjointe de fait dans une famille de recensement à l'année <i>t-2</i>	7,7	7,5	7,3	7,0	7,4	7,0	6,7
Enfant dans une famille de recensement à l'année <i>t-2</i>	2,0	2,0	1,8	1,9	2,0	2,0	1,8

Note : La probabilité prédite renvoie à la probabilité estimée qu'une femme appartenant à une catégorie donnée ait une première naissance au cours d'une année donnée, à condition qu'elle soit exposée au risque au début de l'année et après prise en compte de la distribution observée de toutes les autres covariables du modèle.

Les modèles de régression logistique à partir desquels les probabilités prédites ont été calculées comprenaient la covariable âge (modélisée au moyen d'une fonction spline cubique).

Pour chaque année, les femmes initialement admissibles satisfaisaient aux critères d'inclusion suivants : avoir été dénombrées lors du Recensement de la population de 2016 (échantillon de 25 %), être âgées de 22 à 39 ans, ne pas avoir encore donné naissance ni être décédées ainsi qu'avoir un dossier fiscal valide à l'année *t-2*.

Source : Couplage du Recensement de la population de 2016 (3901), du Fichier des familles T1, de la Base canadienne de données de l'état civil - Naissance (3231) et de la Base canadienne de données de l'état civil - Décès (3233).

Plusieurs autres restrictions ont été appliquées afin d'améliorer la comparabilité entre les années et d'assurer une exposition uniforme au risque. Comme l'absence d'enfant était définie en date du jour du recensement (10 mai 2016), les femmes ayant eu une première naissance plus tard en 2016 ont été exclues afin d'assurer des intervalles d'exposition comparables pour toutes les années étudiées. Par ailleurs, les femmes résidant au Yukon à l'année *t-2* ont été exclues, puisque les enregistrements de naissance de ce territoire pour la période de 2017 à 2022 n'étaient pas disponibles au moment du couplage des données.

Un petit nombre de femmes avaient des dossiers fiscaux indiquant que leur lieu de résidence déclaré à l'année *t-2* se trouvait à l'extérieur du Canada; ces femmes ont également été exclues de l'échantillon. Toutefois, on peut s'attendre à ce que cet ajustement sous-estime le niveau réel d'émigration au sein de l'échantillon pendant la période d'étude, puisque l'émigration est difficile à mesurer de manière exhaustive à partir des sources de données fiscales¹³.

Enfin, d'autres exclusions ont été effectuées afin de corriger les cas résiduels de classification erronée de l'absence d'enfant lorsque les dossiers administratifs postérieurs à 2016 indiquaient qu'une femme avait eu des enfants avant une naissance observée. Cet ajustement s'appliquait dans deux situations : premièrement, lorsqu'un événement de naissance observée après 2016 indiquait une parentalité antérieure (selon l'information sur la parité figurant dans l'enregistrement de naissance) et, deuxièmement, lorsque l'information sur les caractéristiques de la famille de la femme contenue dans les dossiers fiscaux indiquait qu'elle était déjà mère¹⁴.

Après ces ajustements, l'échantillon constitue un groupe dynamique (variant dans le temps) de femmes sélectionnées parmi celles recensées en 2016 et retrouvées dans les données administratives couplées. Pour chaque année d'étude *t*, les femmes étaient incluses (c.-à-d. contribuaient une observation personne-année) uniquement si elles satisfaisaient à l'ensemble des critères suivants : être âgées de 22 à 39 ans, ne pas avoir encore donné naissance ni être décédées, disposer d'un dossier fiscal valide à l'année *t-2*, vivre avec un(e) conjoint(e) marié(e) ou de fait à l'année *t-2* et déclarer un revenu d'emploi à l'année *t-2*. Ainsi, une même femme pouvait entrer dans l'échantillon, en sortir, puis y revenir d'une année à l'autre selon l'évolution de son âge, de sa situation familiale, de sa situation d'emploi ou de la disponibilité de ses dossiers fiscaux. Au total, 958 407 personnes-années d'exposition au risque d'une première naissance ont été observées entre 2017 et 2023, période au cours de laquelle 113 414 femmes ont

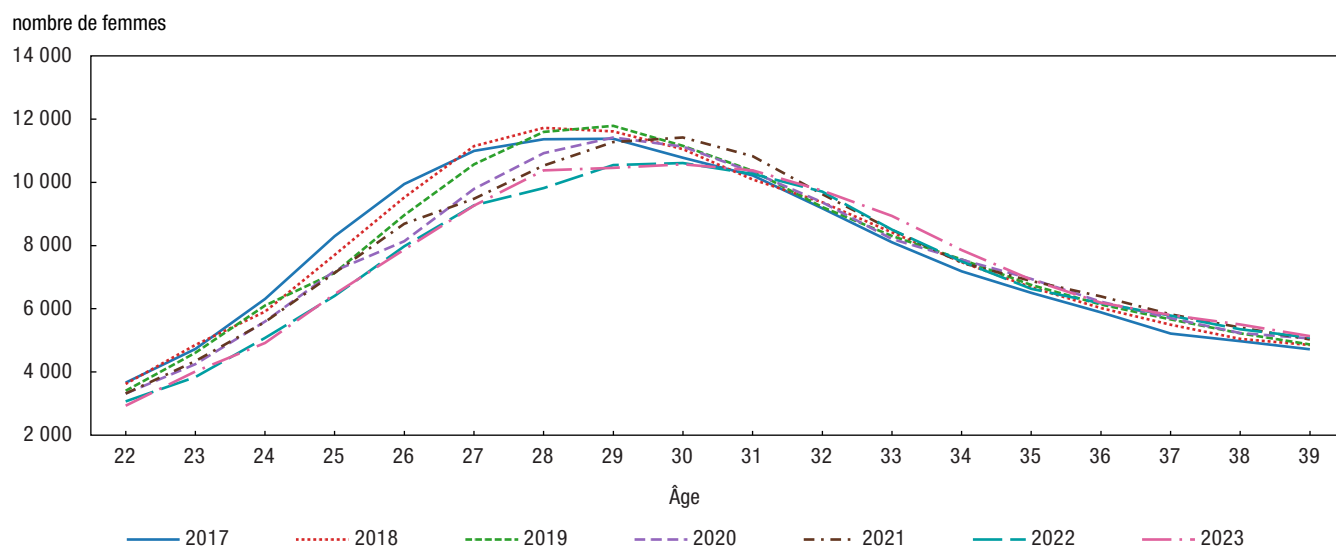
13. Outre le lieu de résidence, le FFT1 comprend un indicateur de la date à laquelle une personne résidant au Canada a quitté le pays, lorsque cette information est déclarée à des fins fiscales. Parmi les femmes répondant aux critères initiaux d'inclusion dans la population analytique, une date d'émigration figurait dans 0,1 % des dossiers fiscaux pour les années 2015 à 2021. Parmi les femmes pour lesquelles une date d'émigration avait été déclarée entre 2015 et 2021, 4,1 % ont eu une naissance au Canada au cours d'une année ultérieure de l'étude. Cela indique que la date de départ déclarée dans le FFT1 ne constituait pas un indicateur fiable de censure dans le contexte des questions de recherche de la présente étude. D'autres approches, comme l'exclusion des femmes après cinq années consécutives sans dossier fiscal, se sont également révélées inadéquates, puisque certaines d'entre elles réapparaissaient dans des années ultérieures de l'étude.

14. Les variables FFLAG et FCMP du FFT1 permettent d'identifier les parents vivant dans une famille monoparentale. Toutefois, ces variables ne permettent pas de distinguer le statut parental des personnes vivant au sein d'un couple marié ou en union de fait. Bien qu'il soit possible d'identifier la parentalité chez les femmes vivant en couple au moyen d'un couplage supplémentaire des dossiers fiscaux au sein des familles recensées, cette extension dépassait la portée de la présente analyse. Par conséquent, les ajustements apportés à la population exposée au risque se limitaient aux parents vivant dans une famille monoparentale.

eu une première naissance, ce qui correspond à un taux de 118,3 naissances pour 1 000 femmes¹⁵ exposées au risque d'une première naissance.

Comme l'illustre le graphique 2, l'échantillon a vieilli au cours de la période d'étude. La taille totale de l'échantillon a varié entre un sommet de 140 576 femmes en 2018 et un creux de 131 607 femmes en 2022. Ces variations annuelles de la taille et de la composition de l'échantillon sont attribuables au retrait des femmes après une première naissance et aux changements dans la structure par âge des femmes qui satisfont aux critères d'inclusion. Plus particulièrement, la diminution du nombre de femmes aux âges plus jeunes et leur représentation croissante aux âges plus avancés entre 2017 et 2023 indiquent que l'entrée en relation de cohabitation et en situation d'emploi rémunéré, et, par conséquent, l'intégration dans l'échantillon, sont survenues à des âges de plus en plus avancés. Par conséquent, moins de femmes intègrent l'échantillon à de jeunes âges, ce qui déplace la distribution selon l'âge vers des âges plus élevés.

Graphique 2
Nombre de femmes dans l'échantillon, selon l'âge et l'année



Note : Pour chaque année, l'échantillon est limité aux femmes qui satisfaisaient aux critères d'inclusion suivants : avoir été dénombrées lors du Recensement de la population de 2016 (échantillon de 25 %), être âgées de 22 à 39 ans, ne pas avoir encore donné naissance ni être décédées, avoir un dossier fiscal valide à l'année $t-2$, vivre avec un(e) conjoint(e) marié(e) ou de fait à l'année $t-2$ et avoir déclaré un revenu d'emploi à l'année $t-2$.

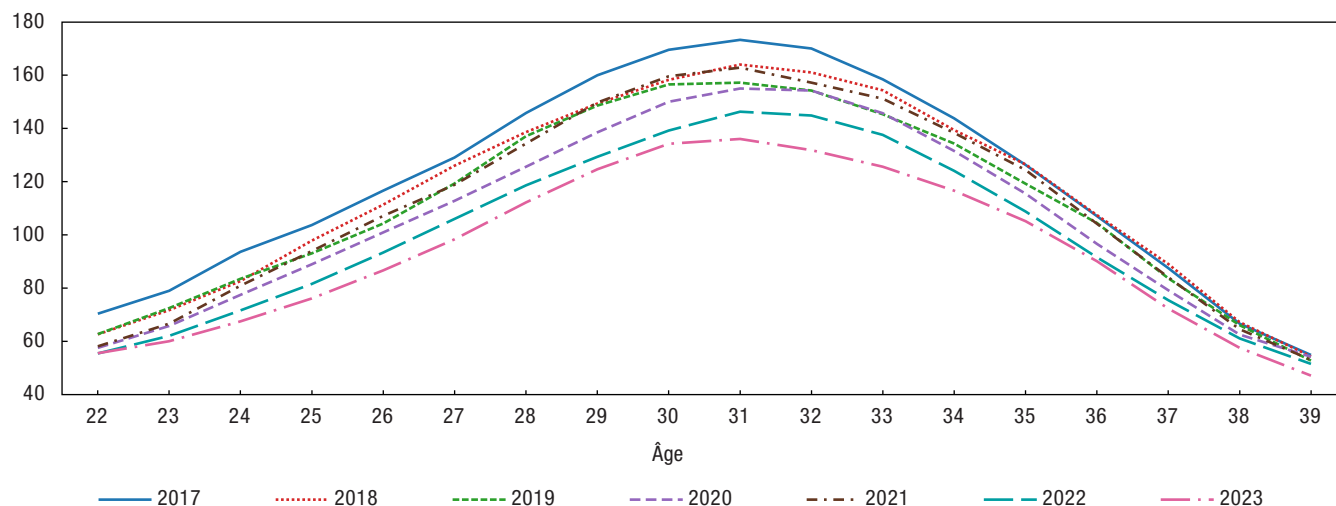
Source : Couplage du Recensement de la population de 2016 (3901), du Fichier des familles T1, de la Base canadienne de données de l'état civil - Naissance (3231) et de la Base canadienne de données de l'état civil - Décès (3233).

Les taux de premières naissances selon l'âge ont généralement diminué de 2017 à 2023, à l'exception de 2021, où ils ont augmenté dans tous les groupes d'âge (graphique 3). L'absence de tendance manifeste au report des naissances doit toutefois être interprétée avec prudence, puisque l'échantillon est limité aux femmes qui étaient en couple et occupaient un emploi, des situations qui, elles-mêmes, tendent à être reportées à des âges plus avancés au fil du temps.

15. Par souci de concision, le terme « femmes » désigne, dans le reste de l'article, les femmes âgées de 22 à 39 ans qui occupent un emploi et vivent avec un(e) conjoint(e) marié(e) ou de fait.

Graphique 3**Taux de première naissance selon l'âge des femmes de l'échantillon, 2017 à 2023**

nombre de naissances pour 1 000 femmes à risque d'une première naissance

**Note :** Les valeurs selon l'âge ont été lissées au moyen d'une moyenne mobile de trois ans.Pour chaque année, l'échantillon est limité aux femmes qui satisfaisaient aux critères d'inclusion suivants : avoir été dénombrées lors du Recensement de la population de 2016 (échantillon de 25 %), être âgées de 22 à 39 ans, ne pas avoir encore donné naissance ni être décédées, avoir un dossier fiscal valide à l'année $t-2$, vivre avec un(e) conjoint(e) marié(e) ou de fait à l'année $t-2$ et avoir déclaré un revenu d'emploi à l'année $t-2$.**Source :** Couplage du Recensement de la population de 2016 (3901), du Fichier des familles T1, de la Base canadienne de données de l'état civil - Naissance (3231) et de la Base canadienne de données de l'état civil - Décès (3233).

Les principales autres caractéristiques démographiques et économiques de l'échantillon sont présentées aux tableaux 2 et 3.

Tableau 2**Proportion (en pourcentage) de l'échantillon présentant des caractéristiques sélectionnées, de 2017 à 2023**

Caractéristique	Année (t)						
	2017	2018	2019	2020	2021	2022	2023
	proportion (en pourcentage)						
A eu une première naissance au cours de l'année t	13,0	12,5	12,1	11,6	12,2	10,9	10,3
Est décédée au cours de l'année t	0,03	0,03	0,03	0,03	0,03	0,03	0,03
Vit avec un(e) conjoint(e) marié(e) à l'année $t-2$	41,1	39,9	39,3	39,5	38,4	35,4	34,0
Vit avec un(e) conjoint(e) de fait à l'année $t-2$	58,9	60,1	60,7	60,5	61,6	64,6	66,0
A contribué à moins de 25 % du revenu familial total après impôt à l'année $t-2$	12,3	11,8	11,2	10,4	10,0	6,9	7,9
A contribué de 25 % à 49 % du revenu familial total après impôt à l'année $t-2$	48,3	48,2	48,6	49,0	49,0	50,9	49,7
A contribué de 50 % à 74 % du revenu familial total après impôt à l'année $t-2$	28,8	29,6	30,0	30,6	31,1	34,4	33,5
A contribué à 75 % ou plus du revenu familial total après impôt à l'année $t-2$	10,6	10,4	10,2	10,0	9,8	7,9	8,9
Employée dans l'industrie des administrations publiques, services d'enseignement ou soins de santé à l'année $t-2$	34,0	34,3	35,3	36,0	36,9	37,9	39,4
Employée dans l'industrie des services professionnels, financiers et du savoir du secteur privé à l'année $t-2$	17,2	17,2	17,6	17,7	17,9	18,1	18,8
Employée dans l'industrie des services administratifs, de soutien ou axés sur la clientèle à l'année $t-2$	30,1	29,7	28,4	27,5	26,4	25,2	23,3
Employée dans l'industrie de la logistique ou production de biens à l'année $t-2$	12,3	12,0	12,1	12,6	12,4	12,4	12,2
Industrie non déclarée, mais revenu d'emploi déclaré à l'année $t-2$	6,4	6,8	6,7	6,2	6,3	6,5	6,4
Membre d'un syndicat à l'année $t-2$	32,9	33,2	34,0	34,5	35,0	35,5	36,9
Revenu de travail autonome déclaré à l'année $t-2$	9,5	10,0	10,3	10,4	10,9	10,7	11,3

Note : Pour chaque année, l'échantillon est limité aux femmes qui satisfaisaient aux critères d'inclusion suivants : avoir été dénombrées lors du Recensement de la population de 2016 (échantillon de 25 %), être âgées de 22 à 39 ans, ne pas avoir encore donné naissance ni être décédées, avoir un dossier fiscal valide à l'année $t-2$, vivre avec un(e) conjoint(e) marié(e) ou de fait à l'année $t-2$ et avoir déclaré un revenu d'emploi à l'année $t-2$.**Source :** Couplage du Recensement de la population de 2016 (3901), du Fichier des familles T1, de la Base canadienne de données de l'état civil - Naissance (3231) et de la Base canadienne de données de l'état civil - Décès (3233).

Tableau 3

Revenu familial médian après impôt ($t-2$), femmes âgées de 30 ans dans l'échantillon, selon le quintile du revenu familial ($t-2$), 2017 à 2023

	Année (t)						
	2017	2018	2019	2020	2021	2022	2023
Quintile du revenu familial après impôt à l'année t-2	revenu familial médian après impôt à l'année t-2, en dollars canadiens						
Quintile 1	36 781	38 762	42 040	44 295	46 443	54 185	54 968
Quintile 2	61 351	62 731	66 268	69 330	71 448	77 109	80 813
Quintile 3	80 134	81 118	85 087	88 229	91 193	95 322	101 442
Quintile 4	100 760	102 180	106 520	109 376	112 211	115 287	122 942
Quintile 5	135 377	134 895	142 363	144 805	146 743	151 152	162 271

Note : Les valeurs du revenu après impôt excluent les gains ou pertes de capital et ne sont pas corrigées pour tenir compte de l'inflation.

Pour chaque année, l'échantillon est limité aux femmes qui satisfaisaient aux critères d'inclusion suivants : avoir été dénombrées lors du Recensement de la population de 2016 (échantillon de 25 %), être âgées de 22 à 39 ans, ne pas avoir encore donné naissance ni être décédées, avoir un dossier fiscal valide à l'année $t-2$, vivre avec un(e) conjoint(e) marié(e) ou de fait à l'année $t-2$ et avoir déclaré un revenu d'emploi à l'année $t-2$.

Source : Couplage du Recensement de la population de 2016 (3901), du Fichier des familles T1, de la Base canadienne de données de l'état civil - Naissance (3231) et de la Base canadienne de données de l'état civil - Décès (3233).

Stratégie de modélisation et définition des variables

Des modèles de régression logistique estimés séparément pour chaque année ont été utilisés afin d'évaluer l'association entre le revenu et les caractéristiques d'emploi des femmes et la probabilité d'une première naissance. La régression logistique a été retenue compte tenu de la structure en temps discret des données et de la variable dépendante binaire, à savoir si la femme avait eu ou non une première naissance au cours de l'année. Des probabilités prédites ont ensuite été calculées après l'estimation¹⁶ afin de faciliter les comparaisons selon l'âge, l'année et d'autres sous-groupes. Les mesures d'incertitude associées (erreurs-types et intervalles de confiance) reposent sur une estimation robuste de la variance (Huber-White).

Tous les modèles tiennent compte de l'âge des femmes, de leur province de résidence à l'année $t-2$ ainsi que de leur type de couple à l'année $t-2$. Plus précisément :

- L'âge est pris en compte de manière souple au moyen d'une fonction spline cubique afin de tenir compte de la relation forte et non linéaire entre l'âge et la fécondité. Cette fonction spline permet à la relation entre l'âge et le risque d'une première naissance de varier graduellement selon l'âge de façon non linéaire¹⁷.
- La province ou le territoire de résidence à l'année $t-2$ est inclus afin de tenir compte des différences entre les contextes de politiques ainsi que d'autres facteurs contextuels non observés propres à chaque administration qui peuvent influencer les décisions d'avoir ou non un enfant¹⁸. L'annexe 1 présente un résumé des variations de la probabilité d'une première naissance selon la province ou le territoire de résidence des femmes à l'année $t-2$.
- Alors que toutes les femmes de l'échantillon vivaient en couple, leur type de couple (marié ou de fait) à l'année $t-2$ a été pris en compte, puisqu'il était systématiquement associé à des écarts prononcés dans la probabilité d'une première naissance. Cette relation s'observait même au Québec, où les unions de fait sont plus répandues. Pour obtenir davantage de renseignements sur les résultats propres au Québec, voir l'annexe 2.

Le revenu familial, le revenu individuel, la répartition du revenu au sein du couple et certaines caractéristiques de l'emploi, tous mesurés à l'année $t-2$, constituent les caractéristiques économiques d'intérêt examinées dans des modèles distincts. Plus précisément :

- Le revenu familial et le revenu individuel des femmes ont été analysés séparément. Dans les deux cas, des quintiles de revenu après impôt (excluant les gains ou pertes de capital) ont été définis au sein de l'échantillon (exposé au risque) selon l'âge et l'année, afin de rendre compte de la position relative des

16. Outre les probabilités prédites, des effets marginaux moyens (EMM) ont été estimés pour tous les modèles afin d'évaluer les écarts absolus sur l'échelle des probabilités. Les EMM présentaient des amplitudes d'effet et des tendances temporelles semblables à celles observées pour les écarts entre probabilités prédites; ils ne sont donc pas présentés ici par souci de concision.

17. La fonction spline selon l'âge, a été définie à l'aide de cinq nœuds placés à certains percentiles de la distribution de l'âge (5^e, 27,5^e, 50^e, 72,5^e et 95^e) pour chaque année. Les quatre variables spline qui en résultent et qui sont incluses dans chaque modèle permettent à la courbe de s'infléchir à ces nœuds. Les coefficients des variables spline n'ont pas fait l'objet d'une interprétation substantielle; ils servent plutôt à tenir compte des différences liées à l'âge dans le risque d'une première naissance.

18. Bien que les prestations de maternité et les prestations parentales de l'assurance-emploi soient régies à l'échelle fédérale (à l'exception du Québec), les provinces et les territoires diffèrent quant à leurs politiques et programmes familiaux plus généraux, notamment en ce qui concerne les congés parentaux, les services de garde publics et l'éducation de la petite enfance.

femmes parmi leurs pairs, c'est-à-dire par rapport aux autres femmes du même âge sans enfant, en couple et en emploi. L'utilisation de quintiles de revenu facilite également les comparaisons selon l'âge et dans le temps et permet de tenir compte de gradients non linéaires du revenu.

- Afin de tenir compte de l'organisation des ressources économiques au sein des couples, la part du revenu familial total attribuable à la femme a été incluse sous forme de variable catégorique (moins de 25 %, de 25 % à 49 %, de 50 % à 74 % et 75 % ou plus), ce qui permet de distinguer les situations où les revenus du ménage sont fortement concentrés de celles où ils sont répartis de façon plus équilibrée.
- Trois caractéristiques de l'emploi ont été modélisées : l'industrie, l'affiliation syndicale et le statut de travailleur autonome. Les industries¹⁹ ont été regroupées en quatre catégories reflétant de grandes différences en matière de stabilité d'emploi, d'aménagement d'horaires, d'accès aux avantages sociaux offerts par l'employeur et de prévisibilité du revenu, lesquelles peuvent influencer les décisions d'avoir ou non un enfant : les services administratifs, de soutien ou axés sur la clientèle; les administrations publiques, les services d'enseignement ou les soins de santé; les services professionnels, financiers ou du savoir du secteur privé; la logistique ou la production de biens, ainsi que les cas où l'industrie n'était pas déclarée. L'affiliation syndicale²⁰ sert principalement d'indicateur indirect des protections liées à l'emploi, tandis que le travail autonome reflète une combinaison particulière d'une plus grande souplesse dans l'aménagement d'horaires et d'une plus grande volatilité du revenu.

D'autres caractéristiques sociodémographiques déclarées au Recensement de 2016, notamment le pays de naissance, [le statut de génération](#), [l'origine ethnique ou culturelle](#) et [l'identité autochtone](#), ont été examinées, mais exclues des modèles finaux en raison de leur faible incidence sur les estimations associées aux caractéristiques économiques et de leur volatilité dans les modèles désagrégés. Bien qu'il soit reconnu que le niveau de scolarité est associé à la fécondité (Jalovaara et coll., 2019; Vasireddy et coll., 2023), sa mesure dans le recensement a été jugée inadéquate puisque, pour une grande partie de l'échantillon, cette caractéristique a été recueillie à la fin de l'adolescence ou au début de l'âge adulte, alors que les études étaient souvent encore en cours et que le niveau de scolarité atteint demeurait indéterminé, ce qui pouvait entraîner des erreurs de classification.

Les poids d'échantillonnage du recensement n'ont pas été utilisés, puisqu'ils reflètent le plan d'enquête initial et ne tiennent pas compte de la sélection supplémentaire introduite par le couplage des données et les restrictions analytiques. Par conséquent, les femmes vivant dans les réserves indiennes, dans les régions éloignées ou nordiques ainsi que dans d'autres lieux isolés sont surreprésentées dans l'échantillon. Cela s'explique par le fait que ces régions ont fait l'objet d'un dénombrement complet par recensement par interview dans le cadre du questionnaire détaillé, alors que, dans les autres régions, seul un sous-échantillon de logements a été retenu (Statistique Canada, 2017).

Le tableau 4 résume la structure de chacun des modèles de régression logistique ainsi que leur correspondance avec les questions de recherche de l'étude.

Tableau 4
Aperçu des modèles de régression logistique

Modèle	Caractéristiques économiques d'intérêt	Mesure(s)	Strates
1	Revenu familial	Quintile du revenu familial après impôt (selon l'âge) à l'année $t-2$	Année (t)
2	Revenu individuel	Quintile du revenu individuel après impôt (selon l'âge) à l'année $t-2$	Année (t)
3	Répartition du revenu au sein du couple	Part du revenu familial total attribuable à la femme à l'année $t-2$	Année (t) Quintile du revenu familial après impôt à l'année $t-2$
4	Caractéristiques de l'emploi	Industrie à l'année $t-2$ Affiliation syndicale à l'année $t-2$ Travail autonome à l'année $t-2$	Année (t) Quintile du revenu familial après impôt à l'année $t-2$

Note : Dans tous les modèles, pour chaque année, l'échantillon est limité aux femmes qui satisfaisaient aux critères d'inclusion suivants : avoir été dénombrées lors du Recensement de la population de 2016 (échantillon de 25 %), être âgées de 22 à 39 ans, ne pas avoir encore donné naissance ni être décédées, avoir un dossier fiscal valide à l'année $t-2$, vivre avec un(e) conjoint(e) marié(e) ou de fait à l'année $t-2$ et avoir déclaré un revenu d'emploi à l'année $t-2$.

19. Le regroupement des industries repose sur le code du Système de classification des industries de l'Amérique du Nord (SCIAN) associé à l'industrie principale de l'employeur de la personne. Les codes du SCIAN ont été harmonisés à l'échelle des années selon les secteurs à deux chiffres afin de créer des regroupements d'industries condensés.

20. Une femme était considérée comme syndiquée lorsqu'elle avait déclaré des cotisations syndicales, professionnelles ou autres au cours de l'année d'imposition.

Résultats

Compte tenu de la grande taille de l'échantillon, les estimations sont associées à des erreurs-types relativement faibles, et les différences observées peuvent être interprétées avec un degré élevé de précision. L'analyse met donc l'accent sur l'ampleur des écarts observés entre les groupes et leur interprétation substantielle. Par souci de clarté, les intervalles de confiance ne sont pas présentés dans les tableaux et les graphiques. Toutefois, toutes les estimations reposent sur une estimation robuste de la variance et les mesures d'incertitude peuvent être fournies sur demande.

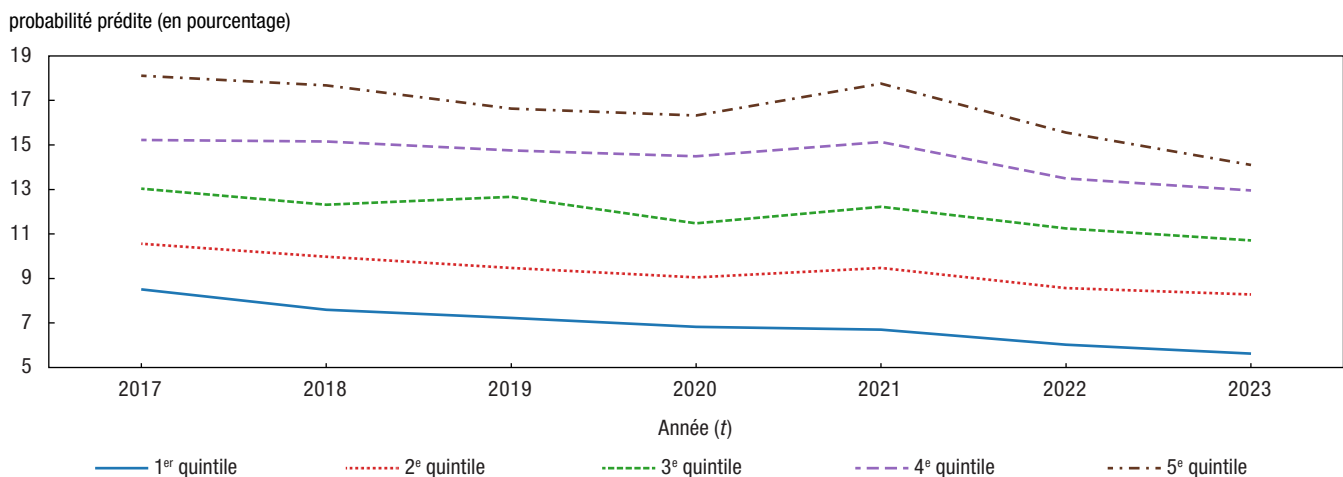
Un revenu familial plus élevé est associé à une probabilité accrue d'une première naissance

Pour toutes les années examinées, la probabilité d'une première naissance suivait un gradient clair selon le revenu familial : les femmes appartenant au quintile supérieur du revenu familial affichaient systématiquement les probabilités prédites les plus élevées, tandis que celles appartenant au quintile inférieur affichaient les plus faibles (graphique 4). En 2023, les femmes appartenant au quintile supérieur du revenu familial présentaient une probabilité de 14,1 % d'avoir une première naissance, soit plus du double de celle observée chez les femmes du quintile inférieur (5,6 %).

Dans l'ensemble de la distribution du revenu familial, les probabilités prédites d'une première naissance ont généralement diminué de 2017 à 2023. La principale exception est survenue en 2021, lorsque les probabilités prédites ont augmenté temporairement chez les femmes de tous les quintiles de revenu familial, à l'exception du quintile inférieur. Cette hausse a été particulièrement marquée chez les femmes du quintile supérieur du revenu familial. Entre 2020 et 2021, leur probabilité prédite d'une première naissance a augmenté de 8,8 % (de 16,3 % à 17,8 %). À l'inverse, la probabilité d'une première naissance chez les femmes du quintile inférieur a diminué de 2,0 % au cours de la même période, passant de 6,8 % à 5,6 %.

Graphique 4

Probabilité prédite de première naissance chez les femmes, selon le quintile de revenu familial à l'année $t-2$, 2017 à 2023



Note : La probabilité prédite renvoie à la probabilité estimée qu'une femme appartenant à une catégorie donnée ait une première naissance au cours d'une année donnée, à condition qu'elle soit exposée au risque au début de l'année et après prise en compte de la distribution observée de toutes les autres covariables du modèle.

Les modèles de régression logistique à partir desquels les probabilités prédites ont été calculées comprenaient également les covariables suivantes : l'âge (modélisé au moyen d'une fonction spline cubique), le type de couple (marié ou de fait) à l'année $t-2$ ainsi que la province ou le territoire de résidence à l'année $t-2$.

Pour chaque année, l'échantillon est limité aux femmes qui satisfaisaient aux critères d'inclusion suivants : avoir été dénombrées lors du Recensement de la population de 2016 (échantillon de 25 %), être âgées de 22 à 39 ans, ne pas avoir encore donné naissance ni être décédées, avoir un dossier fiscal valide à l'année $t-2$, vivre avec un(e) conjoint(e) marié(e) ou de fait à l'année $t-2$ et avoir déclaré un revenu d'emploi à l'année $t-2$.

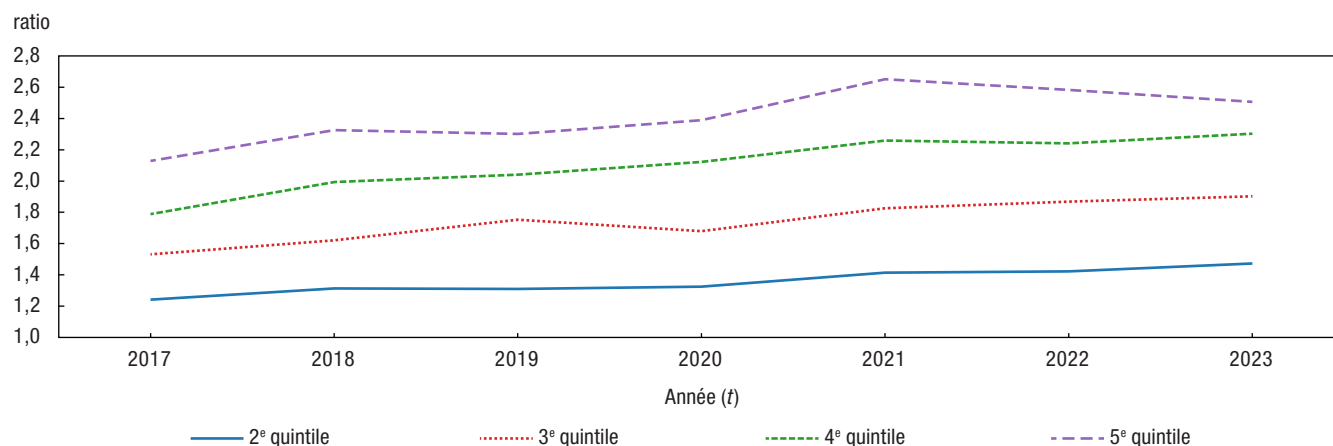
Source : Couplage du Recensement de la population de 2016 (3901), du Fichier des familles T1, de la Base canadienne de données de l'état civil - Naissance (3231) et de la Base canadienne de données de l'état civil - Décès (3233).

L'association entre le revenu et la probabilité d'une première naissance s'est renforcée

De 2017 à 2023, les écarts relatifs dans la probabilité d'une première naissance sont accentués entre les extrémités de la distribution du revenu familial (graphique 5), en raison de diminutions proportionnellement plus importantes observées chez les femmes du quintile inférieur que chez celles du quintile supérieur. En 2017, les femmes appartenant au quintile supérieur du revenu familial étaient 2,1 fois (ou 210 %) plus susceptibles d'avoir une première naissance que celles du quintile inférieur, toutes choses étant égales par ailleurs. Ce rapport a atteint 2,7 en 2021 avant de diminuer légèrement pour s'établir à 2,5 en 2023.

Graphique 5

Ratio de la probabilité prédite de première naissance chez les femmes, relativement aux femmes du 1^{er} quintile de revenu familial à l'année $t-2$, selon le quintile du revenu familial à l'année $t-2$, 2017 à 2023



Note : La probabilité prédite renvoie à la probabilité estimée qu'une femme appartenant à une catégorie donnée ait une première naissance au cours d'une année donnée, à condition qu'elle soit exposée au risque au début de l'année et après prise en compte de la distribution observée de toutes les autres covariables du modèle.

Les modèles de régression logistique à partir desquels les probabilités prédites ont été calculées comprenaient également les covariables suivantes : l'âge (modélisé au moyen d'une fonction spline cubique), le type de couple (marié ou de fait) à l'année $t-2$ ainsi que la province ou le territoire de résidence à l'année $t-2$.

Pour chaque année, l'échantillon est limité aux femmes qui satisfaisaient aux critères d'inclusion suivants : avoir été dénombrées lors du Recensement de la population de 2016 (échantillon de 25 %), être âgées de 22 à 39 ans, ne pas avoir encore donné naissance ni être décédées, avoir un dossier fiscal valide à l'année $t-2$, vivre avec un(e) conjoint(e) marié(e) ou de fait à l'année $t-2$ et avoir déclaré un revenu d'emploi à l'année $t-2$.

Source : Couplage du Recensement de la population de 2016 (3901), du Fichier des familles T1, de la Base canadienne de données de l'état civil - Naissance (3231) et de la Base canadienne de données de l'état civil - Décès (3233).

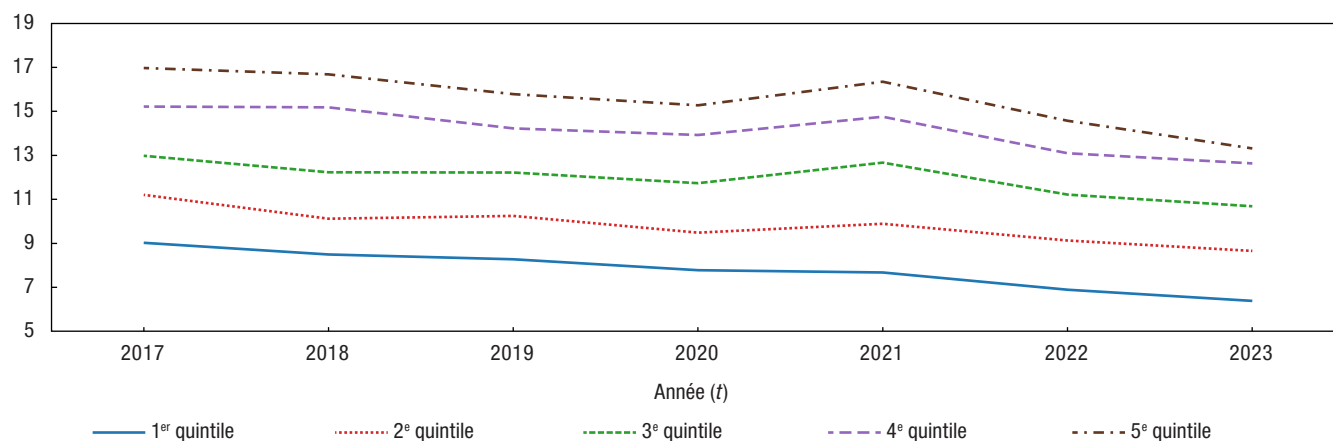
À l'inverse, l'écart relatif de probabilité d'une première naissance entre les femmes des quatrième et cinquième quintiles du revenu familial a diminué au cours de la période, passant de 19,0 % en 2017 à 8,8 % en 2023.

Les tendances observées selon le revenu individuel des femmes étaient globalement semblables à celles observées selon le revenu familial, mais moins prononcées. Toutes choses étant égales par ailleurs, les femmes ayant un revenu personnel plus élevé étaient plus susceptibles d'avoir une première naissance (graphique 6), et l'écart relatif entre les femmes des quintiles supérieur et inférieur du revenu individuel s'est accentué au fil du temps (graphique 7). Tout comme pour le revenu familial, cet écart s'est creusé parce que les femmes appartenant au quintile inférieur du revenu individuel ont connu une diminution proportionnelle plus importante de leur probabilité prédite d'une première naissance (-29,3 %) que celles appartenant au quintile supérieur (-21,5 %).

Graphique 6

Probabilité prédite de première naissance chez les femmes selon le quintile de revenu individuel à l'année $t-2$, 2017 à 2023

probabilité prédite (en pourcentage)



Note : La probabilité prédite renvoie à la probabilité estimée qu'une femme appartenant à une catégorie donnée ait une première naissance au cours d'une année donnée, à condition qu'elle soit exposée au risque au début de l'année et après prise en compte de la distribution observée de toutes les autres covariables du modèle.

Les modèles de régression logistique à partir desquels les probabilités prédites ont été calculées comprenaient les covariables suivantes : l'âge (modélisé au moyen d'une fonction spline cubique), le type de couple (marié ou de fait) à l'année $t-2$ ainsi que la province ou le territoire de résidence à l'année $t-2$.

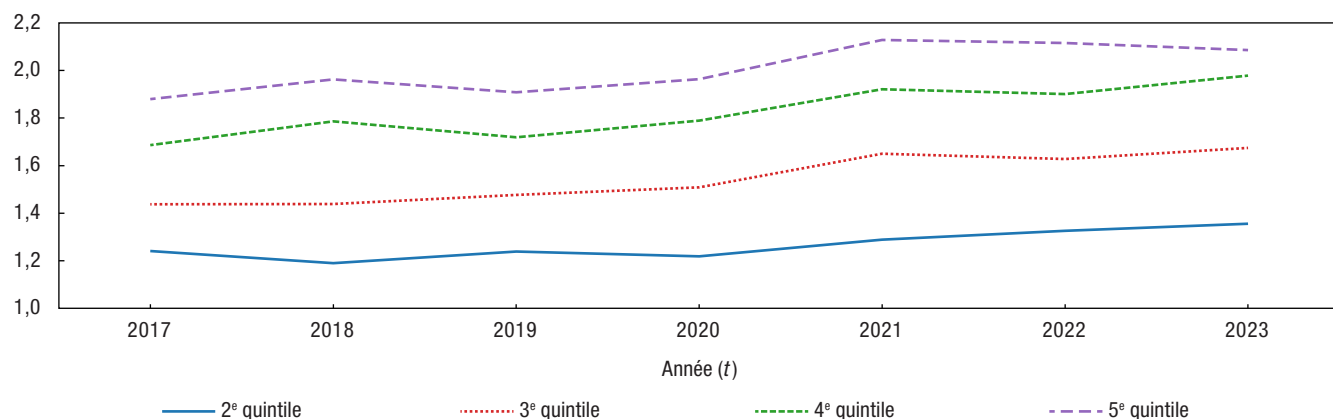
Pour chaque année, l'échantillon est limité aux femmes qui satisfaisaient aux critères d'inclusion suivants : avoir été dénombrées lors du Recensement de la population de 2016 (échantillon de 25 %), être âgées de 22 à 39 ans, ne pas avoir encore donné naissance ni être décédées, avoir un dossier fiscal valide à l'année $t-2$, vivre avec un(e) conjoint(e) marié(e) ou de fait à l'année $t-2$ et avoir déclaré un revenu d'emploi à l'année $t-2$.

Source : Couplage du Recensement de la population de 2016 (3901), du Fichier des familles T1, de la Base canadienne de données de l'état civil - Naissance (3231) et de la Base canadienne de données de l'état civil - Décès (3233).

Graphique 7

Ratio de la probabilité prédite de première naissance chez les femmes, relativement aux femmes du 1^{er} quintile de revenu familial à l'année $t-2$, selon le quintile du revenu individuel à l'année $t-2$, 2017 à 2023

ratio



Note : La probabilité prédite renvoie à la probabilité estimée qu'une femme appartenant à une catégorie donnée ait une première naissance au cours d'une année donnée, à condition qu'elle soit exposée au risque au début de l'année et après prise en compte de la distribution observée de toutes les autres covariables du modèle.

Les modèles de régression logistique à partir desquels les probabilités prédites ont été calculées comprenaient les covariables suivantes : l'âge (modélisé au moyen d'une fonction spline cubique), le type de couple (marié ou de fait) à l'année $t-2$ ainsi que la province ou le territoire de résidence à l'année $t-2$.

Pour chaque année, l'échantillon est limité aux femmes qui satisfaisaient aux critères d'inclusion suivants : avoir été dénombrées lors du Recensement de la population de 2016 (échantillon de 25 %), être âgées de 22 à 39 ans, ne pas avoir encore donné naissance ni être décédées, avoir un dossier fiscal valide à l'année $t-2$, vivre avec un(e) conjoint(e) marié(e) ou de fait à l'année $t-2$ et avoir déclaré un revenu d'emploi à l'année $t-2$.

Source : Couplage du Recensement de la population de 2016 (3901), du Fichier des familles T1, de la Base canadienne de données de l'état civil - Naissance (3231) et de la Base canadienne de données de l'état civil - Décès (3233).

La répartition du revenu au sein du couple présente une association variable avec la probabilité d'une première naissance

Comparativement aux femmes qui contribuaient à moins du quart du revenu familial total, celles dont la contribution était plus élevée avaient généralement une probabilité prédite plus forte d'une première naissance (tableau 5). Toutefois, lorsqu'on examine les résultats selon le quintile du revenu familial, on observe d'importantes fluctuations tant dans la direction que dans l'ampleur des effets au fil du temps, particulièrement chez les femmes appartenant aux quintiles inférieur et supérieur du revenu familial.

Tableau 5

Ratio de la probabilité prédite d'avoir une première naissance selon la contribution des femmes au revenu familial à l'année t-2, relativement au groupe de référence, 2017 à 2023

Groupe de strates	Contribution de la femme au revenu familial à l'année t-2	Année (t)						
		2017	2018	2019	2020	2021	2022	2023
		ratio						
Total - tous les quintiles du revenu familial	Moins de 25 % (groupe de référence)	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
	25 à 49 %	1,187	1,145	1,187	1,193	1,143	1,233	1,211
	De 50 à 74 %	1,179	1,182	1,196	1,182	1,177	1,239	1,226
	75 % ou plus	1,177	1,150	1,177	1,206	1,116	1,188	1,255
1 ^{er} quintile du revenu familial	Moins de 25 % (groupe de référence)	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
	25 à 49 %	1,098	1,037	1,130	1,183	0,884	0,939	1,058
	De 50 à 74 %	1,089	0,993	1,166	1,164	1,012	0,985	1,174
	75 % ou plus	1,086	1,002	1,141	1,247	0,943	0,987	1,242
2 ^e quintile du revenu familial	Moins de 25 % (groupe de référence)	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
	25 à 49 %	1,195	1,068	1,125	1,126	1,022	1,130	1,093
	De 50 à 74 %	1,187	1,139	1,110	1,118	1,111	1,181	1,144
	75 % ou plus	1,216	1,262	1,159	1,117	1,155	1,010	1,306
3 ^e quintile du revenu familial	Moins de 25 % (groupe de référence)	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
	25 à 49 %	1,261	1,132	1,326	1,078	1,217	1,266	1,204
	De 50 à 74 %	1,240	1,238	1,337	1,142	1,289	1,284	1,204
	75 % ou plus	1,168	1,051	1,274	1,047	1,038	1,229	1,018
4 ^e quintile du revenu familial	Moins de 25 % (groupe de référence)	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
	25 à 49 %	1,268	1,285	1,127	1,248	1,288	1,455	1,329
	De 50 à 74 %	1,403	1,369	1,170	1,250	1,289	1,463	1,367
	75 % ou plus	1,101	1,181	1,114	1,140	1,047	1,341	1,099
5 ^e quintile du revenu familial	Moins de 25 % (groupe de référence)	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
	25 à 49 %	1,138	1,175	1,216	1,278	1,185	1,276	1,258
	De 50 à 74 %	1,037	1,155	1,216	1,199	1,172	1,238	1,229
	75 % ou plus	1,181	0,964	0,914	1,193	1,071	0,989	0,995

Note : La probabilité prédite renvoie à la probabilité estimée qu'une femme appartenant à une catégorie donnée ait une première naissance au cours d'une année donnée, à condition qu'elle soit exposée au risque au début de l'année et après prise en compte de la distribution observée de toutes les autres covariables du modèle.

Les modèles de régression logistique à partir desquels les probabilités prédites ont été calculées comprenaient également les covariables suivantes : l'âge (modélisé au moyen d'une fonction spline cubique), le type de couple (marié ou de fait) à l'année t-2 ainsi que la province ou le territoire de résidence à l'année t-2. Le modèle portant sur l'ensemble des quintiles du revenu familial comprenait également le quintile du revenu familial à l'année t-2.

Pour chaque année, l'échantillon est limité aux femmes qui satisfaisaient aux critères d'inclusion suivants : avoir été dénombrées lors du Recensement de la population de 2016 (échantillon de 25 %), être âgées de 22 à 39 ans, ne pas avoir encore donné naissance ni être décédées, avoir un dossier fiscal valide à l'année t-2, vivre avec un(e) conjoint(e) marié(e) ou de fait à l'année t-2 et avoir déclaré un revenu d'emploi à l'année t-2.

Source : Couplage du Recensement de la population de 2016 (3901), du Fichier des familles T1, de la Base canadienne de données de l'état civil - Naissance (3231) et de la Base canadienne de données de l'état civil - Décès (3233).

Les femmes employées dans le secteur public présentent systématiquement une probabilité plus élevée d'avoir une première naissance

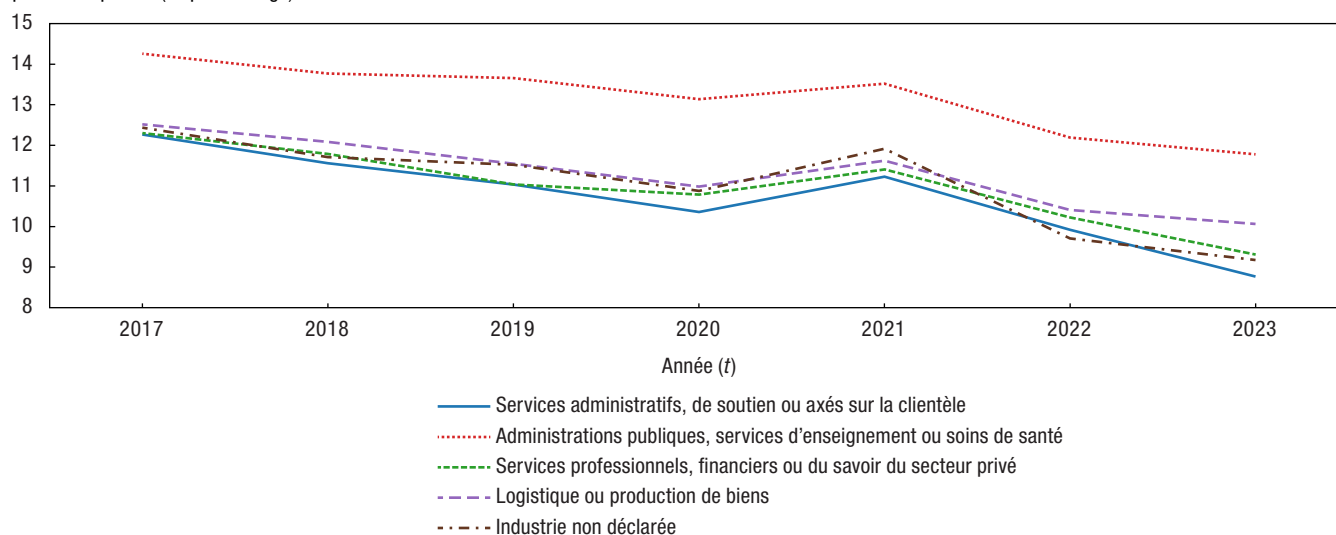
Parmi les caractéristiques de l'emploi examinées, l'industrie d'emploi est celle qui présentait la relation la plus forte et la plus stable avec la probabilité d'une première naissance. De 2017 à 2023, les femmes employées dans le secteur public, c'est-à-dire dans les administrations publiques, les services d'enseignement ou les soins de santé, affichaient systématiquement des probabilités prédites plus élevées d'une première naissance que celles travaillant dans les autres industries (graphique 8). Les écarts observés entre les autres industries étaient négligeables.

L'écart relatif entre les travailleuses du secteur public et celles des autres industries s'est également agrandi au fil du temps. Par exemple, en 2017, les femmes du secteur public présentaient une probabilité prédite d'avoir une première naissance supérieure de 16,3 % à celle des femmes employées dans les services administratifs, de soutien ou axés sur la clientèle. En 2023, cet écart avait atteint 34,3 %. Cette augmentation s'explique par le fait que les femmes employées dans les industries autres que celles du secteur public ont connu des diminutions proportionnelles plus importantes de leur probabilité d'une première naissance au cours de la période d'étude. Les modèles stratifiés selon le quintile du revenu familial, ont révélé des tendances semblables. L'ampleur de cet écart ne variait pas systématiquement selon le quintile du revenu familial et ne présentait aucune tendance temporelle.

Graphique 8

Probabilité prédite de première naissance chez les femmes selon la principale industrie d'emploi à l'année $t-2$, 2017 à 2023

probabilité prédite (en pourcentage)



Note : La probabilité prédite renvoie à la probabilité estimée qu'une femme appartenant à une catégorie donnée ait une première naissance au cours d'une année donnée, à condition qu'elle soit exposée au risque au début de l'année et après prise en compte de la distribution observée de toutes les autres covariables du modèle.

Les modèles de régression logistique à partir desquels les probabilités prédites ont été calculées comprenaient également les covariables suivantes : l'âge (modélisé au moyen d'une fonction spline cubique), le type de couple (marié ou de fait) à l'année $t-2$, la province ou le territoire de résidence à l'année $t-2$, le quintile du revenu familial après impôt à l'année $t-2$, le statut d'affiliation syndicale à l'année $t-2$ ainsi que le statut de travail autonome à l'année $t-2$.

Pour chaque année, l'échantillon est limité aux femmes qui satisfaisaient aux critères d'inclusion suivants : avoir été dénombrées lors du Recensement de la population de 2016 (échantillon de 25 %), être âgées de 22 à 39 ans, ne pas avoir encore donné naissance ni être décédées, avoir un dossier fiscal valide à l'année $t-2$, vivre avec un(e) conjoint(e) marié(e) ou de fait à l'année $t-2$ et avoir déclaré un revenu d'emploi à l'année $t-2$.

Source : Couplage du Recensement de la population de 2016 (3901), du Fichier des familles T1, de la Base canadienne de données de l'état civil - Naissance (3231) et de la Base canadienne de données de l'état civil - Décès (3233).

Les femmes occupant un emploi syndiqué présentent une probabilité plus élevée d'une première naissance

Les femmes syndiquées présentaient une probabilité prédite d'une première naissance plus élevée que les autres femmes pour toutes les années observées (tableau 6). Toutefois, les écarts associés à l'affiliation syndicale étaient modestes comparativement à ceux observés selon le quintile du revenu ou l'industrie d'emploi, variant d'une probabilité supérieure de 4,6 % (en 2017 et en 2023) à une probabilité supérieure de 8,4 % (en 2018). De plus, contrairement aux résultats observés selon le quintile du revenu familial et l'industrie d'emploi, aucune tendance temporelle n'a été observée au cours de la période d'étude en ce qui concerne la probabilité prédite d'une première naissance selon l'affiliation syndicale. Des modèles supplémentaires stratifiés selon le quintile du revenu familial n'ont révélé aucun effet d'interaction entre l'affiliation syndicale et la probabilité d'une première naissance selon le quintile du revenu familial.

Tableau 6

Ratio de la probabilité prédite d'avoir une première naissance chez les femmes syndiquées à l'année $t-2$, relativement aux autres femmes, selon le quintile du revenu familial à l'année $t-2$, 2017 à 2023

	Année (t)						
	2017	2018	2019	2020	2021	2022	2023
Quintile du revenu familial à l'année $t-2$	ratio						
Total - tous les quintiles du revenu familial	1,046	1,084	1,050	1,055	1,068	1,070	1,046
1 ^{er} quintile	1,046	1,071	1,003	1,239	1,077	1,102	0,973
2 ^e quintile	1,021	1,110	1,038	1,011	1,036	1,075	1,107
3 ^e quintile	1,001	1,109	1,056	1,001	1,122	1,051	1,074
4 ^e quintile	1,109	1,110	1,091	1,083	1,034	1,087	1,047
5 ^e quintile	1,023	1,024	1,012	1,060	1,081	1,053	1,006

Note : La probabilité prédite renvoie à la probabilité estimée qu'une femme appartenant à une catégorie donnée ait une première naissance au cours d'une année donnée, à condition qu'elle soit exposée au risque au début de l'année et après prise en compte de la distribution observée de toutes les autres covariables du modèle.

Les modèles de régression logistique à partir desquels les probabilités prédites ont été calculées comprenaient également les covariables suivantes : l'âge (modélisé au moyen d'une fonction spline cubique), le type de couple (marié ou de fait) à l'année $t-2$, la province ou le territoire de résidence à l'année $t-2$, l'industrie d'emploi à l'année $t-2$ ainsi que le statut de travail autonome à l'année $t-2$. Le modèle portant sur l'ensemble des quintiles du revenu familial comprenait également le quintile du revenu familial à l'année $t-2$.

Pour chaque année, l'échantillon est limité aux femmes qui satisfaisaient aux critères d'inclusion suivants : avoir été dénombrées lors du Recensement de la population de 2016 (échantillon de 25 %), être âgées de 22 à 39 ans, ne pas avoir donné naissance ni être décédées, avoir un dossier fiscal valide à l'année $t-2$, vivre avec un(e) conjoint(e) marié(e) ou de fait à l'année $t-2$ et avoir déclaré un revenu d'emploi à l'année $t-2$.

Source : Couplage du Recensement de la population de 2016 (3901), du Fichier des familles T1, de la Base canadienne de données de l'état civil - Naissance (3231) et de la Base canadienne de données de l'état civil - Décès (3233).

Les femmes travaillant à leur compte présentaient une probabilité prédite légèrement plus élevée d'une première naissance dans le modèle global (c.-à-d. lorsque les femmes de tous les quintiles du revenu familial étaient analysées ensemble). Toutefois, ces tendances étaient moins constantes lorsque les femmes étaient examinées séparément selon leur quintile du revenu familial (tableau 7). Les résultats stratifiés montraient une variation importante tant dans la direction que dans l'ampleur des effets. Certains quintiles présentaient des valeurs inférieures à un dans certaines années, tandis que d'autres affichaient des écarts positifs relativement importants.

Tableau 7

Ratio de la probabilité prédite d'avoir une première naissance chez les femmes ayant déclaré un revenu de travail autonome à l'année $t-2$ par rapport aux autres femmes, selon le quintile du revenu familial à l'année $t-2$, 2017 à 2023

	Année (t)						
	2017	2018	2019	2020	2021	2022	2023
Quintile du revenu familial à l'année $t-2$	ratio						
Total - tous les quintiles du revenu familial	1,029	1,013	1,033	1,028	1,046	1,040	1,071
1 ^{er} quintile	1,096	0,980	0,877	0,888	1,047	1,035	1,209
2 ^e quintile	1,116	1,038	1,055	1,033	1,010	1,064	1,104
3 ^e quintile	0,990	0,995	1,036	1,114	1,033	1,077	1,040
4 ^e quintile	0,917	0,990	1,015	1,045	1,140	1,055	0,973
5 ^e quintile	1,051	1,057	1,141	1,052	1,024	0,996	1,089

Note : La probabilité prédite renvoie à la probabilité estimée qu'une femme appartenant à une catégorie donnée ait un premier enfant au cours d'une année donnée, à condition qu'elle soit exposée au risque au début de l'année et après prise en compte de la distribution observée de toutes les autres covariables du modèle.

Les modèles de régression logistique à partir desquels les probabilités prédites ont été calculées comprenaient également les covariables suivantes : l'âge (modélisé au moyen d'une fonction spline cubique), le type de couple (marié ou de fait) à l'année $t-2$, la province ou le territoire de résidence à l'année $t-2$, l'industrie d'emploi à l'année $t-2$ ainsi que le statut d'affiliation syndicale à l'année $t-2$. Le modèle portant sur l'ensemble des quintiles du revenu familial comprenait également le quintile du revenu familial à l'année $t-2$.

Pour chaque année, l'échantillon est limité aux femmes qui satisfaisaient aux critères d'inclusion suivants : avoir été dénombrées lors du Recensement de la population de 2016 (échantillon de 25 %), être âgées de 22 à 39 ans, ne pas avoir encore donné naissance ni être décédées, avoir un dossier fiscal valide à l'année $t-2$, vivre avec un(e) conjoint(e) marié(e) ou de fait à l'année $t-2$ et avoir déclaré un revenu d'emploi à l'année $t-2$.

Source : Couplage du Recensement de la population de 2016 (3901), du Fichier des familles T1, de la Base canadienne de données de l'état civil - Naissance (3231) et de la Base canadienne de données de l'état civil - Décès (3233).

Discussion

La présente étude apporte de nouveaux éléments probants sur la relation entre les caractéristiques économiques des femmes et la probabilité de devenir parent dans un contexte de faible fécondité historique et d'augmentation de l'absence d'enfant au Canada. Les résultats révèlent un gradient clair et croissant selon le revenu, les femmes appartenant à des familles à revenu plus élevé étant systématiquement plus susceptibles d'une première naissance que celles appartenant à des familles à revenu plus faible. Ces résultats concordent avec les données récentes provenant d'autres pays à revenu élevé (van Wijk, 2024; Brini, Guetto et Vignoli, 2025) et situent ainsi clairement le Canada dans une tendance internationale plus large selon laquelle la parentalité est de plus en plus associée à un avantage économique.

Les écarts liés au revenu dans la probabilité d'une première naissance peuvent refléter soit des différences dans les intentions de fécondité selon les tranches de revenu, soit des différences dans la capacité à concrétiser ces intentions. Les intentions de fécondité ne pouvaient être observées directement dans le cadre de la présente étude. Toutefois, les recherches antérieures indiquent que la taille souhaitée de la famille varie peu selon le statut socioéconomique ou les conditions économiques, tandis que des écarts plus marqués ont été observés quant à la réalisation de ces intentions (Sobotka et Beaujouan, 2014; Beaujouan and Berghammer, 2019; Behrman et coll., 2026). Dans ce contexte, les différences dans le passage à la parentalité associés au revenu relevés dans la présente étude sont compatibles avec le rôle des contraintes financières associées à l'insécurité économique et à la faisabilité perçue de la formation de la famille, ainsi qu'avec une incertitude économique plus large, dont il a été démontré qu'elles influencent à la fois le moment et la probabilité d'avoir des enfants (Schneider et Hastings, 2015; Comolli, 2023).

En 2021, le Canada a enregistré une rare augmentation d'une année à l'autre de son indice synthétique de fécondité (ISF), la première depuis 2008. Des rebonds temporaires similaires de la fécondité ont été observés dans de nombreux pays à revenu élevé et ont été interprétés comme des perturbations temporaires associées à la pandémie de COVID-19 (Provencher et Galbraith, 2024; Sobotka et coll., 2024). Au Canada, des recherches antérieures ont montré que cette hausse était principalement attribuable aux naissances chez les femmes nées au Canada plutôt que chez les femmes nées à l'étranger (Provencher, 2025). La présente analyse élargit ces résultats en montrant que l'augmentation de la probabilité d'une première naissance observée cette année-là était concentrée chez les femmes appartenant aux familles aux revenus les plus élevés. Cette tendance concorde avec les résultats internationaux selon lesquels les réactions de la fécondité aux périodes d'incertitude sont inégales et sélectives, reflétant des disparités en matière de sécurité économique et d'exposition au risque (Luppi, Arpino et Rosina, 2022; Comolli, 2023; Bloom, Kuhn et Prettnner, 2024).

Après prise en compte de la position globale de la famille en matière de revenu, la répartition du revenu au sein du couple était associée à des écarts faibles et irréguliers dans la probabilité d'une première naissance. Ce résultat met en évidence que, dans le contexte canadien actuel, où la majorité des couples comptent deux soutiens²¹ et où plus des trois quarts des femmes en emploi travaillent à temps plein²², l'accès à des ressources économiques suffisantes et stables pourrait jouer un rôle plus important dans l'entrée en parentalité que la façon dont ces ressources sont réparties au sein du couple.

Les caractéristiques d'emploi des femmes étaient également fortement associées à la probabilité d'une première naissance. Les femmes employées dans le secteur public présentaient systématiquement une probabilité plus élevée de première naissance que celles travaillant dans d'autres industries, tout comme les femmes syndiquées. Ces profils sont bien documentés à l'échelle internationale et sont généralement associés à des attributs de l'emploi telles qu'une plus grande sécurité et stabilité (Adserà, 2011; Hsu, 2023) et des conditions de travail davantage favorables à la conciliation famille-travail (Fluchtmann, van Veen et Adema, 2023; OCDE, 2024). De plus, la persistance de ces différences entre les industries dans l'ensemble de la distribution du revenu suggère que le contexte d'emploi des femmes est associé de manière indépendante à l'entrée en parentalité, indépendamment de leurs ressources économiques.

Contrairement à l'industrie d'emploi ou à l'affiliation syndicale, le travail autonome n'était pas associé de façon stable au passage à la parentalité. L'absence de tendance cohérente selon le quintile du revenu familial donne à penser que la relation entre le travail autonome et la probabilité d'une première naissance varie selon le contexte

21. Statistique Canada, [tableau 11-10-0028-01 – Familles de recensement avec un ou deux soutiens selon le nombre d'enfants](#).

22. Statistique Canada, [tableau 14-10-0327-03 – Proportion des travailleurs occupant un emploi à temps plein et à temps partiel selon le genre, données annuelles](#).

et pourrait dépendre des conditions macroéconomiques ainsi que de la nature particulière du travail autonome exercé par les femmes. De plus, ces résultats suggèrent que, même si certaines caractéristiques de l'emploi peuvent favoriser la formation d'une famille, la souplesse de l'organisation du travail à elle seule ne constitue pas nécessairement une voie stable vers la parentalité en l'absence de sécurité économique et de protections institutionnelles²³.

Plusieurs limites doivent être prises en considération dans l'interprétation des résultats. Premièrement, l'étude ne comprenait pas d'information sur les intentions de fécondité, la qualité de la relation, l'état de santé (y compris l'infertilité) ou les préférences à l'égard de la conciliation travail-famille, autant de facteurs susceptibles de jouer un rôle intermédiaire dans les relations observées entre le revenu, les caractéristiques d'emploi et l'entrée en parentalité.

Deuxièmement, les ressources économiques ont été mesurées à partir du revenu observé à un moment donné, sans information sur les trajectoires de revenu à plus long terme ni du patrimoine, lesquels peuvent également influencer les décisions d'avoir ou non un enfant. De plus, les quintiles de revenu ont été définis à l'intérieur de l'échantillon plutôt qu'au sein de l'ensemble de la population, ce qui permet de saisir les écarts relatifs observés dans ce groupe, sans nécessairement rendre compte des repères économiques plus larges auxquels se réfèrent les personnes ni du contexte économique dans lequel elles se situent.

Troisièmement, certaines caractéristiques des données et du plan d'échantillonnage peuvent avoir une incidence sur la représentativité. Le sous-dénombrement plus important des jeunes adultes au recensement (Statistique Canada, 2019), combiné à l'exclusion des immigrants récents et des personnes qui ne produisent pas de déclaration de revenus, lesquelles sont plus susceptibles d'être jeunes et d'avoir un faible revenu (Robson et Schwartz, 2020; St-Denis, Djomgang and Prats, 2025), pourrait biaiser l'échantillon en faveur de populations plus avantagées sur le plan économique. D'autres restrictions, notamment le fait de limiter l'analyse aux femmes âgées de 22 à 39 ans qui étaient à la fois en couple et en emploi, peuvent également réduire la portée des résultats, d'autant plus que le revenu lui-même peut influencer la probabilité de vivre au sein d'un couple stable en cohabitation (Ferraretto, Hiekel et Vitali, 2025). Enfin, puisque l'inclusion dans l'échantillon dépendait du succès du couplage des enregistrements et que ce succès n'est pas aléatoire, un risque supplémentaire de biais de sélection demeure présent. Pris ensemble, ces facteurs ont probablement entraîné une sous-représentation des populations à faible revenu, ce qui laisse croire que l'importance globale du revenu dans la probabilité d'une première naissance est probablement sous-estimée dans la présente analyse.

Malgré ces limites, la cohérence des résultats avec les données récentes provenant d'autres pays à revenu élevé donne à penser que les tendances observées reflètent des changements structurels plus larges dans la relation entre les ressources économiques et le passage à la parentalité plutôt que des artefacts attribuables aux données.

Les recherches futures pourraient approfondir ces travaux en examinant les transitions à une deuxième naissance et plus, en étudiant les trajectoires de revenu sur des périodes plus longues avant le passage à la parentalité et en explorant plus en détail les variations géographiques, notamment en distinguant les régions urbaines et rurales au sein des provinces ou en tenant compte des différences de coût du logement et d'accès aux services de garde entre les grands centres de population. L'élargissement de l'analyse aux parcours des hommes²⁴ vers la parentalité ainsi qu'aux trajectoires de revenu et d'emploi des femmes après la naissance d'un enfant permettrait également de brosser un portrait plus complet des dynamiques économiques et de fécondité au Canada.

Conclusion

Cette étude a montré qu'entre 2017 et 2023 — une période marquée par un déclin rapide de la fécondité au Canada — la probabilité d'une première naissance chez les femmes variait selon le revenu. Parmi les femmes en emploi vivant en couple, celles dont le revenu familial était plus élevé présentaient systématiquement une probabilité plus élevée d'une première naissance que celles dont le revenu familial était plus faible. Cet écart associé au revenu s'est accentué au cours de la période, malgré une diminution des probabilités d'une première

23. Les travailleurs autonomes peuvent avoir droit aux [prestations de maternité et aux prestations parentales de l'assurance-emploi](#), mais uniquement s'ils souscrivent volontairement au régime (et versent des cotisations) au moins 12 mois avant de présenter une demande de prestations.

24. Une telle analyse devrait tenir compte du sous-dénombrement connu des pères dans la BCDECN (Shapiro et coll., 2016).

naissance dans l'ensemble de la distribution des revenus, en raison de baisses plus importantes observées chez les femmes appartenant aux familles à plus faible revenu que leurs homologues des familles à revenu plus élevé.

Outre le revenu, certaines caractéristiques de l'emploi étaient également associées à la probabilité d'une première naissance. Les femmes occupant un emploi offrant une plus grande sécurité, de meilleurs avantages sociaux et des conditions de travail plus prévisibles présentaient une probabilité plus élevée d'une première naissance, quel que soit leur niveau de revenu.

Dans l'ensemble, ces résultats donnent à penser que les ressources et la sécurité économiques jouent un rôle important et croissant dans la transition des femmes vers la parentalité au Canada. Toutefois, la tendance générale à la baisse des probabilités d'une première naissance observée dans l'ensemble des groupes de revenu et d'emploi examinés dans cette étude laisse croire que d'autres facteurs, au-delà de ceux pris en compte ici, ont également contribué à l'évolution de la fécondité au cours de cette période.

D'un point de vue méthodologique, cette étude a combiné des données du recensement, des dossiers fiscaux et de l'état civil afin de produire de nouvelles données probantes à l'échelle individuelle sur l'association entre la situation économique des femmes et la probabilité d'une première naissance. Ces résultats mettent en évidence la valeur des données administratives couplées pour améliorer la compréhension de la fécondité au Canada.

Annexes

Annexe 1 : Différences dans la probabilité d'une première naissance selon la province de résidence

Le tableau A1 présente la probabilité prédite d'une première naissance selon la province de résidence des femmes à l'année *t*-2. Les femmes résidant au Québec ont systématiquement affiché la probabilité prédite d'une première naissance la plus élevée de 2017 à 2023, malgré une diminution de 18,1 % en 2017 à 14,5 % en 2023. En revanche, Terre-Neuve-et-Labrador, la Nouvelle-Écosse, l'Alberta et la Colombie-Britannique ont généralement enregistré les probabilités prédites les plus faibles tout au long de la période. L'ampleur des écarts entre les provinces est demeurée stable au fil du temps : en 2023, la probabilité la plus élevée était supérieure de 77,2 % à la plus faible, une différence semblable à celle observée en 2017 (78,1 %).

Tableau A1
Probabilité prédite (en pourcentage) d'avoir une première naissance chez les femmes de la population d'analyse initiale, selon la province de résidence à l'année *t*-2, 2017 à 2023

	Année (t)						
	2017	2018	2019	2020	2021	2022	2023
Province de résidence à l'année t-2	probabilité prédite (en pourcentage)						
Terre-Neuve-et-Labrador	10,2	10,9	9,9	10,7	10,8	10,1	9,6
Île-du-Prince-Édouard	13,0	12,6	12,3	12,6	15,2	13,6	10,5
Nouvelle-Écosse	11,0	11,3	11,2	10,1	9,9	9,6	9,3
Nouveau-Brunswick	13,2	12,7	12,2	11,0	11,9	10,7	10,1
Québec	18,1	17,3	17,0	16,7	17,5	15,8	14,5
Ontario	12,8	12,2	11,9	11,3	11,6	10,3	9,8
Manitoba	13,0	12,4	11,4	11,0	12,3	10,7	10,6
Saskatchewan	12,1	12,4	11,3	10,2	12,5	11,2	9,7
Alberta	10,6	10,0	9,8	9,4	10,2	9,2	8,7
Colombie-Britannique	11,1	10,5	9,8	9,3	10,2	8,6	8,2

Note : La probabilité prédite renvoie à la probabilité estimée qu'une femme appartenant à une catégorie donnée ait une première naissance au cours d'une année donnée, à condition qu'elle soit exposée au risque au début de l'année et après prise en compte de la distribution observée de toutes les autres covariables du modèle. Les modèles de régression logistique à partir desquels les probabilités prédites ont été calculées comprenaient également les covariables suivantes : l'âge (modélisé au moyen d'une fonction spline cubique), le type de couple (marié ou de fait) à l'année *t*-2 ainsi que le quintile du revenu familial à l'année *t*-2 (calculé séparément pour chaque province). Pour chaque année, l'échantillon est limité aux femmes qui satisfaisaient aux critères d'inclusion suivants : avoir été dénombrées lors du Recensement de la population de 2016 (échantillon de 25 %), être âgées de 22 à 39 ans, ne pas avoir donnée naissance ni être décédées, avoir un dossier fiscal valide à l'année *t*-2, vivre avec un(e) conjoint(e) marié(e) ou de fait à l'année *t*-2 et avoir déclaré un revenu d'emploi à l'année *t*-2. En raison de l'indisponibilité des enregistrements de naissances du Yukon pour la période de 2017 à 2022 au moment du couplage des données, les femmes résidant au Yukon à l'année *t*-2 ont été exclues de l'échantillon. En raison de la petite taille des échantillons et du faible nombre de premiers enfants observés, les probabilités prédites pour les Territoires du Nord-Ouest et le Nunavut sont associées à une incertitude statistique importante et à une forte instabilité d'une année à l'autre; elles ne sont donc pas présentées dans ce tableau. **Source :** Couplage du Recensement de la population de 2016 (3901), du Fichier des familles T1, de la Base canadienne de données de l'état civil - Naissance (3231) et de la Base canadienne de données de l'état civil - Décès (3233).

Le classement des provinces selon la probabilité d'une première naissance diffère de celui établi à partir de l'indice synthétique de fécondité (ISF). Par exemple, bien que la Saskatchewan ait affiché l'ISF le plus élevé en 2023, elle se classait au sixième rang pour ce qui est de la probabilité estimée d'une première naissance parmi les femmes comprises dans cet échantillon. Cette différence s'explique par le fait que les deux mesures rendent compte d'aspects distincts de la fécondité et reposent sur des populations de composition différente. L'ISF résume la fécondité globale pour l'ensemble des âges et des rangs de naissance, tandis que les estimations présentées ici mesurent l'entrée en parentalité chez les femmes sans enfant, en emploi et en couple âgées de 22 à 39 ans, après prise en compte d'un certain nombre de caractéristiques sociodémographiques. Les variations provinciales peuvent donc rendre compte de différences dans les comportements en matière de fécondité ainsi que de différences dans la proportion de femmes qui n'ont pas d'enfants, qui vivent en couple et qui occupent un emploi. De plus, certaines provinces peuvent avoir un ISF relativement élevé en raison d'un âge plus précoce à la maternité, d'une proportion plus grande de naissances de rang supérieur ou d'une plus forte proportion de naissances chez les femmes non en couple ou sans emploi, même lorsque la probabilité d'une première naissance au sein de cet échantillon demeure relativement faible.

Annexe 2 : Résultats propres au Québec

Le Québec constitue un contexte institutionnel et social distinct au sein du Canada, caractérisé par un régime comprenant des prestations provinciales de maternité et parentales, des services d'éducation et de garde des jeunes enfants subventionnés ainsi que diverses prestations familiales. L'évaluation de l'effet combiné de ces politiques sur les comportements en matière de fécondité demeure complexe en raison des différences entre les études quant aux mécanismes de politique examinés, aux approches méthodologiques, aux groupes de comparaison et aux mesures de résultats utilisées. Parallèlement, le Québec se distingue depuis longtemps du reste du Canada par des comportements particuliers en matière de formation des familles, notamment une plus forte prévalence des unions de fait et des naissances au sein de ces unions²⁵.

Dans ce contexte, l'hypothèse retenue était que les relations entre la situation socioéconomique des femmes, le type d'union et la probabilité d'une première naissance différaient entre le Québec et le reste du Canada. Afin de vérifier cette hypothèse, des modèles de régression logistique distincts ont été estimés pour les femmes résidant au Québec et pour celles vivant ailleurs au Canada.

Comme le montre le tableau A2, la probabilité prédite d'une première naissance suivait un gradient constant selon le revenu dans les deux régions tout au long de la période d'étude. Par exemple, en 2023, les Québécoises appartenant au quintile supérieur du revenu familial étaient 2,8 fois plus susceptibles d'avoir une première naissance que celles du quintile inférieur, alors que ce rapport était de 2,5 chez les femmes vivant ailleurs au Canada. De 2017 à 2023, l'ampleur relative de l'écart entre les familles aux revenus les plus élevés et les familles aux revenus les plus faibles s'est accrue dans des proportions semblables chez les femmes vivant au Québec (+22,7 %) et chez celles vivant ailleurs au Canada (+21,9 %). Ces résultats indiquent que, malgré le contexte de politiques publiques distinct du Québec, les écarts selon le revenu dans l'entrée en parentalité sont bien présents dans la province et se sont accentués au cours des dernières années.

25. En 2021, le Québec était la seule province où la majorité des couples (52 %) vivaient [en union de fait](#) plutôt que mariés. Il s'agissait également de la seule province où [les couples en union de fait ayant des enfants étaient plus nombreux que les couples mariés ayant des enfants](#).

Tableau A2

Rapport de la probabilité prédite d'avoir un premier enfant chez les femmes présentant certaines caractéristiques, relativement à la catégorie de référence, selon le lieu de résidence à l'année t-2, 2017 à 2023

Lieu de résidence à l'année t-2	Caractéristique	Groupe	Année (t)						
			2017	2018	2019	2020	2021	2022	2023
Québec	Quintile du revenu familial à l'année t-2	1 ^{er} quintile (catégorie de référence)	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
		2 ^e quintile	1,31	1,37	1,42	1,42	1,56	1,45	1,65
		3 ^e quintile	1,55	1,76	1,94	1,87	2,09	1,87	2,03
		4 ^e quintile	1,97	2,33	2,33	2,27	2,56	2,37	2,52
		5 ^e quintile	2,27	2,50	2,58	2,58	2,91	2,69	2,79
	Type de couple à l'année t-2	Union de fait (catégorie de référence)	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
		Marié	1,64	1,72	1,66	1,59	1,54	1,40	1,45
	Hors du Québec	1 ^{er} quintile (catégorie de référence)	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
		2 ^e quintile	1,17	1,24	1,23	1,25	1,32	1,39	1,38
		3 ^e quintile	1,45	1,49	1,60	1,59	1,71	1,77	1,78
		4 ^e quintile	1,71	1,84	1,86	2,00	2,08	2,12	2,11
		5 ^e quintile	1,93	2,14	2,09	2,22	2,49	2,45	2,35
	Type de couple à l'année t-2	Union de fait (catégorie de référence)	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
		Marié	2,68	2,59	2,67	2,64	2,66	2,45	2,46

Note : La probabilité prédite renvoie à la probabilité estimée qu'une femme appartenant à une catégorie donnée ait une première naissance au cours d'une année donnée, à condition qu'elle soit exposée au risque au début de l'année et après prise en compte de la distribution observée de toutes les autres covariables du modèle.

Ce tableau combine les résultats de deux modèles de régression logistique distincts : l'un limité aux femmes dont le lieu de résidence à l'année t-2 était le Québec, l'autre limité aux femmes dont le lieu de résidence à l'année t-2 était situé hors du Québec.

Les modèles de régression logistique à partir desquels les probabilités prédites ont été calculées comprenaient également l'âge, modélisé au moyen d'une fonction spline cubique.

Pour chaque année, l'échantillon est limité aux femmes qui satisfaisaient aux critères d'inclusion suivants : avoir été dénombrées lors du Recensement de la population de 2016 (échantillon de 25 %), être âgées de 22 à 39 ans, ne pas avoir encore donné naissance ni être décédées, avoir un dossier fiscal valide à l'année t-2, vivre avec un(e) conjoint(e) marié(e) ou de fait à l'année t-2 et avoir déclaré un revenu d'emploi à l'année t-2.

Source : Couplage du Recensement de la population de 2016 (3901), du Fichier des familles T1, de la Base canadienne de données de l'état civil - Naissance (3231) et de la Base canadienne de données de l'état civil - Décès (3233).

Tant au Québec que dans le reste du Canada, les femmes mariées affichaient, pour toutes les années observées, une probabilité plus élevée d'une première naissance que celles vivant en union de fait. Toutefois, ces écarts étaient systématiquement moins prononcés au Québec. De plus, même si l'avantage relatif associé au mariage a diminué entre 2017 et 2023 dans les deux régions, cette diminution a été plus marquée au Québec. En somme, bien que le mariage continue de distinguer la probabilité d'une première naissance chez les femmes vivant en couple partout au Canada, son rôle est moins important au Québec. Ce résultat concorde avec les travaux antérieurs montrant que le lien étroit entre le mariage et la parentalité s'atténue dans les contextes où les unions non matrimoniales sont répandues et largement acceptées comme cadre dans lequel avoir des enfants (Le Bourdais et Lapierre-Adamcyk, 2004; Hiekel et Castro-Martín, 2014; Laplante et Fostik, 2015).

Références

- Adserà, A. 2011. « [Where are the babies? Labor market conditions and fertility in Europe](#) », *European Journal of Population*, vol. 27, n° 1, p. 1-32.
- Adserà, A. et A. Menéndez. 2011. « [Fertility changes in Latin America in periods of economic Uncertainty](#) », *Population Studies*, vol. 65, n° 1, p. 37-56.
- American College of Obstetricians and Gynecologists. 2013. [Definition of term pregnancy](#), Committee Opinion, n° 579, novembre 2013.
- Andersson, G. et K. Scott. 2007. « [Childbearing dynamics of couples in a universalistic welfare state: The role of labor-market status, country of origin, and gender](#) », *Demographic Research*, vol. 17, n° 30, p. 897-938.
- Beaujouan, E. et C. Berghammer. 2019. « [The gap between lifetime fertility intentions and completed fertility in Europe and the United States: A cohort approach](#) », *Population Research and Policy Review*, vol. 38, p. 507-535.
- Becker, G.S. 1992. « [Fertility and the economy](#) », *Journal of Population Economics*, vol. 5, n° 3, p. 185-201.
- Behrman, J.A., Marshall, E.A. et C. Percheski. 2026. « [Economic resources and parity among US women: A conjoint experiment on preferred family scenarios](#) », *Demographic Research*, vol. 54, n° 34, p. 1095-1124.
- Bloom, D. E., Kuhn, M. et K. Prettnner. 2024. « [Fertility in high-income countries: Trends, patterns, determinants, and consequences](#) », *Annual Review of Economics*, vol. 16, p. 159-184.
- Brini, E., Guetto, R. et D. Vignoli. 2025. « [A research note on the increasing income prerequisites of parenthood. Country-specific or universal in Western Europe?](#) », *Econometrics Working Papers Archive 2025_05*, Università degli Studi di Firenze, Dipartimento di Statistica, Informatica, Applicazioni « G. Parenti ».
- Comolli, C.L. 2017. « [The fertility response to the Great Recession in Europe and the United States: Structural economic conditions and perceived economic uncertainty](#) », *Demographic Research*, vol. 36, n° 51, p. 1549-1600.
- Comolli, C.L. 2023. « [Social Climate, Uncertainty and Fertility Intentions: from the Great Recession to the COVID-19 Crisis](#) », *European Journal of Population*, vol. 39 n° 35.
- Doepke, M., Hannusch, A., Kindermann, F. et M. Tertilt. 2022. [The economics of fertility: A new era](#), NBER Working Paper 29948.
- Esping-Andersen, G. et F.C. Billari. 2015. « [Re-theorizing family demographics](#) », *Population and Development Review*, vol. 41, n° 1, p. 1-31.
- Ferraretto, V., Hiekel, N. et A. Vitali. 2025. « [Non-cohabiting partners' economic characteristics and the transition to living together in Germany: A couple-level perspective](#) », *European Journal of Population*, vol. 41, n° 25.
- Fluchtmann, J., van Veen, V. et W. Adema. 2023. « [Fertility, employment and family policy: A cross-country panel analysis](#) », *Documents de travail de l'OCDE sur les questions sociales, l'emploi et les migrations*, n° 299, Éditions OCDE, Paris.
- Goldstein, J. R., Sobotka, T. et A. Jasilioniene. 2009. « [The end of "lowest-low" fertility?](#) », *Population and Development Review*, vol. 35, n° 4, p. 663-699.
- Hart, R.K. 2015. « [Earnings and first birth probability among Norwegian men and women, 1995–2010](#) », *Demographic Research*, vol. 33, n° 38, p. 1067-1104.
- Hiekel, N. et T. Castro-Martin. 2014. « [Grasping the diversity of cohabitation: Fertility intentions among cohabiters across Europe](#) », *Journal of Marriage and Family*, vol. 76, n° 3, p. 489-505.
- Hsu, C.-H. 2023. « [How women's employment instability affects birth transitions: the moderating role of family policies in 27 European countries](#) », *European Sociological Review*, vol., 39, n° 6, p. 935-956.

- Jalovaara, M., Neyer, G., Andersson, G., Dahlberg, J., Dommermuth, L., Fallesen, P. et T. Lappegård. 2019. « [Education, gender, and cohort fertility in the Nordic countries](#) », *European Journal of Population*, vol. 35, n° 3, p. 563-586.
- Jalovaara, M. et A. Miettinen. 2013. « [Does his paycheck also matter? The socioeconomic resources of co-residential partners and entry into parenthood in Finland](#) », *Demographic Research*, vol. 28, n° 31, p. 881-916.
- Kreyenfeld, M. et G. Andersson. 2014. « [Socioeconomic differences in the unemployment and fertility nexus: Evidence from Denmark and Germany](#) », *Advances in Life Course Research*, vol. 21, p. 59-73.
- Laplace, B. et A.L. Fostik. 2015. « [Disentangling the Quebec fertility paradox: The recent evolution of fertility within marriage and consensual unions in Quebec and Ontario](#) », *Canadian Studies in Population*, vol. 42, p. 1-2.
- Le Bourdais, C. et É. Lapierre-Adamcyk. 2004. « [Changes in conjugal life in Canada: Is cohabitation progressively replacing marriage?](#) », *Journal of Marriage and Family*, vol. 66, n° 4, p. 929-942.
- Matysiak, A. et D. Vignoli. 2023. « [Family life courses, uncertain futures, and the changing world of work: State-of-the-art and prospects](#) », *European Journal of Population*, vol. 40, n° 19.
- Matysiak, A. et D. Vignoli. 2026. « [The end of an era: The vanishing negative effect of women's employment on fertility](#) », *Population and Development Review*, vol. 52, n° 1, p. 220-235.
- McDonald, P. 2006. « [Low fertility and the state: The efficacy of policy](#) », *Population and Development Review*, vol. 32, n° 3, p. 485-510.
- Mincer, J. et S. Polachek. 1974. « [Family investments in human capital: Earnings of women](#) », *Journal of Political Economy*, vol. 82, n° 2, p. S76-S108.
- Miettinen, A. et M. Jalovaara. 2020. « [Unemployment delays first birth but not for all: Life stage and educational differences in the effects of employment uncertainty on first births](#) », *Advances in Life Course Research*, 43-100320.
- Morency, J.-D., Caron-Malenfant, É. et P.M. Daignault. 2018. « [Fertility and Aboriginal people in Canada: An overview of trends at the turn of the 21st century](#) », *Aboriginal Policy Studies*, vol. 7, n° 1, p. 34-61.
- Myrskylä, M., Kohler, H.-P. et F.C. Billari. 2009. « [Advances in development reverse fertility declines](#) », *Nature*, vol. 460, n° 7256, p. 741-743.
- OCDE. 2024. *Panorama de la société 2024* [Les indicateurs sociaux de l'OCDE](#), Éditions OCDE, Paris.
- Provencher, C. et N. Galbraith. 2024. « [La fécondité au Canada de 1921 à 2022](#), Documents démographiques », produit n° 91F0015m2024001 au catalogue de Statistique Canada.
- Provencher, C. 2025. « [La contribution des mères d'origine étrangère aux naissances canadiennes de 1997 à 2024](#) », Documents démographiques, produit n° 91F0015m2025004 au catalogue de Statistique Canada.
- Robson, J. et S. Schwartz. 2020. « [Who doesn't file a tax return? A portrait of non-filers](#) », *Canadian Public Policy*, vol. 46, n° 3, p. 305-443.
- Schneider, D. et O.P. Hastings. 2015. « [Socioeconomic variation in the effect of economic conditions on marriage and nonmarital fertility in the United States: Evidence from the great recession](#) », *Demography*, vol. 52 n° 6, p. 1893-1915.
- Shapiro, G.D., Bushnik, T., Sheppard, A.J., Kramer, M.S., Kaufman, J.S. et S. Yang. 2016. « [Données paternelles manquantes et issues défavorables de la grossesse au Canada](#) », *Rapports sur la santé*, vol. 27, n° 12), p. 3-9, produit n° 82-003-X au catalogue de Statistique Canada.
- Sobotka, T. et É. Beaujouan. 2014. « [Two is best? The persistence of a two-child family ideal in Europe](#) », *Population and Development Review*, vol. 40, n° 3, p. 391-419.

- Sobotka, T., Zeman, K., Jasilioniene, A., Winkler-Dworak, M., Brzozowska, Z., Alustiza-Galarza, A., Németh, L. et D. Jdanov. 2024. « [Pandemic roller-coaster? Birth trends in higher-income countries during the COVID-19 Pandemic](#) », *Population and Development Review*, vol. 50, n° S1, p. 23-58.
- Statistique Canada. 2017. « [Chapitre 9 – Échantillonnage et pondération pour le questionnaire détaillé](#) », *Guide du Recensement de la population, 2016*, produit n° 98-304-X2016001 au catalogue de Statistique Canada.
- Statistique Canada. 2019. *Rapport technique sur la couverture, Recensement de la population, 2016*, produit n° 98-303-X au catalogue de Statistique Canada.
- Statistique Canada. 2025. « [Fécondité et prénoms de bébé, 2024](#) », *Le Quotidien*, 24 septembre 2025.
- Statistique Canada. 2026. « [Fécondité et intentions : facteurs socioéconomiques](#) », *Le Quotidien*, 26 janvier 2026.
- St-Denis, X., Nono Djomgang, C. et N. Prats. 2025. « [La science des données administratives canadiennes : guide pratique pour la recherche en sciences sociales](#) », Institut national de la recherche scientifique, Groupe d'étude en statistique sociale.
- van Wijk, D. C., de Valk, H. A. G. et A. C. Liefbroer. 2021. « [Temporary employment and family formation: An income or insecurity effect?](#) », *European Journal of Population*, vol. 37, n° 4, p. 641-658.
- van Wijk, D. C. 2024. « [Higher incomes are increasingly associated with higher fertility: Evidence from the Netherlands, 2008–2022](#) », *Demographic Research*, vol. 5, n° 26, p. 809-822.
- van Wijk, D. C. et F. C. Billari. 2024. « [Fertility postponement, economic uncertainty, and the increasing income prerequisites of parenthood](#) », *Population and Development Review*, vol. 50, n° 2, p. 287-322.
- Vasireddy, S., Berrington, A., Kuang, B. et H. Kulu. 2023. « [Education and fertility: A review of recent research in Europe](#) », *Comparative Population Studies*, vol. 48.