



CIRANO

*Allier savoir et décision*

# SURDIAGNOSTIC DU TDAH AU QUÉBEC : IMPACT DE L'ÂGE D'ENTRÉE À L'ÉCOLE, DIFFÉRENCES RÉGIONALES ET COÛTS SOCIAUX ET ÉCONOMIQUES

CATHERINE HAECK  
GENEVIÈVE LEFEBVRE  
PIERRE LEFEBVRE  
PHILIP MERRIGAN

2023RP-08  
RAPPORT DE PROJET



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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

© Avril 2023. Catherine Haeck, Geneviève Lefebvre, Pierre Lefebvre et Philip Merrigan. Tous droits réservés. *All rights reserved.*  
Reproduction partielle permise avec citation du document source, incluant la notice ©. *Short sections may be quoted without explicit permission, if full credit, including © notice, is given to the source.*

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

# Surdiagnostic du TDAH au Québec : Impact de l'âge d'entrée à l'école, différences régionales et coûts sociaux et économiques\*

*Catherine Haeck<sup>†</sup>, Geneviève Lefebvre<sup>‡</sup>, Pierre Lefebvre<sup>§</sup> et Philip Merrigan<sup>\*\*</sup>*

**Octobre 2021**

## Résumé

Au Québec, les enfants doivent avoir 5 ans avant le 1er octobre pour être admis en maternelle. Dans une même classe, les plus jeunes ont donc jusqu'à un an de moins que les plus vieux. Dans cette étude, les auteurs montrent que les enfants nés fin septembre ont des taux de diagnostic et de médication du TDAH 35 % plus élevés que ceux nés début d'octobre. Le TDAH serait confondu avec des comportements d'inattention ou de plus grande turbulence. S'appuyant sur des données inédites de la RAMQ incluant les dossiers de services médicaux de près de 800 000 jeunes nés entre 1996 et 2005, les auteurs tirent des conclusions non équivoques sur l'ampleur du phénomène et sonnent l'alarme sur un enjeu extrêmement préoccupant.

In Quebec, children must be 5 years old before October 1st to be admitted to kindergarten. In the same class, the youngest students are therefore up to one year younger than the oldest. In this study, the authors show that children born in late September have 35% higher rates of ADHD diagnosis and medication than those born in early October. ADHD would be confused with inattentive or more turbulent behaviors. Based on unpublished data from the RAMQ, including the medical services records of nearly 800,000 young people born between 1996 and 2005, the authors draw unequivocal conclusions about the extent of the phenomenon and sound the alarm on an issue of great concern.

---

\* Cette recherche, réalisée au Centre d'accès aux données de recherche de l'Institut de la statistique du Québec (CADRISQ), s'appuie sur des données anonymes extraites des fichiers administratifs non publics de la RAMQ et du RPAM. Les auteurs ont bénéficié d'un soutien financier de démarrage conjoint de l'École des sciences de la gestion et de la Faculté des sciences de l'UQAM, ainsi que d'une subvention du groupe CIRANO-ministère des Finances du Québec. Ils remercient les analystes du CADRISQ de leurs conseils et de leur soutien dans l'exploitation de ces données administratives sur la santé. La partie de l'analyse qui compare les caractéristiques des nouveau-nés par mois de 1996 à 2005 à partir de la Base de données sur les naissances de Statistique Canada a été réalisée au Centre interuniversitaire québécois de statistiques sociales (CIQSS), membre du Réseau canadien des Centres de données de recherche (RCCDR). Les activités du CIQSS sont rendues possibles par l'appui financier du Conseil de recherches en sciences humaines (CRSH), des Instituts de recherche en santé du Canada (IRSC), de la Fondation canadienne pour l'innovation (FCI), de Statistique Canada, des Fonds de recherche du Québec et des universités québécoises qui participent à leur financement. Les idées exprimées dans ce texte n'engagent que leurs auteurs et en aucun cas le CIRANO, l'ISQ-CADRISQ, le RCCDR, le CIQSS ou leurs partenaires financiers. Les auteurs ont bénéficié des commentaires d'un arbitre et de Carole Vincent, du CIRANO, ainsi que de ceux du ministère des Finances.

† Professeur(e) en sciences économiques, ESG-UQAM et CIRANO

‡ Professeure au département de mathématiques, UQAM

§ Professeur associé, département des sciences économiques ESG-UQAM

\*\* Professeur(e) en sciences économiques, ESG-UQAM et CIRANO

**Mots-clés :** TDAH, enfants québécois, taux de diagnostic, taux de médication, coûts sociaux, coûts économiques, âge d'entrée à l'école / ADHD, Quebec children, diagnosis rate, medication rate, social costs, economic costs, school entry age

### Pour citer ce document

Haec, C., Lefebvre, G., Lefebvre, P., & Merrigan, P. (2023). Surdiagnostic du TDAH au Québec: Impact de l'âge d'entrée à l'école, différences régionales et coûts sociaux et économiques (2023RP-08, Rapports de projets, CIRANO.)  
<https://doi.org/10.54932/DTDB7162>

---

## RÉSUMÉ

---

### CONTEXTE

L'âge d'entrée à l'école maternelle ou primaire publique est arbitraire et varie à travers le monde. Au Québec, il faut avoir 6 ans avant le 1<sup>er</sup> octobre pour être admis au primaire cette année-là. Cela engendre une hétérogénéité dans l'âge des enfants d'un même niveau scolaire. Les plus jeunes ont jusqu'à un an de moins que les plus vieux et sont plus susceptibles de présenter, à l'école pour les enseignants ou à la maison pour les parents, des symptômes du trouble du déficit de l'attention avec ou sans hyperactivité (TDAH) (voir par exemple Morrow *et al.*, 2012, pour la Colombie-Britannique, Schwandt et Wupperman, 2016, pour l'Allemagne, et Layton *et al.*, 2018, pour les États-Unis). La plus grande turbulence des enfants plus jeunes, durant les premières années de scolarisation, conduit peut-être à des observations faussées et, conséquemment, au surdiagnostic et à la surmédication du TDAH. L'analyse présentée ici estime empiriquement ces effets d'âge relatif sur les diagnostics et les prescriptions de TDAH au Québec.

### DONNÉES

Les données pour l'analyse du TDAH sont extraites du registre des consultations de la Régie de l'assurance maladie du Québec (RAMQ), ainsi que du registre du Régime public d'assurance médicaments du Québec (RPAM). Un identifiant anonyme unique est attribué en fonction de leur date de naissance (année, mois, jour) à des jeunes résidant au Québec, qu'ils y soient nés ou non. Ils doivent être nés entre le 1<sup>er</sup> janvier 1996 et le 31 décembre 2005, et avoir été inscrits au fichier des personnes assurées de la RAMQ avant l'âge de 5 ans. L'étude repose sur un très large échantillon de 794 460 jeunes faisant partie des 10 cohortes d'années de naissance retenues et analyse leur dossier de services médicaux de 2000 à 2018, soit à partir de la date de leur quatrième anniversaire jusqu'à celle de leurs 18 ans (si cette dernière est antérieure au 31 décembre 2018). L'indicateur de TDAH utilisé reprend le code international de diagnostic retenu dans toutes les études scientifiques sur la question. Les informations recueillies par le RPAM permettent de connaître la médication spécifique au TDAH prescrite aux personnes couvertes, selon leur statut d'assuré (adhérents ou prestataires de la sécurité du revenu).

### MÉTHODE

La fréquence du TDAH au sein de chacune des cohortes observées est d'abord documentée de façon transversale et quasi-longitudinale, en fonction de l'année et du mois de naissance, de l'âge, du sexe, de la région sociosanitaire et du type d'assurance médicaments. Ensuite, l'effet d'âge relatif du mois et du jour de naissance sur les diagnostics et les traitements pharmaceutiques du TDAH est estimé statistiquement. Nous nous attendons à ce que les enfants nés en septembre (autrement dit, les plus jeunes de leur classe) aient des taux de diagnostics et de prescriptions significativement plus élevés que ceux qui sont nés en octobre ou en novembre. Une forte probabilité de surdiagnostic et de surtraitement du TDAH pour les années observées découle de ces estimations.

### RÉSULTATS

Au Québec, les fréquences de TDAH diagnostiqués et d'enfants médicamentés pour un TDAH sont relativement élevées, et elles augmentent avec le temps et les cohortes lorsque celles-ci sont comparées par tranches d'âges similaires (de 4 à 13 ans). Les garçons ont une probabilité beaucoup plus élevée de diagnostic et de médication du TDAH que les filles. La proportion la plus grande de diagnostics est observée avant l'âge de 13 ans et concentrée chez les 6-10 ans. Le Québec est la seule

province disposant d'un régime général obligatoire d'assurance médicaments (privé ou public). Parmi les jeunes couverts par le RPAM (adhérents et prestataires), on constate un pourcentage très important de prescriptions de médicaments psychostimulants associés au TDAH, en particulier chez les prestataires. L'analyse des diagnostics de TDAH dans les dix-huit régions sociosanitaires révèle que les fréquences relatives de TDAH sont relativement moins élevées par cohorte à Montréal, tant pour les garçons que pour les filles. En outre, suivant la région et la cohorte (et même l'âge), il existe des différences difficiles à mettre en lien avec la spécialisation des médecins (généraliste, pédiatre, psychiatre) ou le lieu de l'acte médical lié au TDAH (cabinet, hôpital, forfait, autre).

Les effets associés au jour de naissance des jeunes, avant ou après le 1<sup>er</sup> octobre, peu importe l'année de naissance, révèlent un patron de discontinuité du TDAH statistiquement très différent et significatif. En effet, les enfants nés fin septembre ont des taux de TDAH et de médication du TDAH nettement plus élevés que ceux qui sont nés au début d'octobre. Ces effets et leur amplitude ne sont pas observés pour des diagnostics autres que le TDAH.

Rapporté au pourcentage de diagnostics de TDAH par mois pour les jeunes nés en 2005, un traitement plus rigoureux des cas présentant de tels symptômes pourrait faire passer le taux annuel de diagnostic de TDAH d'environ 17,5 à 10,5-11,5 points de pourcentage, comme le suggèrent les estimations obtenues par la méthode de régression par discontinuité pour les jeunes nés un peu après la fin septembre. Des résultats semblables sont aussi observés pour les médicaments liés au TDAH prescrits aux jeunes assurés par le régime public.

## CONCLUSION

L'accès à un large échantillon de type longitudinal de données administratives non publiques sur la santé montre tout l'intérêt qu'il y a à les exploiter. Les résultats indiquent que le Québec se distingue des autres provinces et des pays à haut revenu, et pourrait mériter le titre de champion du TDAH et de la médication associée, au moins au Canada. Ils révèlent clairement que la date/le mois de naissance et la date d'entrée à l'école sont des prédicteurs des diagnostics de TDAH, mais pas des diagnostics d'autres catégories de problèmes de santé. Les résultats empiriques présentés sont consistants sur le plan statistique et mettent au jour de possibles excès. Les estimations économétriques des écarts de taux de diagnostics de TDAH entre les jeunes nés l'été et l'automne montrent des différences positives (autour de 35 % pour tout l'échantillon). Il en va de même des taux d'enfants médicamenteusement pour un TDAH. Ces effets varient grandement en fonction du sexe, de la région et du type d'assurance médicaments, mais ils sont très élevés dans plusieurs groupes (par exemple, parmi les garçons et les enfants de parents prestataires de la sécurité du revenu). Nous estimons les coûts maximaux engendrés par les surdiagnostics et la surmédication associés aux mois de naissance à 17 millions pour les services médicaux à l'acte (RAMQ) et à 41 millions pour les médicaments (RPAM), en dollars de 2018, soit un total de 58 millions pour l'ensemble des enfants nés de 1996 à 2005 ayant résidé au Québec de 2000 à 2018 et âgés de moins de 18 ans. Cependant, d'autres facteurs devraient être pris en compte et analysés : les ressources médicales et leur répartition dans les régions sociosanitaires ; le statut socioéconomique des jeunes ; les différents acteurs du milieu scolaire, l'école étant un lieu crucial pour l'établissement des diagnostics. Les retombées éducatives et les effets sur le bien-être à long-terme des diagnostics de TDAH et de sa médication demeurent inconnues, notamment les conséquences de la prise de psychostimulants à un très jeune âge.

## 1. Contexte et revue des études sur le TDAH

Les études populationnelles menées dans des pays à revenu élevé permettent d'avancer qu'entre 15 et 20 % des jeunes présentent des signes de troubles émotionnels et comportementaux.<sup>1</sup> Il s'agit notamment des troubles anxiodépressifs, et plus spécifiquement de ceux que désigne l'acronyme TDAH, c'est-à-dire du trouble du déficit de l'attention et de l'hyperactivité-impulsivité. Boyle et Georgiades (2010) ont calculé des fréquences relatives pour le Canada et les États-Unis par types de troubles et selon les tranches d'âge au moment du diagnostic (voir Annexe B<sup>2</sup>, indice B1). Ces chiffres commencent cependant à dater.

### 1.1 Prévalence

Le TDAH est le trouble comportemental le plus fréquemment diagnostiqué chez les jeunes dans la plupart des pays (Faraone *et al.*, 2003 et 2021 ; Skounti *et al.*, 2007), bien que le Danemark semble faire figure d'exception parmi les pays européens (Dalsgaard *et al.*, 2012, 2014 ; Pottegård *et al.*, 2014). Les tendances à long terme, dont les causes sont difficiles à identifier en raison des facteurs sous-jacents<sup>3</sup>, annoncent une hausse de la prévalence ou de l'incidence du TDAH. Le taux moyen estimé oscille entre 4 et 10 % selon l'âge, le sexe et le pays (Faraone *et al.*, 2021 ; Caye *et al.*, 2020 ; Sayal *et al.*, 2018 ; Polanczyk *et al.*, 2014 ; Perrin *et al.*, 2007). Le TDAH diagnostiqué affectait 4 à 5 % des jeunes Américains dans les années 1990, contre environ 10 % à la fin des années 2000 (Cuffe *et al.*, 2009 ; Xu *et al.*, 2018).

Au Québec, l'étude de Vasiliadis *et al.* (2017) présente des taux estimés de prévalence et d'incidence<sup>4</sup> d'un diagnostic de TDAH<sup>5</sup> sous les conditions suivantes : qu'il soit établi par un médecin des soins de première ligne, lors d'une consultation en contexte ambulatoire et en milieu hospitalier seulement, dans quatre provinces canadiennes (Manitoba, Ontario, Québec, et Nouvelle-Écosse), en tranches annuelles de 1999-2000 à 2011-2012 pour 5 groupes d'âge (1-4, 5-9, 10-14, 15-17 et 18-24 ans). Les taux augmentent chaque année, sauf en Ontario. Au Québec, la prévalence par 1 000 jeunes pour les groupes des 5-9 ans et des 10-14 ans passe respectivement de 20 à 40 et de 20 à 60 ; l'incidence par 1 000 pour les mêmes groupes grimpe respectivement de 11 à 21 et de 6 à 15 de 1999-2000 à 2011-

---

<sup>1</sup> En moyenne, les échantillons retenus dans ces études comprennent des enfants de 4 à 17 ans.

<sup>2</sup> L'annexe B présente les indicateurs marquants des études citées sous forme de tableaux ou de figures.

<sup>3</sup> L'analyse de Kazda *et al.* (2021), basée sur 368 études et méta-analyses, identifie plusieurs « réservoirs » de TDAH apparus ces dernières années, découlant d'évolutions des caractéristiques sociodémographiques, de la couverture par des assurances santé et médicaments publiques, des pratiques médicales de diagnostic et de la tolérance de la société à différents comportements des jeunes. Ces évolutions sont susceptibles de faire augmenter le nombre des diagnostics. Pour leur part, Faraone *et al.* (2021) dressent une longue liste de conditions qui ont été associées (sans analyse de causalité rigoureuse) dans de nombreuses méta-analyses portant sur le TDAH : environnement, déficiences nutritionnelles, carences matérielles, stress, pauvreté, etc.

<sup>4</sup> Dans cette étude, les cas diagnostiqués par année constituent l'incidence et les cas diagnostiqués sur plus d'une année la prévalence.

<sup>5</sup> Le diagnostic est mesuré par le code TDAH de la CIM-9 (314) ou de la CIM-10 (F90.X). Les données administratives proviennent, pour le Québec, du Système intégré de surveillance des maladies chroniques (SISMACQ) et de MED-ÉCHO ; pour les 3 autres provinces, elles proviennent de la Base de données sur les congés des patients de l'Institut canadien d'information sur la santé et, dans le cas de l'Ontario, du Système d'information ontarien sur la santé mentale (SIOSM).

2012. Dans l'annexe B, les indicateurs B2 et B3 détaillent ces estimations. Le Québec a les taux de prévalence et d'incidence les plus élevés des quatre provinces pour l'année 2011-2012 et les quatre premiers groupes d'âge.

Pour construire ses statistiques, l'INSPQ (2019, 2015) utilise une base de données plus large, tirée du Système intégré de surveillance des maladies chroniques du Québec (SISMACQ).<sup>6</sup> La population de toutes les personnes de 1 à 24 ans ayant reçu un diagnostic de TDAH de 1999 à 2016 est analysée pour une année donnée. Les individus ayant reçu un diagnostic principal de TDAH au cours de la période d'observation sont considérés comme des « cas prévalents atteints de la maladie ». Les individus ayant reçu un premier diagnostic principal de TDAH sont considérés comme des cas incidents pour l'année étudiée. Un cas de TDAH est défini par au moins une visite médicale ou une hospitalisation avec un diagnostic principal de TDAH (codes 314 de la CIM-9 ou leurs équivalents CIM-10-CA). Le document de 2015 présente des taux de prévalence annuels calculés par âge et par sexe pour trois périodes (1999-2000, 2006-2007, 2009-2010) – voir indicateur B4 dans l'annexe B. Les pourcentages augmentent de période en période. Les taux les plus élevés concernent les garçons de 9-10 ans et atteignent respectivement 4, 7, et 9 % pour les trois périodes. Le document de 2019 présente cette fois des taux d'incidence en pourcentages (le calcul n'est pas défini) du TDAH chez les 1 à 24 ans selon le sexe et l'âge, par année, de 2000-2001 à 2015-2016 – voir indicateur B5 dans l'annexe B. Chez les personnes de 24 ans et moins, en 2015-2016, il y a eu 25 465 nouveaux cas de TDAH selon le taux d'incidence. Trois groupes d'âge sont retenus pour le calcul des taux d'incidence (1-11, 12-17, et 18-24 ans). Pour les deux premiers groupes, les pourcentages chez les garçons passent respectivement de 11 à 24 et de 5 à 17 entre 2000-2001 et 2015-2016. Chez les filles, les taux sont beaucoup moins élevés, mais doublent ou triplent durant les mêmes périodes, passant de 2,3 % en 2000 à 5,5 % en 2006, puis à 10 % en 2013 et 11,3 % en 2015-2016. Avec un ratio de deux garçons pour une fille, 240 535 jeunes de 1 à 24 ans ont eu un diagnostic de TDAH.

À la demande du ministère de la Santé et des Services sociaux, l'INESSS (2017a) a dressé un portrait de l'usage des médicaments spécifiques au TDAH, avec ou sans diagnostic médical à l'acte, chez les Québécois âgés de 0 à 25 ans assurés par le régime public, sur quatre années (2006-07, 2012-13, 2013-14, 2014-15).<sup>7</sup> Sur la base des données de la RAMQ, l'INESSS a calculé, pour les assurés du régime public, des taux de prévalence de l'usage de médicaments TDAH respectivement de 7,7 % et 8,3 % chez les 6-9 ans et les 10-12 ans, avec une hausse respective à 10,7 % et 14 % entre 2006-07 et 2014-15. Le taux de prévalence calculé est plus élevé pour les garçons et les assurés prestataires de la sécurité du revenu identifiables dans le registre du RPAM. Les taux de prévalence sont inférieurs dans les régions sociosanitaires de Laval et Montréal.

L'INESSS (2017a) mentionne aussi l'étude de Cardin *et al.* (2011) conduite avec les données d'une enquête de petite taille, l'ELDEQ, portant sur 1 187 enfants (avec une forte attrition, des nouveau-nés

---

<sup>6</sup> Le SISMACQ contient des informations issues : a) du fichier des réclamations des médecins, qui compile tous les services médicaux rémunérés à l'acte à la RAMQ ; b) du fichier d'inscription des personnes couvertes par l'assurance maladie (FIPA), qui renseigne sur les données démographiques ainsi que sur les périodes d'éligibilité à l'assurance maladie ; c) du fichier des hospitalisations MED-ÉCHO (maintenance et exploitation des données pour l'étude de la clientèle hospitalière), qui recense les diagnostics principaux et secondaires associés à une admission hospitalière ; d) du fichier des décès du Registre des événements démographiques.

<sup>7</sup> L'échantillon est, par période, d'environ 800 000 personnes qui, pour la plupart, reviennent à cause de leur âge. On ne calcule par le nombre de diagnostics ou de prescriptions de médicaments répétés pour une même personne.



du cycle 1, en 1998, au cycle 9, en 2006). Les parents rapportent qu'environ 6 % des enfants de 8 ans, presque tous en 2<sup>e</sup> année (dans les faits, ils ont entre 7,7 et 8,7 ans) avaient consommé un médicament spécifique au TDAH dans les 12 mois précédant l'enquête (au cycle 9) ; mais 5,8 % seulement avaient déjà reçu un diagnostic médical (au total, 48 enfants). L'INSPQ (2015) affirme que son taux de prévalence du TDAH médicalement diagnostiqué a rejoint en 2009-2010 l'estimation de ce trouble faite en 1991 par Breton *et al.* (1993) sur la base des symptômes rapportés par les parents et les enseignants, soit un taux de TDAH de 9 % chez les garçons de 6 à 11 ans.

Brault *et al.* (2022a, 2022b, 2022c) présentent les résultats d'une enquête comparative sur le TDAH conduite au Québec et en Flandre belge auprès d'enseignants et de parents (plus de 1 000 enfants et 130 enseignants dans 35 écoles élémentaires publiques). Sur la base d'analyses multiniveaux, les auteurs observent que les diagnostics de TDAH et la médication sont essentiellement initiés par les enseignants influencés par les comportements plus immatures des plus jeunes élèves de la classe.

## 1.2 Effets du TDAH

Le TDAH est trois fois plus susceptible d'être à l'origine d'une limitation d'activité que ne le sont, par exemple, l'asthme, la varicelle ou la toux associée à des maladies respiratoires (Currie et Kahn, 2012). Faraone et ses 80 co-auteurs (2021) passent en revue des centaines d'analyses pour dégager une longue suite de conditions associées ou corrélées au TDAH et à son traitement. Celles-ci vont de divers déficits de performance sur le plan psychologique à des problèmes de santé comme l'obésité, les allergies, l'asthme, le diabète, des désordres somatiques comme les problèmes de sommeil, le psoriasis, les maladies auto-immunes, ou encore l'utilisation abusive de substances. Faraone *et al.* (2021) font état de plusieurs études dans différents pays qui ont évalué des dommages qualifiés de « substantiels » engendrés par le TDAH pour les patients, les familles et la société.

Le TDAH a aussi des effets perturbateurs sur la vie sociale et émotionnelle des personnes affectées et de leur famille. La recherche médicale associe à cette condition des blessures causées par accident, des décès prématurés et des suicides, de la délinquance et des actes criminels (Faraone *et al.*, 2021). Chez les plus jeunes, la recherche signale des risques de marginalisation, d'exclusion et d'échec scolaire. Les étudiants ayant d'importants symptômes de TDAH semblent performer moins bien aux tests cognitifs et sont plus susceptibles de redoubler une année scolaire (Currie et Stabile 2006, 2009, pour les États-Unis et le Canada ; Currie, Stabile et Jones, 2014, pour le Québec et le Canada ; Fletcher et Wolfe, 2008, pour les États-Unis).

## 1.3 Médication et conséquences socioéconomiques

Plusieurs aspects du TDAH ont amené les chercheurs de différentes disciplines à s'interroger sur les effets et l'intensité de la médication prescrite, en particulier sur la très forte croissance (700 %) du nombre de prescriptions de psychostimulants entre 1991 et 2005 aux États-Unis (Mayes et Erkulwater, 2008). Peu d'informations sont disponibles sur les effets à long terme de la prise de ce type de médicaments par les plus jeunes, et les études des effets bénéfiques à long terme sur l'éducation et le travail sont insuffisantes.

Dans le domaine de la santé, la recherche s'est aussi préoccupée de leurs effets délétères, de leurs risques potentiels à long terme et de leurs effets secondaires : risques cardiovasculaires (Nissen, 2006) ; insomnie, maux de tête, sauts d'humeurs, anxiété et dépression (Schachter *et al.*, 2001). Certains travaux ont souligné que la durée des études cliniques était trop courte (Douglas, 1999 ; Bedard *et al.*, 2007). Épidémiologistes et économistes se sont également penchés sur l'absence d'un indice opérationnel de sévérité du TDAH<sup>8</sup> (observation de plusieurs symptômes conjoints dans deux contextes différents – à l'école et à la maison) dans le processus de diagnostic et sur le fait qu'une part importante des prescriptions de psychostimulants est effectuée par des médecins de famille et des pédiatres plutôt que par des professionnels de la santé mentale (Elder, 2010 ; Currie et Stabile, 2006). Or, les premiers subissent souvent la pression des parents qui doivent décoder les messages des enseignants concernant les comportements de leurs enfants.<sup>9</sup> Faute de données, rares sont les recherches qui sont parvenues à identifier de manière probante les effets (négatifs ou positifs) des traitements sur le parcours éducatif ou l'intégration au marché du travail des plus âgés.

Au Québec, la question du surdiagnostic et de la surmédication ressurgit de façon sporadique dans les médias en raison des positions divergentes des médecins du Québec sur l'importance de la prévalence du TDAH et de sa pharmacopée<sup>10</sup>, de la médiation des enseignants, des inquiétudes des parents, du rôle des écoles comme source de soutien ainsi que de la présence d'autres intervenants.<sup>11</sup> L'INESSS (2017a, b, c) a exploré la consommation des médicaments TDAH, particulièrement de ceux qui sont financés par le régime public. Cependant, le portrait de « l'usage des traitements pharmacologiques spécifiques au TDAH chez les Québécois de 25 ans ou moins » qui « permettrait de produire un avis comportant des recommandations afin d'optimiser la prise en charge [sic] des enfants et des jeunes adultes ayant un TDAH » est uniquement statistique.

Une étude de l'INESSS (2017c) a aussi produit pour 2014-15, d'après des données privées (PharmaStat/IMS Health) et publiques (RPAM), des statistiques concernant tous les jeunes sous médication TDAH, quelle que soit la couverture par une assurance médicaments, et a établi une comparaison avec le reste du Canada. L'indicateur B6 de l'annexe B présente des taux d'utilisation de médicaments au Québec et dans le reste du Canada par tranches d'âge et pour la totalité des personnes de 25 ans et moins par sexe. Les taux sont calculés par province pour 10 groupes principaux de médicaments et cinq groupes d'âge (0-5, 6-9, 10-12, 13-17 et 18-25 ans). On peut constater qu'au Québec, les taux de prescriptions de médicaments TDAH sont en moyenne trois fois plus élevés que dans le reste du Canada, notamment pour les tranches de 0-5 à 13-17 ans.

---

<sup>8</sup> Selon le DSM-V, la cinquième édition du manuel international du diagnostic et de statistique des troubles mentaux, les comportements symptomatiques du TDAH doivent : (a) différer du développement attendu selon l'âge de l'enfant ; (b) se manifester conjointement dans deux contextes différents – à l'école et à la maison ; (c) commencer avant l'âge de 12 ans ; (d) perdurer pendant au moins 6 mois ; (e) interférer ou réduire la qualité du fonctionnement personnel, académique, et social.

<sup>9</sup> Au Québec, les services de garde pour les 4-5 ans non scolarisés ajoutent des observateurs des comportements qui peuvent en faire état aux parents.

<sup>10</sup> Dans une lettre ouverte publiée dans le *Journal de Québec* (1<sup>er</sup> février 2019), quarante-huit médecins, pédiatres et psychiatres s'interrogent : « TDAH et médicaments : Sommes-nous allés trop loin ? » Ils affirment que « les résultats des travaux de l'INESSS devraient nous amener à faire un sérieux examen de conscience sur l'utilisation des psychostimulants chez les enfants du Québec » ([www.journaldequebec.com/2019/01/31/tdah-et-medicaments-sommes-nous-alles-trop-loin](http://www.journaldequebec.com/2019/01/31/tdah-et-medicaments-sommes-nous-alles-trop-loin)).

<sup>11</sup> Des psychologues, en clinique privée, offrent des services payants de psychothérapie ou d'évaluation de l'intensité du TDAH, lesquels peuvent par la suite faciliter l'accès à des ressources supplémentaires à l'école.

Le Québec se distingue des autres provinces par l'existence en parallèle de deux régimes obligatoires d'assurance médicaments (voir les modalités dans la partie 2) : 1) un régime public par défaut, le RPAM, pour les ménages qui ne bénéficient pas d'une telle assurance dans leur milieu de travail (les jeunes de moins de 18 ans et les étudiants plus âgés sont automatiquement assurés par le régime parental) ; 2) un régime privé pour les employés des secteurs privé ou public. Selon les données des régimes privés d'assurance médicaments disponibles dans l'application PharmaStat/IMS Health, les trois molécules les plus prescrites sont associées au TDAH (INESSS, 2017c). En parallèle, au Québec, de 2006 à 2014, le nombre d'unités de médicaments spécifiques au TDAH est passé de 23 à 65 millions (secteurs privé et public), alors que les coûts ont grimpé de 34 à 160 millions de dollars pour la RPAM et de 24 à 116 millions de dollars pour les assureurs privés, selon l'INESSS (2017a). Ainsi, au Québec, en 2014, près de 300 millions de dollars ont été dépensés pour des médicaments d'ordonnance visant le TDAH chez les jeunes, abstraction faite des dépenses médicales ou paramédicales associées. À ce montant, il faudrait encore ajouter les services médicaux et les potentiels effets néfastes sur la santé à long terme des jeunes liés au surdiagnostic et à la surmédication.

Au Québec, très peu d'études ont porté sur le TDAH et les dépenses de santé associées. De même, on ne connaît pas l'effet du régime général d'assurance médicaments mis en place en 1998 sur les prescriptions de psychostimulants, leur intensité et la couverture des personnes aux prises avec des symptômes de TDAH selon leur statut d'assuré. Les études québécoises (Brault et Lacourse, 2012 ; CSBE, 2015 ; INESSS, 2017a) ont plutôt tendance à imputer la hausse de la médicalisation du TDAH à la généralisation des diagnostics, à l'acceptation de ce type de traitement par les parents ou aux efforts de mise en marché des compagnies pharmaceutiques. En revanche, d'autres études moins récentes (Currie, Stabile et Jones, 2014 ; Smolina et Morgan, 2014) mettent en lien le surdiagnostic et le surtraitement avec l'accès à un programme universel et obligatoire d'assurance médicaments. Celui-ci, dans les faits, requiert une contribution modérée ou nulle pour les jeunes dont les parents sont assurés (voir la partie 2). Smolina et Morgan (2014) estiment que pour les médicaments d'ordonnance, les dépenses par personne sont 35 % plus élevées au Québec que dans le reste du Canada, et ils identifient plusieurs facteurs découlant des pratiques des compagnies pharmaceutiques (types, prix, fréquences, etc.). Tous sont liés au fonctionnement du régime général.

Currie *et al.* (2014) constatent une hausse des taux de diagnostics de TDAH selon le degré d'intensité chez les jeunes d'âge scolaire après la création du régime public québécois. Les auteurs analysent plus particulièrement les effets des changements apportés à la politique d'assurance médicaments à partir de 1997 (voir section 2.4), qui en étendent significativement la couverture. Cette extension se traduit notamment par une hausse très marquée de la consommation de Ritalin (nom commercial d'un psychostimulant très utilisé dans les années 1990 contre le TDAH au Québec) par rapport au reste du Canada (voir l'indicateur B8 de l'annexe B). Cette « expérience naturelle » des effets d'une politique sur la médication entre 1994 et 2008 s'accompagne d'une augmentation des problèmes émotifs chez les filles et d'une baisse des résultats scolaires des garçons.

## 1.4 Quelques constats et consensus scientifiques à propos du TDAH

Faraone *et al.* (2021) et Kazda *et al.* (2021) tirent plusieurs constats de leurs synthèses de nombreuses études originales et de méta-analyses empiriques des vingt dernières années sur le TDAH. Nous en retenons cinq :

1. La prévalence des cas de TDAH connaît une hausse généralisée, associée à plusieurs changements démographiques et socioéconomiques (mentionnés précédemment).
2. La hausse des cas semble également caractérisée par une augmentation du nombre d'enfants présentant des symptômes légers sur le spectre du TDAH.
3. La prise de traitements pharmacologiques contre le TDAH est en forte augmentation. Compte tenu des effets secondaires des médicaments offrant les meilleurs ratios avantages/risques, ils sont considérés comme très efficaces pour réduire les symptômes par rapport à un placebo. Ce sont des stimulants (méthylphénidate pour les enfants et les adolescents, amphétamine pour les adultes) et des médicaments à effets modérés, comme les non-stimulants à libération prolongée (atomoxetine, guanfacine, et clonidine).
4. Peu d'études cliniques ont évalué les bénéfices et les dommages potentiels pour les cas additionnels avec symptômes plus légers. Le gouvernement canadien (2015) considère qu'il y a un manque de connaissances en matière de pharmacothérapie du TDAH et peu d'éléments de preuve concernant les effets secondaires des médicaments utilisés.
5. Beaucoup d'études et de méta-analyses concluent que les enfants et les adolescents (de 4 à 17 ans) sont plus susceptibles d'être diagnostiqués avec un TDAH quand ils sont relativement plus jeunes que leurs camarades de classe.<sup>12</sup> De plus, de manière générale, les garçons sont proportionnellement plus diagnostiqués que les filles.

## 1.5 Apports de l'étude

Le cinquième constat ci-dessus a généré récemment une approche différente pour expliquer la forte prévalence du TDAH chez les plus jeunes et répondre à la préoccupation suscitée par la médication croissante du TDAH (Ban *et al.*, 2010 ; Gummy *et al.*, 2010 ; Ashton *et al.*, 2006 ; lettre ouverte de 48 médecins du Québec en 2019<sup>13</sup>). Plusieurs études internationales de grande envergure ont abordé le lien entre date de naissance et TDAH ou médication du TDAH. Ces études utilisent notamment les données administratives d'assurance maladie ou médicaments, lesquelles portent sur des centaines de milliers d'enfants et de jeunes qui peuvent être segmentés selon l'âge précis en jours auquel ils ont accès à l'école publique et au préscolaire.

---

<sup>12</sup> Dans sa revue de littérature, Faraone (2021), lui-même psychologue et auteur de nombreux travaux sur le TDAH, ne mentionne pas cette perspective et affirme avec ses co-auteurs : « There are multiple genetic and environmental risk factors that accumulate in various combinations to cause ADHD » (p. 1).

<sup>13</sup> [www.journaldequebec.com/2019/01/31/tdah-et-medicaments-sommes-nous-allés-trop-loin](http://www.journaldequebec.com/2019/01/31/tdah-et-medicaments-sommes-nous-allés-trop-loin).

L'âge butoir d'accès à l'école est une décision de politique publique, alors que la date et le mois de naissance des nouveaux élèves varient au sein de chaque pays, selon les États aux États-Unis, selon les provinces au Canada, selon les régions ou les administrations scolaires dans d'autres pays. À chaque niveau scolaire, au primaire et au secondaire, les plus jeunes ont une probabilité statistiquement plus élevée d'être diagnostiqués « patients » TDAH, après quoi un traitement par psychostimulants est proposé aux parents. Ce constat peut être expliqué ainsi : le TDAH est confondu avec les comportements d'inattention observés à l'école par les enseignants ou à la maison par les parents et avec la plus grande turbulence des enfants plus jeunes durant les premières années de scolarisation. Or, en réalité, la probabilité du signalement de symptômes du TDAH ne devrait pas dépendre de la date (jour, mois) de naissance, une corrélation qui n'est pas observée pour d'autres problèmes médicaux bien connus, comme démontré dans les figures présentées dans les sections suivantes et dans l'exercice de falsification statistique de la section 4.

Au Québec, l'âge officiel d'entrée à la maternelle publique est de 5 ans (4 ans si elle est offerte), atteint au plus tard le 30 septembre pour une année scolaire donnée (pour l'école primaire obligatoire, l'âge officiel est de 6 ans).<sup>14</sup> La nature ou le hasard décident seuls si un enfant naît avant ou après le 30 septembre,<sup>15</sup> et on s'attend à ce qu'un enfant plus âgé soit plus mature et maîtrise mieux ses comportements qu'un enfant plus jeune. Néanmoins, les attentes quant au développement émotionnel et aux apprentissages sont les mêmes pour tous dans une cohorte, ce qui laisse présager statistiquement une tendance des enseignants et du corps médical à poser un diagnostic erroné qui ne tient pas assez compte de l'âge de l'enfant. Au Québec, malgré la prévalence élevée (et mal connue) du TDAH, aucune étude avec données probantes n'a tenté d'identifier cet effet, hormis celle de l'INESSS (2017c), qui mentionne les jeunes et les adultes nés durant l'été dans ses statistiques sur les médicaments.

Aux États-Unis, au Canada et dans divers pays européens, plusieurs études, dont certaines sont mentionnées dans la revue des méta-analyses de Kazda *et al.* (2021), concluent avec assurance à la possibilité de surdiagnostics ou de surtraitements liés à l'âge relatif des élèves et avancent parfois des estimations empiriques (aux États-Unis : Evans, Morrill, et Parente, 2010 ; Elder, 2010 ; Layton *et al.*, 2019 ; en Allemagne : Schwandt et Wuppermann, 2016 ; au Canada, pour la Colombie-Britannique : Morrow *et al.*, 2012). Les écarts estimés entre enfants nés quelques jours avant et après la date butoir sont considérables, de l'ordre de 30 à 35 %, ce qui entraîne des dépenses publiques et des conséquences (positives ou négatives) non médicales associées importantes.

La méta-analyse de Holland et Sayal (2019) passe en revue statistiquement 16 études (parmi 20 sélectionnées sur 123 spécifiquement associées à l'âge). Elle documente la présence dans une proportion significative d'un effet d'âge relatif sur les diagnostics et/ou les traitements

---

<sup>14</sup> La même date prévaut en Nouvelle-Écosse. Dans le reste du Canada, au fil des années, toutes les provinces ont changé leur âge de scolarisation et suivent l'Ontario, où l'âge limite est de 5 ans (4 ans depuis l'instauration d'une prématernelle publique à temps plein) atteint le 31 décembre.

<sup>15</sup> Une très faible proportion de parents demande et obtient, après évaluation « développementale », que leur enfant puisse entrer à l'école même s'il est né en octobre. À l'inverse, certains parents demandent le report de l'entrée en maternelle de leur enfant considéré comme « immature » pour son âge.

pharmacologiques du TDAH.<sup>16</sup> Pour ces études, les auteurs ont calculé les risques relatifs<sup>17</sup> (de prévalence ou de traitement) associés au jour de naissance, avec un modèle d'effets aléatoires obtenu par la méthode Mantel-Haenszel de méta-analyse et des figures de ratios de risque, lorsque les données le permettaient. De fortes variations apparaissent dans toutes les études portant sur l'effet de l'âge relatif des jeunes dont la date d'entrée officielle à l'école dépend de la date de naissance. La plupart montrent que les enfants nés durant les mois précédant le début de l'année scolaire risquent davantage (1,6 fois) d'être diagnostiqués avec un TDAH et de se faire prescrire des médicaments (1,7 fois) que ceux qui sont nés durant les mois suivant le début de l'année scolaire (autrement dit, les plus âgés). Les ratios de risque relatif les plus élevés sont observés dans les pays où la proportion de médicaments TDAH prescrits aux plus jeunes est la plus élevée (États-Unis, Canada, Islande, Israël, Allemagne, Pays-Bas). En revanche, ils sont inférieurs (environ 1,3) dans les autres pays étudiés (Danemark, Australie). Les auteurs concluent que les résultats concernant l'effet de l'âge relatif sont mitigés compte tenu de l'hétérogénéité des études, tout en soulignant que la prise en compte de cet effet tend à progresser.

La suite de notre étude utilise les données de la RAMQ portant sur près de 795 000 enfants, soit 10 cohortes d'années de naissance de 1996 à 2005, et documente les taux de TDAH en pourcentages par année, mois de naissance et âge, à partir de la date anniversaire de 4 ans. L'analyse se distingue par plusieurs apports :

- A. Elle décrit la présence du TDAH et de sa médication dans ce très large échantillon, composé de plusieurs cohortes de naissances, suivies de l'âge de 4 ans jusqu'à un maximum de 18 ans. La segmentation par cohorte, âge, sexe et année médicale sur la longue période récente (2000-2018) des services médicaux fournis par la RAMQ permet d'établir empiriquement des constats robustes.
- B. Elle unifie les estimations éparses de la littérature de recherche sur le TDAH au Québec, ce qui permet d'évaluer l'ampleur des surdiagnostics et des surtraitements pharmaceutiques, et de quantifier les erreurs de gestion sanitaire avant et après la date butoir d'entrée à l'école.
- C. Elle apporte des données chiffrées sur le TDAH en relation avec les trois statuts du régime général d'assurance médicaments et sur les taux de prescription de psychostimulants pour les assurés du régime public (RPAM).
- D. Les estimations empiriques identifient des patrons pour l'année et le mois de naissance, l'âge, le sexe et la région sociosanitaire.
- E. Elle ajoute une évaluation empirique par régression sur discontinuité qui confirme l'effet de la date de naissance sur le TDAH en relation avec l'âge d'entrée à l'école analysé dans d'autres juridictions.<sup>18</sup>

La partie 2 de notre étude présente la population des jeunes sélectionnés pour l'analyse empirique, l'indicateur de TDAH et la médication spécifique prescrite aux personnes assurées par le régime public (RPAM). Chaque sous-section contient des résultats statistiques descriptifs. La partie 3 décrit les méthodes de calcul utilisées et les résultats d'estimations économétriques des effets du mois, de l'année ou de la cohorte, de l'âge, du sexe et de la région sociosanitaire sur les diagnostics de TDAH

---

<sup>16</sup> Le tableau A2 de l'annexe A présente les méthodes utilisées dans les articles retenus par Holland et Sayal (2019).

<sup>17</sup> En épidémiologie, le risque relatif (R), dans une étude de cohortes, est le ratio du taux d'incidence de l'évènement au sein du groupe exposé ( $R_1$ ) – les plus jeunes de la classe – et du taux d'incidence dans le groupe témoin ( $R_0$ ) – les plus âgés de la classe.

<sup>18</sup> Une recension d'études sur l'effet de la date de naissance sur le TDAH figure dans le tableau B5 de l'annexe B.

et sur les prescriptions liées au TDAH. La partie 4 conduit une brève analyse de falsification à l'aide d'une série de diagnostics de problèmes de santé incluant le TDAH. La partie 5 élargit l'analyse du mois butoir de septembre aux 3 mois précédant et suivant le 1<sup>er</sup> octobre afin de mieux baliser la plage des surdiagnostics de TDAH et de la médication subséquente. La partie 6 procède à une série d'estimations non paramétriques pour caractériser l'effet de discontinuité de la date anniversaire des jeunes de l'échantillon sur le TDAH et sa médication. À la suite de régressions polynomiales, une trentaine de situations (basées sur le nombre de diagnostics TDAH, la cohorte de naissances, le genre, le statut d'assurance médicaments, la région sociosanitaire) illustrent l'impact de la date de naissance sur les probabilités de diagnostic et de médication d'un jeune pour un TDAH. La partie 7 compare nos résultats avec ceux d'études menées dans d'autres pays et calcule les coûts associés potentiels des surdiagnostics pour l'État québécois. La partie 8 propose quelques réflexions et une discussion sur le phénomène du TDAH ainsi que sur les limites de l'analyse. Enfin, une brève conclusion tire les principales leçons pour les politiques publiques de cette exploitation novatrice des données de la RAMQ.

## 2. Données et statistiques descriptives

### 2.1 Population des jeunes sélectionnés

Les données utilisées dans cette recherche ont été extraites par l'ISQ au cours de l'année 2021-2022 à partir du Fichier d'inscription des personnes considérées comme assurées (FIPA) de la Régie de l'assurance maladie du Québec (RAMQ). Suivant le devis<sup>19</sup> descriptif préparé par l'ISQ, l'extraction a produit un échantillon d'environ 973 000 personnes (10 cohortes annuelles de naissances) nées entre le 1<sup>er</sup> janvier 1996 et le 31 décembre 2005. Ces personnes pouvaient être nées au Québec ou ailleurs, mais devaient y résider, et être inscrites et assurées par le régime d'assurance maladie au cours de cette période, au moins en partie. Pour l'étude, leurs informations médicales ont été extraites du registre des services médicaux de la Régie de l'assurance maladie du Québec (RAMQ) et du registre du Régime public d'assurance médicaments du Québec (RPAM). Le dossier de services médicaux rendus entre 2000 à 2018 de chaque jeune est disponible. Pour ceux qui sont nés avant 2001, les dossiers de services médicaux sont disponibles à partir de la date anniversaire de leurs 4 ans et jusqu'au 31 décembre 2018, ou jusqu'à la date anniversaire de leurs 18 ans. Pour ceux qui sont nés entre 2001 et 2005, les dossiers sont disponibles à partir de la date anniversaire de leurs 4 ans, mais seulement jusqu'à l'âge de 17 ans (naissance en 2001), 16 ans (naissance en 2002), 15 ans (naissance en 2003), 14 ans (naissance en 2004) et 13 ans (naissance en 2005). Par ailleurs, les jeunes qui sont décédés ou ont quitté la province entre la date anniversaire de leurs 4 ans et la fin du suivi devaient demeurer dans la cohorte, même si l'information médicale n'était pas disponible pour toute la période du suivi.

Un critère supplémentaire a dû être introduit au cours de la recherche. De nombreux jeunes sélectionnés parce qu'ils étaient nés entre le 1<sup>er</sup> janvier 1996 et le 31 décembre 2005 n'avaient pas été inscrits au FIPA avant leur cinquième anniversaire. La plupart d'entre eux sont arrivés au Québec entre 2001 et 2018. En outre, pour environ 90 000 jeunes sur les 973 000 de l'échantillon initial, nous ne disposons d'aucune information sur des services médicaux à l'acte rendus par la RAMQ,

---

<sup>19</sup> Le devis original a été soumis en 2019 à la RAMQ, a transité par la CAI pour approbation, avant d'être confié à l'ISQ, désigné responsable de l'accès des chercheurs aux données pour extraction des fichiers de la RAMQ.

simplement parce qu'ils ne résidaient pas au Québec durant la période retenue. Pour cette raison, nous les avons exclus de l'analyse. Un critère de sélection a par conséquent été ajouté : toute personne admissible à l'analyse devait avoir été inscrite pour au moins une journée au FIPA avant l'âge de 5 ans. L'échantillon a ainsi été réduit à 794 460 jeunes,<sup>20</sup> une taille comparable aux 751 830 naissances survenues au Québec entre 1996 et 2005<sup>21</sup>. Ainsi, nos résultats s'appliquent en très grande partie à la population des jeunes nés au Québec de 1996 à 2005. Une personne arrivée au Québec à 5 ans ou plus aura une période d'inadmissibilité à partir de sa date de naissance jusqu'à la date où elle devient admissible après son arrivée et se trouve exclue des analyses.<sup>22</sup>

Un identifiant anonyme unique est attribué aux jeunes assurés par la RAMQ sélectionnés avec une date index précisant le jour, le mois et l'année de leur naissance. Pour chacune des 10 années (de 1996 à 2005), un calendrier des jours de naissance est disponible. La variable « jour de naissance » regroupe les journées en groupe de 3 jours (2 pour certains mois et les années bissextiles). Les naissances du 1<sup>er</sup> au 3 octobre prennent la valeur 0 ; celles du 4 octobre au 31 mars prennent des valeurs entre 1 et 60 ; enfin, les naissances du 1<sup>er</sup> avril au 30 septembre prennent les valeurs -1 à -61.

Les dossiers de services médicaux extraits du registre du RPAM pour l'étude concernent les jeunes sélectionnés à partir de la date anniversaire de leurs 4 ans jusqu'au 31 décembre 2018, s'ils ont moins de 18 ans. De sorte que le suivi de chaque cohorte de naissances n'a pas la même fenêtre d'observation : les 4 ans de la plus vieille cohorte (1996) sont nés en janvier 1996 et au cours des mois suivants, et leur dossier médical peut être consulté à partir du 1<sup>er</sup> janvier 2000<sup>23</sup> et jusqu'à 2014 (l'âge de 18 ans atteint le 31 décembre les exclut à partir de cette date). Pour les cohortes plus jeunes, la fenêtre d'observation se déplace chaque année, à partir de leur 4 ans (de 2001 à 2005 jusqu'à 2018 s'ils n'ont pas atteint 18 ans). Par exemple, les enfants nés dans la dernière cohorte de 2005 ont 4 ans en 2009 et sont observés jusqu'en 2018, alors qu'ils sont dans leur treizième année. Le dossier médical enregistre, pour chaque assuré, les services médicaux rendus avec leur date index (année, mois et jour exacts des prestations).

La partie supérieure du tableau 1 présente le nombre total (arrondi à 5) de jeunes par cohorte et mois de naissance. La cohorte née en 1996 est la plus importante (87 745 jeunes), avec ensuite une réduction qui suit la baisse de natalité (et l'émigration des jeunes) survenue au cours des années 1997 à 2005, puis une remontée à 80 000 en 2005. La taille par mois pour chaque cohorte suit une courbe

---

<sup>20</sup> Parmi celles-ci, environ 500 sont décédées après leur quatrième anniversaire. L'effectif sur la période est trop faible pour en tenir compte par la suite.

<sup>21</sup> Des personnes immigreront chaque année avec de jeunes enfants, mais l'ISQ ne semble pas produire de statistiques publiques sur leur âge.

<sup>22</sup> L'échantillon rendu accessible par l'ISQ et utilisé dans un premier temps était de 973 000 jeunes. Après exclusion des personnes sans adresse de région sociosanitaire (ou sans code postal à trois indices ou encore sans CLSC), l'échantillon comporte 883 000 jeunes, dont des « immigrants » arrivés au Québec après l'âge de 5 ans et inscrits au FIPA entre 5 et 18 ans. Il y a donc environ 90 000 jeunes pour lesquels nous avons une preuve de résidence de 2000 à 2018, mais qui n'ont pas été pas inscrits avant 5 ans et qui, par conséquent, ne sont pas pris en compte dans l'analyse. Cependant, les résultats obtenus en incluant ces enfants sont très proches des résultats obtenus avec seulement les inscrits avant 5 ans de l'échantillon. Il reste que nos résultats s'appliquent à une grande partie des enfants nés au Québec pendant cette période.

<sup>23</sup> Il s'agit des services médicaux rendus et payés par la RAMQ. Ceux qui ont été reçus avant l'âge de 4 ans ne sont pas extraits du registre.



connue et fréquemment observée, avec une diminution des naissances dans les derniers mois de l'année, puis une hausse au printemps et en été.

## 2.2 Indicateurs de TDAH par cohorte, mois et âge

Les données médicales de la RAMQ disponibles pour notre étude sont les services médicaux facturés et rémunérés à l'acte, dispensés pour l'essentiel par les médecins du Québec. Quelques informations portent sur ces derniers (classe, spécialité, code de facturation). Les services médicaux sont codés par grands types de maladies, avec le montant facturé (selon les tarifs négociés pour chaque type d'acte médical), le type d'établissement et la date index de prestation. De plus, des informations administratives propres à chaque jeune (en général celles de sa famille), comme le code postal à 3 chiffres, le code administratif du CLSC et la région sociosanitaire, permettent de caractériser les services.

L'indicateur des symptômes de TDAH est celui qu'utilisent toutes les études internationales citées ici, à savoir le code 3140 de la CIM-9, qui désigne la ou les « perturbation[s] simple[s] de l'activité et de l'attention ».<sup>24</sup> Ce code caractérise un peu plus de 1,4 million d'actes avec un diagnostic de TDAH dans la banque de données de la RAMQ. La codification des diagnostics a été un peu bousculée il y a quelques années quand, pour favoriser la prise en charge de patients vulnérables, le gouvernement, après entente avec les médecins généralistes, a introduit une facturation automatique de suppléments (un forfait) pour les patients atteints de troubles de déficit de l'attention avec hyperactivité (TDAH). Ces forfaits versés aux médecins généralistes ou pratiquant dans un groupe de médecine familiale (GMF) représentent environ 13 % des codes TDAH (222 310) et génèrent des dépenses limitées (environ 13 \$ par forfait). (Voir le tableau A5 pour plus d'informations sur les facturations par types de médecins.)

À partir du fichier des diagnostics enregistrés et codés, une variable binaire égale à un indique qu'un jeune a reçu un diagnostic médical de TDAH lors de l'acte médical enregistré (facturé et payé) dans le registre.<sup>25</sup> Comme ils sont observés sur plusieurs années, les jeunes peuvent bien sûr avoir reçu plus d'un diagnostic. La deuxième partie du tableau 1 présente, sans distinction d'âge, par année et mois de naissance, le nombre de jeunes avec un ou plusieurs diagnostics de TDAH dans le registre. Les mois où le nombre de jeunes avec un diagnostic de TDAH est le plus élevé sont le mois de septembre, celui de la rentrée scolaire, et les deux mois d'été (juillet et août) (voir tableau 1, panel du bas).

---

<sup>24</sup> Un examen secondaire des codes connexes au CIM3140 (avant ou après la catégorie 314), qui désignent d'autres types de perturbations des comportements, indiquent tous un très petit nombre de tels diagnostics.

<sup>25</sup> Nous n'avons pas sollicité l'accès aux données de MED-ÉCHO pour enrichir l'analyse. Les délais d'obtention d'un accès aux données administratives étant très longs au Québec, nous avons restreint nos demandes de manière à accéder plus rapidement aux données tout en réduisant substantiellement les coûts.

**Tableau 1 : Nombre de jeunes assurés par la RAMQ, avec un ou plusieurs diagnostic(s) de TDAH, et taux de diagnostics en pourcentages, selon leur année (1996-2005) et mois de naissance (janvier-décembre), sans distinction d'âge**

Mois	Total	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
<b>Jeunes assurés (échantillon)</b>											
Janvier	63 155	6 805	6 750	6 320	6 120	6 330	6 175	6 355	6 055	6 100	6 145
Février	60 545	6 950	6 250	6 125	5 845	6 175	5 990	5 865	5 690	5 890	5 765
Mars	68 935	7 700	7 190	7 015	6 840	6 835	6 920	6 510	6 405	6 645	6 875
Avril	69 585	7 895	7 530	7 220	6 725	6 740	6 905	6 555	6 645	6 485	6 885
Mai	71 375	8 055	7 735	7 095	6 970	7 010	7 050	6 855	6 820	6 675	7 110
Juin	67 810	7 535	7 075	6 770	6 685	6 675	6 640	6 310	6 495	6 645	6 980
Juillet	70 040	7 835	7 515	6 975	6 850	6 500	6 615	6 735	7 025	6 935	7 055
Août	67 600	7 340	6 870	6 640	6 520	6 405	6 740	6 545	6 760	6 690	7 090
Septembre	68 680	7 445	7 085	6 820	6 755	6 265	6 555	6 655	7 005	6 965	7 130
Octobre	64 755	7 090	6 255	6 405	6 190	6 070	6 475	6 370	6 725	6 430	6 745
Novembre	60 830	6 490	6 075	5 910	5 895	5 740	6 035	5 990	6 015	6 205	6 475
Décembre	61 155	6 605	6 320	6 110	6 175	5 690	6 035	5 975	6 145	6 150	5 950
<b>Total</b>	<b>794 465</b>	<b>87 745</b>	<b>82 650</b>	<b>79 405</b>	<b>77 570</b>	<b>76 435</b>	<b>78 135</b>	<b>76 720</b>	<b>77 785</b>	<b>77 815</b>	<b>80 205</b>
<b>Avec un diagnostic ou plus de TDAH</b>											
Janvier	10005	885	915	895	970	1 050	1 100	1 125	1 080	1 040	970
Février	10205	910	945	990	955	1 140	1 155	1 090	1 050	1 040	955
Mars	18500	1 080	990	1 140	1 200	1 265	1 390	1 170	1 225	1 190	1 200
Avril	12500	1 130	1 195	1 185	1 270	1 290	1 430	1 305	1 285	1 235	1 195
Mai	13305	1 180	1 210	1 275	1 335	1 425	1 480	1 405	1 375	1 315	1 315
Juin	12800	1 040	1 140	1 225	1 360	1 425	1 390	1 290	1 305	1 290	1 355
Juillet	14100	1 230	1 330	1 355	1 440	1 355	1 475	1 495	1 525	1 530	1 405
Août	14105	1 195	1 250	1 285	1 370	1 420	1 550	1 530	1 525	1 490	1 490
Septembre	14700	1 330	1 400	1 370	1 480	1 405	1 460	1 570	1 640	1 560	1 485
Octobre	9700	870	815	925	1 010	985	1 155	1 005	1 055	1 000	880
Novembre	9405	855	895	895	970	1 015	960	975	955	980	905
Décembre	9700	875	935	1 015	1 005	970	1 040	1 015	1 030	920	855
<b>Total</b>	<b>142 475</b>	<b>12 580</b>	<b>13 020</b>	<b>13 555</b>	<b>14 365</b>	<b>14 745</b>	<b>15 585</b>	<b>14 975</b>	<b>15 050</b>	<b>14 590</b>	<b>14 010</b>
<b>Taux en pourcentage du TDAH (ratio nombre de jeunes avec TDAH*100/nombre de jeunes)</b>											
Janvier	15,9	13,0	13,5	14,2	15,9	16,6	17,8	17,7	17,8	17,1	15,8
Février	16,9	13,1	15,1	16,2	16,4	18,4	19,3	18,6	18,4	17,7	16,6
Mars	17,2	14,0	13,8	16,3	17,6	18,5	20,1	18,0	19,1	17,9	17,4
Avril	18,0	14,3	15,9	16,4	18,9	19,1	20,7	19,9	19,4	19,0	17,4
Mai	18,7	14,7	15,7	18,0	19,2	20,3	21,0	20,5	20,1	19,7	18,5
Juin	18,9	13,8	16,1	18,1	20,3	21,4	20,9	20,4	20,1	19,4	19,4
Juillet	20,2	15,7	17,7	19,4	21,0	20,9	22,3	22,2	21,7	22,1	19,9
Août	20,9	16,3	18,2	19,4	21,0	22,2	23,0	23,3	22,5	22,2	21,0
Septembre	21,4	17,8	19,8	20,1	21,9	22,5	22,3	23,6	23,4	22,4	20,8
Octobre	15,0	12,3	13,0	14,5	16,3	16,2	17,9	15,8	15,7	15,6	13,0
Novembre	15,5	13,2	14,7	15,2	16,5	17,7	15,9	16,2	15,9	15,8	13,9
Décembre	15,8	13,2	14,8	16,6	16,3	17,0	17,2	17,0	16,8	15,0	14,4
<b>Total</b>	<b>17,9</b>	<b>14,3</b>	<b>15,8</b>	<b>17,1</b>	<b>18,5</b>	<b>19,3</b>	<b>20,0</b>	<b>19,5</b>	<b>19,4</b>	<b>18,8</b>	<b>17,5</b>

Notes : Jeunes de 4 ans ou plus selon l'année de naissance, observés de 2000 à 2018, et inscrits à la RAMQ avant l'âge de 5 ans. Les nombres des assurés et de ceux qui ont un diagnostic ou plus de TDAH sont arrondis.

Source : Calculs par les auteurs à partir des actes médicaux avec diagnostic TDAH et du fichier général des jeunes sélectionnés.

Le nombre de diagnostics baisse pour les mois d'octobre à décembre, c'est-à-dire pour les jeunes qui sont entrés plus âgés à l'école. Ces constats, valables quelle que soit la cohorte de naissances, sont le premier indicateur d'un effet de date de naissance (en mois) sur la probabilité de diagnostic de TDAH.

La dernière partie du tableau 1 présente les ratios simples (fréquence relative) en pourcentages du nombre total d'enfants avec au moins un diagnostic de TDAH par rapport au nombre total de personnes assurées pour chaque année et mois de naissance. On observe une augmentation importante de la proportion des diagnostics de TDAH parmi les jeunes nés en septembre (ainsi qu'en juillet et en août) suivie d'une chute en octobre (ainsi qu'en novembre et décembre). Par rapport aux taux calculés dans les autres études consultées (autres pays, autres provinces ou Québec), les taux au Québec sont très élevés pour la population ciblée ici avec les données disponibles de la RAMQ.

Les figures 1 et 2, construites à partir des données du tableau 1, illustrent les disparités des diagnostics médicaux du TDAH selon le mois de naissance. Dans le premier cas, pour cinq années sélectionnées parmi les dix cohortes de naissances et tous les mois (figure 1), on observe une croissance continue des taux de TDAH de janvier à septembre, puis une baisse marquée d'octobre à décembre. La figure 2 montre, cette fois pour les dix cohortes, les taux pour les enfants nés en juillet, août et septembre d'une part, et d'autre part pour ceux qui sont nés en octobre, novembre et décembre. On remarque des taux beaucoup plus élevés pour les mois d'été (autour de 6 points de pourcentage en plus). La baisse des taux pour les plus jeunes cohortes s'explique par le fait que ces enfants ne sont pas suivis jusqu'à leurs 18 ans (voir tableau 3).

Le tableau 2 dresse un portrait statistique plus élaboré que le tableau 1 en déterminant, par année de naissance et par sexe, le pourcentage d'enfants ayant reçu au moins un diagnostic, le pourcentage avec un premier diagnostic avant 13 ans, ainsi que l'âge moyen (avec son écart-type) au premier diagnostic.

Les calculs du tableau 2 présentent les taux de diagnostics en fonction du nombre de diagnostics reçus : seulement un diagnostic, un diagnostic ou plus, deux diagnostics ou plus et trois diagnostics ou plus. Parmi ceux qui ont reçu un diagnostic ou plus, la majorité ont reçu deux diagnostics ou plus, alors qu'une minorité sont diagnostiqués seulement une fois. Les fréquences « 2 ou plus » et « 3 ou plus » sont des indicateurs de l'intensité des symptômes, dans la mesure où ces jeunes ont été médicalement catégorisés à plusieurs reprises. Il apparaît clairement que les garçons sont plus diagnostiqués que les filles (avec une différence de 100 %). En outre, on peut constater une hausse des taux dans le temps, révélée par les cohortes de naissances. Celles-ci montrent également que chez les filles, les taux de TDAH ont augmenté au fil du temps, sans toutefois rattraper ceux des garçons. D'où l'intérêt de calculer l'âge d'apparition d'un premier TDAH confirmé par un diagnostic (tableau 2, avant-dernière colonne), qui montre qu'une proportion très importante des cas de TDAH est observée à l'école primaire, avant 13 ans. L'âge moyen au premier diagnostic est d'environ 10 ans. Il faut rappeler que l'âge moyen pour une cohorte de naissances, calculé pour toutes les années observées, est plus faible pour les cohortes plus récentes, qui sont observées moins longtemps.

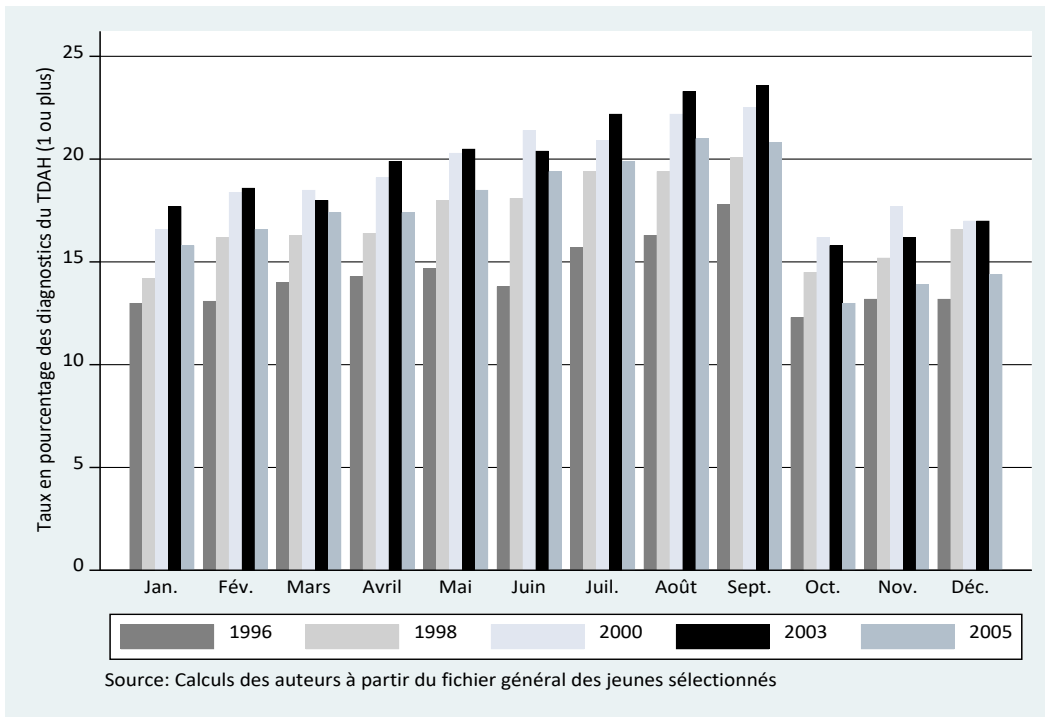


Figure 1 : Taux de diagnostics de TDAH (un ou plus) par mois pour certaines années de naissance

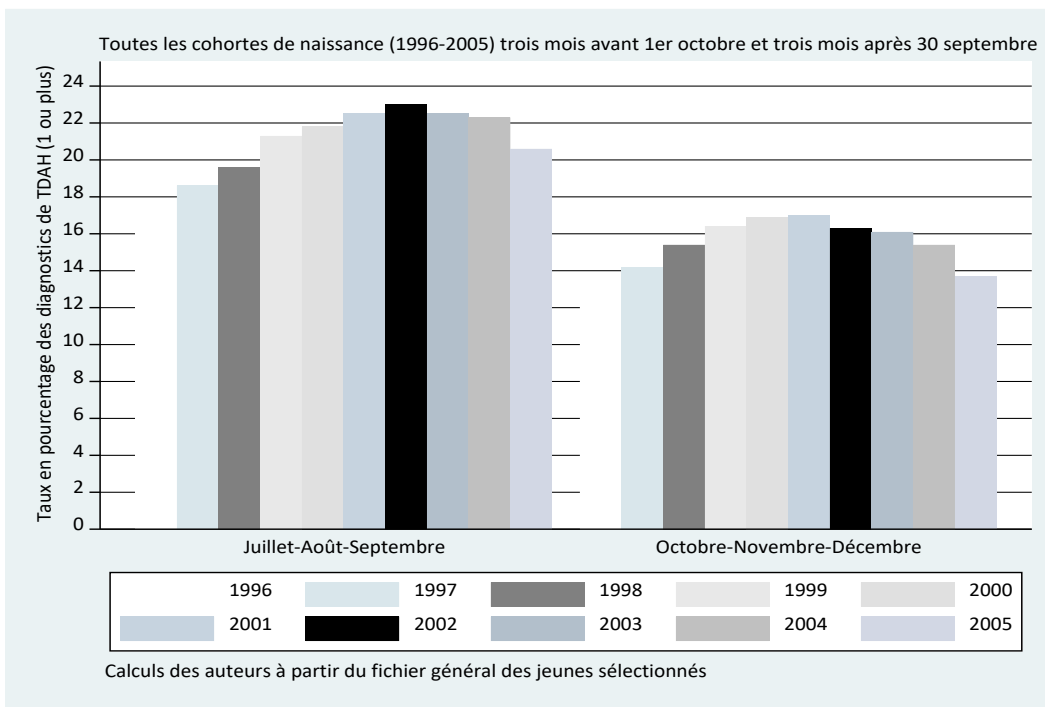


Figure 2 : Taux de diagnostics de TDAH (un ou plus) par année de naissance et pour deux groupes de 3 mois de naissance sélectionnés

**Tableau 2 : Nombre de jeunes assurés, de garçons et de filles nés de 1996 à 2005, avec diagnostics de TDAH (un, deux, trois ou plus) en pourcentages, premier diagnostic avant 13 ans et âge moyen au premier diagnostic (écart-type)**

Année de naissance	Nombre jeunes	Diagnostic TDAH reçu				Diagnostic <13 ans	Âge moyen au diagnostic 1 (écart-type)
		TDAH=1	TDAH=>1	TDAH=>2	TDAH=>3		
<b>Tous</b>		32 585	142 500	109 920	92 015	112 155	
1996	87 740	3,7	14,3	10,6	8,7	10,6	10,4 (3,6)
1997	82 650	3,8	15,8	12,0	9,9	11,4	10,5 (3,6)
1998	79 405	4,1	17,1	13,0	10,9	12,2	10,6(3,6)
1999	77 565	4,0	18,5	14,3	12,0	13,2	10,6 (3,6)
2000	76 435	4,3	19,3	15,0	12,6	13,9	10,6 (3,5)
2001	78 130	4,2	20,0	15,6	13,1	14,7	10,4 (3,3)
2002	76 725	4,3	19,5	15,4	13,2	15,5	9,9 (3,1)
2003	77 790	4,1	19,3	15,0	12,7	16,3	9,6 (2,8)
2004	77 825	4,3	18,8	14,5	12,1	17,0	9,1 (2,5)
2005	80 205	4,2	17,5	13,4	11,1	16,8	8,8 (2,3)
<b>Total</b>	<b>794 470</b>	<b>4,0</b>	<b>17,9</b>	<b>13,2</b>	<b>11,6</b>	<b>14,1</b>	<b>10,0 (3,3)</b>
<b>Garçons</b>		19 965	94 371	74 405	63 080	77 456	
1996	44 760	4,7	19,4	14,7	12,2	15,1	10 (3,4)
1997	42 260	4,7	20,7	16,0	13,4	16,0	10,1 (3,5)
1998	40 435	4,8	22,2	17,4	14,9	16,9	10,1 (3,5)
1999	39 575	5,1	23,8	18,8	16,0	18,1	10,2 (3,4)
2000	39 245	4,9	24,3	19,5	16,5	18,8	10,1 (3,4)
2001	39 910	5,2	25,5	20,3	17,4	19,8	10 (3,3)
2002	39 210	5,0	25,4	20,5	17,7	21,0	9,6 (3)
2003	39 685	5,2	25,0	19,8	17,0	21,7	9,4 (2,8)
2004	39 840	4,9	24,2	19,3	16,2	22,3	9 (2,5)
2005	40 945	4,8	22,6	17,8	14,9	21,9	8,6 (2,3)
<b>Total</b>	<b>405 865</b>	<b>4,9</b>	<b>23,2</b>	<b>18,3</b>	<b>15,6</b>	<b>19,1</b>	<b>9,7 (3,2)</b>
<b>Filles</b>		12 620	48 132	35 515	28 930	34 705	
1996	42 980	2,7	9,1	6,3	5,1	5,9	11,2 (3,7)
1997	40 385	2,9	10,6	7,7	6,2	6,7	11,3 (3,8)
1998	38 970	3,3	11,8	8,5	6,8	7,2	11,5 (3,8)
1999	37 990	3,4	13,0	9,6	7,8	8,0	11,5 (3,7)
2000	37 190	3,6	14,0	10,4	8,5	8,8	11,4 (3,6)
2001	38 220	3,4	14,2	10,7	8,7	9,5	11 (3,6)
2002	37 515	3,2	13,3	10,1	8,5	9,8	10,4 (3,4)
2003	38 105	3,4	13,4	10,0	8,2	10,7	10,1 (3,1)
2004	37 985	3,4	13,0	9,6	7,9	11,5	9,4 (2,8)
2005	39 260	3,2	12,1	8,9	7,2	11,6	9 (2,5)
<b>Total</b>	<b>388 600</b>	<b>3,2</b>	<b>12,4</b>	<b>9,1</b>	<b>7,5</b>	<b>8,9</b>	<b>10,7 (3,4)</b>

Notes : 1. Diagnostics par un médecin si l'enfant a 4 ans ou plus et 18 ans ou moins, observés de 2000 à 2018. 2. Les 794 470 jeunes peuvent être nés ou non au Québec, mais ont été inscrits à la RAMQ avant l'âge de 5 ans ; ils sont associés à 10 cohortes de naissances (du 1<sup>er</sup> janvier 1996 au 31 décembre 2005). Les nombres sont arrondis. Source : Calculs par les auteurs à partir des actes médicaux avec diagnostic TDAH et du fichier général des jeunes sélectionnés.

### 2.3 Diagnostics TDAH selon l'âge et le sexe

Les tableaux précédents présentaient un portrait agrégé par cohortes de naissances. Cependant, le TDAH de chaque cohorte peut être ventilé selon l'âge lors du diagnostic tout au long de la période d'observation des services médicaux (de 4 à 18 ans). Le tableau 3 présente, pour chaque cohorte de naissances, le nombre de diagnostics de TDAH selon l'âge. Précisons que l'âge est ici calculé de manière imparfaite, en soustrayant l'année de naissance à l'année du diagnostic, ce qui fait qu'on observe des jeunes de 18 ans. Ceci n'est toutefois pas problématique puisqu'on ne cherche ici qu'à dégager des tendances générales.

Rappelons que les âges d'observation des cohortes varient selon leur année de naissance. Les plus vieilles (1996-2000) ont des fréquences de diagnostics de TDAH de 4 à 18 ans, alors que les cohortes nées à partir de 2001 ont chaque année une observation d'âge en moins (jusqu'à 13 ans au plus), car les données de la RAMQ disponibles pour l'étude vont de 2000 à 2018.

Cinq constats émergent des données. Premièrement, les fréquences de TDAH des jeunes augmentent avec chaque âge supplémentaire pour atteindre un plafond, variable selon la cohorte. Deuxièmement, après 11 ans, il y a une baisse marquée des fréquences à chaque âge pour les cohortes les plus jeunes. Troisièmement, d'une cohorte à l'autre, il y a une augmentation des diagnostics de TDAH pour chaque âge à partir de 4 ans et jusqu'à 11 ans. Les hausses sont plus importantes pour tous les âges de 6 à 11 ans. Quatrièmement, bien que les fréquences soient plus élevées pour les garçons, il y a une progression chez les filles. Cinquièmement, les cohortes plus jeunes ont des fréquences plus élevées que les plus âgées pour les deux dernières années d'observation.

**Tableau 3 : Nombre total de diagnostics selon l'âge par année de naissance, tous, garçons et filles**

Âge	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	Total
<b>Année</b>	<b>Tous</b>															
1996	270	980	2 825	5 960	8 015	9 450	9 920	10 055	10 900	10 775	10 055	9 105	9 400	8 650	4 390	110 750
1997	320	1 150	2 930	6 405	8 235	9 535	10 050	10 980	11 145	11 110	10 670	11 670	11 345	10 355	5 615	121 515
1998	345	1 135	3 410	6 775	8 505	10 210	11 900	12 600	11 870	11 690	13 315	13 540	13 180	11 790	5 685	135 950
1999	300	1 200	3 350	6 575	9 135	12 305	13 760	13 560	12 715	14 890	15 550	15 690	15 255	11 975	4 165	150 425
2000	390	1 310	3 560	6 945	10 670	13 450	13 840	13 525	15 390	16 330	17 175	16 465	14 230	9 285	3 600	156 165
2001	400	1 290	3 865	8 760	12 795	14 455	15 295	18 360	18 710	19 485	19 735	17 310	11 805	8 615	-	170 880
2002	320	1 375	4 500	9 560	12 350	14 055	18 255	19 340	19 505	19 405	17 920	13 210	10 130	-	-	159 925
2003	390	1 805	4 950	10 000	12 960	17 630	20 210	21 630	20 315	19 615	14 195	12 075	-	-	-	155 775
2004	560	1 955	5 240	10 345	16 890	20 895	23 260	22 480	19 950	14 710	13 035	-	-	-	-	149 320
2005	675	2 120	5 280	13 300	18 645	22 325	23 245	20 900	14 730	13 385	-	-	-	-	-	134 605
<b>Total</b>	3 970	14 320	39 910	84 625	118 200	144 310	159 735	163 430	155 230	151 395	131 650	109 065	85 345	60 670	23 455	1 445 310
<b>Année</b>	<b>Garçons</b>															
1996	215	770	2 305	4 700	6 140	7 290	7 480	7 580	8 210	7 985	7 560	6 575	6 375	5 470	2 770	81 425
1997	260	920	2 320	4 950	6 125	7 065	7 380	8 025	8 260	8 080	7 550	7 765	7 445	6 365	3 320	85 830
1998	285	945	2 670	5 145	6 445	7 715	8 935	9 340	8 620	8 405	9 450	9 175	8 370	7 095	3 295	95 890
1999	255	945	2 680	4 955	6 955	9 195	10 170	9 865	9 360	10 725	10 780	10 120	9 310	7 110	2 415	104 840
2000	315	1 075	2 815	5 295	7 925	10 055	9 995	9 635	10 845	11 465	11 640	10 675	8 820	5 635	2 120	108 310
2001	305	1 010	3 085	6 760	9 325	10 555	11 060	13 005	13 405	13 685	13 370	11 225	7 385	5 545	-	119 720
2002	255	1 100	3 460	7 085	8 940	10 085	12 960	13 785	14 140	13 845	12 415	8 500	6 600	-	-	113 170
2003	315	1 470	3 905	7 550	9 630	12 715	14 260	15 365	14 345	13 725	9 720	7 860	-	-	-	110 860
2004	410	1 550	4 000	7 495	12 025	14 610	16 245	15 350	13 700	10 300	8 860	-	-	-	-	104 545
2005	515	1 685	4 055	9 905	13 290	15 825	16 050	14 490	10 080	9 170	-	-	-	-	-	95 065
<b>Total</b>	3 130	11 470	31 295	63 840	86 800	105 110	114 535	116 440	110 965	107 385	91 345	71 895	54 305	37 220	13 920	1 019 655
<b>Année</b>	<b>Filles</b>															
1996	55	210	520	1 260	1 875	2 165	2 440	2 475	2 690	2 790	2 495	2 525	3 030	3 180	1 620	29 330
1997	60	230	610	1 460	2 110	2 470	2 670	2 955	2 890	3 030	3 115	3 905	3 905	3 990	2 295	35 695
1998	65	190	740	1 625	2 060	2 490	2 970	3 260	3 250	3 285	3 870	4 365	4 810	4 695	2 385	40 060
1999	45	260	670	1 615	2 180	3 110	3 595	3 695	3 355	4 160	4 770	5 570	5 945	4 865	1 750	45 585
2000	75	235	745	1 650	2 745	3 395	3 845	3 890	4 540	4 865	5 535	5 790	5 410	3 650	1 480	47 850
2001	95	280	780	2 000	3 470	3 900	4 235	5 355	5 305	5 805	6 360	6 090	4 420	3 070	-	51 165
2002	65	280	1 040	2 475	3 410	3 975	5 300	5 555	5 365	5 565	5 505	4 710	3 530	-	-	46 775
2003	75	335	1 050	2 455	3 330	4 915	5 950	6 265	5 970	5 885	4 475	4 215	-	-	-	44 920
2004	150	410	1 245	2 845	4 865	6 285	7 010	7 130	6 250	4 410	4 175	-	-	-	-	44 775
2005	160	435	1 230	3 395	5 355	6 495	7 195	6 410	4 650	4 215	-	-	-	-	-	39 540
<b>Total</b>	845	2 865	8 630	20 780	31 400	39 200	45 210	46 990	44 265	44 010	40 300	37 170	31 050	23 450	9 530	425 695

Notes : Nombre de cas de TDAH par cohorte de naissances et selon l'âge des jeunes (année du diagnostic moins l'année de naissance). Comme la base de données n'inclut que les jeunes de moins de 18 ans, pour les jeunes nés en 2001 et après, certaines années d'observation sont manquantes (dernière année d'observation pour les jeunes nés en 2001, deux dernières années d'observation pour les jeunes nés en 2002, trois dernières années d'observation pour les jeunes nés en 2003, et ainsi de suite).

Source : Calculs des auteurs à partir du fichier général des jeunes sélectionnés et des actes médicaux avec diagnostic TDAH de la RAMQ.

## 2.4 Statut d'assurance médicaments et TDAH

En 1997, le Québec a introduit un régime général obligatoire d'assurance médicaments avec un régime public d'assurance médicaments (le RPAM) et un régime privé sous la gouvernance des assureurs privés. Aucune autre province n'a instauré un tel régime. Toutes les personnes de 18 à 64 ans qui n'ont pas accès à un régime privé par leur emploi ou leur profession, ou par l'intermédiaire de leur conjoint ou de leurs parents, doivent adhérer, avec leurs enfants mineurs, au RPAM.<sup>26</sup> L'étude dispose des informations recueillies par le RPAM. Son registre fournit les dates d'entrées-sorties du régime, les types de médicaments (numéro d'identification d'un médicament évalué et approuvé pour la vente au Canada – codification internationale DIN), les doses prescrites, le coût brut de chaque médicament avant contribution de l'assuré, les dates des services (année, mois, jour) et les durées de traitement. Il y a de fait trois types d'assurés par le RPAM:

1. Les adhérents (AD), c'est-à-dire les personnes sans accès à un régime privé et leurs enfants mineurs ou âgés de 18 à 25 ans et aux études, qui ne sont pas prestataires de la sécurité du revenu ;
2. Les prestataires de la sécurité du revenu (PS) et leurs enfants,<sup>27</sup> qui peuvent obtenir des médicaments de prescription sans contribution financière ;
3. Les participants à un régime privé (PRP) qui, par défaut, ne sont pas assurés par le RPAM et pour lesquels il n'y a pas d'information individuelle publique sur les médicaments prescrits.

Comme il peut y avoir plusieurs entrées et sorties du régime au fil des années (jusqu'à 26, selon le registre du RPAM), il a été choisi, pour présenter un portrait simplifié, de retenir le statut lors de la première entrée dans le régime pour déterminer le statut d'assuré des jeunes. Le tableau 4 présente cette imputation des statuts d'assurance médicaments pour l'échantillon total, en indiquant aussi le nombre de diagnostics de TDAH (1, 2, 3 ou plus), ainsi que la répartition par sexe des enfants, pour chaque groupe. Sur les 794 460 jeunes, pour toutes les années, environ 52 % sont assurés, par le biais de leurs parents, par un régime privé (PRP), alors que les 48 % restants sont couverts par le régime public et se répartissent entre adhérents (76 % AD) et prestataires de la sécurité du revenu (24 % PS).

Le tableau 4 montre les taux de diagnostics de TDAH selon les trois statuts d'assurance médicaments des jeunes ainsi que selon leur cohorte de naissances et leur sexe. On note qu'il y a peu de différence, dans les proportions de TDAH, entre les assurés du privé et les adhérents du régime public. Mais il existe un écart significatif entre les prestataires de la sécurité du revenu et les deux autres groupes. La différence entre filles et garçons, bien documentée dans la recherche académique sur le TDAH, est forte ici aussi, alors que les taux de TDAH des garçons sont deux fois plus élevés que ceux des filles. Le type de statut d'assuré (PRP, AD, PS) est un marqueur brut de la situation socioéconomique, le statut PS reflétant une situation économique moins favorable.

---

<sup>26</sup> Le régime d'assurance médicaments est financé par une prime annuelle, en fonction du revenu familial net (et du nombre d'enfants à charge), une franchise et une part de coassurance avec plafonds payées par l'assuré. Le gouvernement assume une partie du financement. Les personnes de moins de 18 ans et les étudiants à temps plein de 18 à 25 ans sont exemptés de la franchise et de la coassurance. Le financement d'un régime privé et ses règles de fonctionnement dépendent des ententes employés-employeurs.

<sup>27</sup> Ces personnes doivent détenir et présenter au pharmacien un carnet de réclamation délivré par le ministère du Travail, de l'Emploi et de la Solidarité sociale. Elles ne contribuent pas au financement du régime.



Sur la base des informations du RPAM, les traitements pharmacologiques spécifiques au TDAH prescrits aux jeunes ont été identifiés. Le tableau A2, placé en annexe, énumère ces médicaments tirés de la liste utilisée dans une étude de l'INESSS (2017c). Pour chaque médicament prescrit (avec ou sans diagnostic de TDAH), une variable binaire mesure chaque traitement pharmacologique obtenu (sans identifier la classe spécifique du médicament, pour une raison d'espace) ; le traitement peut être répété, avec la date de chaque occurrence, lorsque le jeune est assuré par le régime.

Le tableau 5 présente les statistiques pour la médication reliée au TDAH selon le statut d'assuré par le RPAM, par année de naissance et par sexe. Les statistiques indiquent qu'au total, les 398 920 jeunes assurés par le RPAM (50,2 % de l'échantillon) ont reçu 76 700 diagnostics de TDAH au moins une fois, et au moins une fois 62 945 ordonnances de médicaments pour le TDAH. La ventilation des traitements par sexe et selon le statut d'assuré (adhérents, 75 %, ou prestataires, 25 %) révèle des taux nettement plus élevés pour les prestataires. Les filles ont des taux de prescriptions de médicaments sensiblement inférieurs. Les jeunes assurés comme prestataires du RPAM ont des taux de diagnostics TDAH plus élevés que les adhérents, et presque tous les prestataires (garçons et filles) ont aussi des taux de prescriptions de médicaments plus élevés. Les prestataires de la sécurité du revenu (PS) sont totalement assurés (soit 100 % des prescriptions par rapport aux diagnostics) et couverts gratuitement pour les médicaments TDAH. Les adhérents assument partiellement le coût des médicaments TDAH prescrits ou des autres types de médicaments.

## 2.5 Prise de médicaments en lien avec le TDAH par âge des assurés par le RPAM

Dans ses documents de recherche sur le TDAH, une des préoccupations de l'INESSS était l'intensité de la prise de médicaments TDAH par les jeunes. Cependant, les ordonnances de médicaments en lien avec le TDAH n'y sont pas présentées par âge exact et cohortes uniques. Le tableau 6 présente le nombre total de prescriptions de médicaments fournis par le RPAM selon le statut d'assuré des jeunes (tous les assurés, adhérents et prestataires) par cohortes de naissances. La liste complète des médicaments visés se trouve dans le tableau A2 en annexe. Les patrons sont exactement les mêmes que pour les diagnostics. Les prescriptions remplies de psychostimulants TDAH pour tous les assurés, de tous les âges et de toutes les cohortes, pour la période 2000-2018, sont au nombre de 3,4 millions (2,5 millions pour les adhérents et 900 000 pour les prestataires). Les nombres d'unités de médicaments augmentent avec l'âge, comme on peut s'y attendre, mais également avec la cohorte de naissances. Les sommets d'unités prescrites sont atteints de 10 à 14 ans (environ 40 000 à 45 000 en moyenne).

**Tableau 4 : Nombre (N) de jeunes, de garçons et de filles et pourcentages des diagnostics de TDAH, selon l'année de naissance et le statut d'assuré**

Année	Tous				Filles				Garçons			
	TDAH=>1		TDAH=>2		TDAH=>3		TDAH=>1		TDAH=>2		TDAH=>3	
	N	%	%	%	N	%	%	%	N	%	%	%
<b>Adhérents au régime public d'assurance médicaments (RPAM)</b>												
1996	33 110	15	11	9	16 210	9	6	5	16 895	20	15	13
1997	31 660	16	12	10	15 580	11	8	6	16 080	22	17	14
1998	30 655	18	14	11	15 050	12	9	7	15 605	23	18	15
1999	29 805	19	15	12	14 485	13	10	8	15 320	25	19	16
2000	30 055	20	15	13	14 610	14	10	8	15 450	25	20	17
2001	29 845	21	16	13	14 685	15	11	9	15 160	26	21	18
2002	28 970	20	16	13	14 230	14	10	9	14 740	26	21	18
2003	28 290	20	15	13	13 900	14	10	8	14 390	25	20	17
2004	27 560	19	15	12	13 510	13	9	8	14 050	25	20	16
2005	27 970	17	13	11	13 635	12	9	7	14 335	22	17	15
<b>Prestataires de la sécurité du revenu au régime public d'assurance médicaments (RPAM)</b>												
1996	13 775	19	14	12	6 665	12	9	7	7 110	25	19	16
1997	12 395	20	15	12	5 990	14	10	8	6 405	26	20	17
1998	11 460	21	16	13	5 560	14	10	9	5 895	27	21	18
1999	10 580	22	17	14	5 215	16	12	9	5 370	27	21	19
2000	10 055	24	18	15	4 915	18	13	11	5 140	29	23	19
2001	9 445	23	18	15	4 595	17	13	10	4 850	30	23	20
2002	8 780	25	19	17	4 180	17	13	11	4 600	32	25	21
2003	8 405	23	18	15	4 050	16	12	10	4 355	30	24	20
2004	8 110	23	18	15	3 935	16	12	10	4 170	30	24	20
2005	7 995	21	16	14	3 930	16	12	10	4 060	27	21	17
<b>Régime privé d'assurance médicaments</b>												
1996	40 855	13	9	8	20 100	8	6	4	20 755	17	13	10
1997	38 595	14	11	9	18 815	10	7	6	19 780	18	14	12
1998	37 295	15	12	10	18 360	10	8	6	18 935	20	16	14
1999	37 180	17	13	11	18 295	12	9	7	18 885	22	18	15
2000	36 320	18	14	12	17 665	13	10	8	18 655	23	18	15
2001	38 840	19	15	12	18 945	13	10	8	19 895	24	19	16
2002	38 975	18	14	12	19 105	12	9	8	19 870	24	19	17
2003	41 090	18	14	12	20 155	13	10	8	20 935	24	19	16
2004	42 155	18	14	12	20 535	12	9	8	21 620	23	18	15
2005	44 240	17	13	11	21 695	11	8	7	22 550	22	17	15

Source : Calculs des auteurs à partir du fichier général des jeunes sélectionnés, des actes médicaux avec diagnostics TDAH de la RAMQ et du RPAM.

**Tableau 5 : Nombre de jeunes, de filles et de garçons avec assurance médicaments (RPAM) de la RAMQ, prévalence du TDAH et prévalence des prescriptions de médicaments (MED) TDAH en pourcentages, selon le statut d'assuré, l'année de naissance et le sexe**

Année	N	TDAH %	TDAH	MED	MED %	N	TDAH %	TDAH	MED	MED %	N	TDAH %	TDAH	MED	MED %
<b>Tous RPAM-RAMQ</b>					<b>Filles RPAM-RAMQ</b>					<b>Garçons RPAM-RAMQ</b>					
1996	46 885	16	7 465	6 150	13	22 880	10	2 300	1 875	8	24 005	22	5 165	4 275	18
1997	44 055	17	7 645	6 220	14	21 570	12	2 500	2 010	9	22 480	23	5 145	4 210	19
1998	42 110	19	7 820	6 405	15	20 610	13	2 665	2 140	10	21 500	24	5 155	4 265	20
1999	40 385	20	8 000	6 465	16	19 695	14	2 760	2 165	11	20 690	25	5 240	4 300	21
2000	40 115	21	8 260	6 630	17	19 525	15	2 925	2 340	12	20 590	26	5 335	4 290	21
2001	39 290	21	8 385	6 720	17	19 280	15	2 945	2 340	12	20 015	27	5 440	4 380	22
2002	37 750	21	7 940	6 520	17	18 410	15	2 680	2 170	12	19 340	27	5 265	4 350	22
2003	36 695	21	7 525	6 220	17	17 950	14	2 550	2 050	11	18 750	27	4 975	4 170	22
2004	35 670	20	7 080	5 950	17	17 445	14	2 380	1 975	11	18 220	26	4 700	3 975	22
2005	35 965	18	6 580	5 665	16	17 565	13	2 315	1 895	11	18 395	23	4 270	3 775	21
<b>Total</b>	<b>398 920</b>	<b>19,2</b>	<b>76 700</b>	<b>62 945</b>	<b>15,8</b>	<b>194 930</b>	<b>13,3</b>	<b>26 020</b>	<b>20 960</b>	<b>10,8</b>	<b>203 985</b>	<b>24,8</b>	<b>50 690</b>	<b>41 990</b>	<b>20,6</b>
<b>Tous Adhérents RPAM-RAMQ</b>					<b>Filles Adhérents au RPAM-RAMQ</b>					<b>Garçons Adhérents au RPAM-RAMQ</b>					
1996	33 110	15	4 885	3 630	11	16 210	9	1 510	1 085	7	16 895	20	3 375	2 545	15
1997	31 660	16	5 150	3 845	12	15 580	11	1 650	1 215	8	16 080	22	3 500	2 630	16
1998	30 655	18	5 455	4 115	13	15 050	12	1 870	1 345	9	15 605	23	3 585	2 765	18
1999	29 805	19	5 715	4 240	14	14 485	13	1 925	1 360	9	15 320	25	3 790	2 880	19
2000	30 055	20	5 870	4 410	15	14 610	14	2 035	1 515	10	15 450	25	3 835	2 895	19
2001	29 845	21	6 185	4 585	15	14 685	15	2 185	1 590	11	15 160	26	4 000	2 995	20
2002	28 970	20	5 770	4 410	15	14 230	14	1 965	1 460	10	14 740	26	3 805	2 950	20
2003	28 290	20	5 550	4 250	15	13 900	14	1 900	1 365	10	14 390	25	3 650	2 880	20
2004	27 560	19	5 200	4 130	15	13 510	13	1 740	1 340	10	14 050	25	3 460	2 785	20
2005	27 970	17	4 870	3 950	14	13 635	12	1 685	1 280	9	14 335	22	3 180	2 665	19
<b>Total</b>	<b>297 920</b>	<b>18,3</b>	<b>54 650</b>	<b>41 565</b>	<b>14</b>	<b>145 895</b>	<b>12,7</b>	<b>18 465</b>	<b>13 555</b>	<b>9,3</b>	<b>152 025</b>	<b>23,8</b>	<b>36 180</b>	<b>27 990</b>	<b>18,4</b>
<b>Tous Prestataires du RPAM-RAMQ</b>					<b>Filles Prestataires du RPAM-RAMQ</b>					<b>Garçons Prestataires du RPAM-RAMQ</b>					
1996	13 775	19	2 580	2 520	18	6 665	12	790	795	12	7 110	25	1 790	1 730	24
1997	12 395	20	2 495	2 375	19	5 990	14	850	795	13	6 405	26	1 645	1 580	25
1998	11 460	21	2 365	2 295	20	5 560	14	800	795	14	5 895	27	1 565	1 500	25
1999	10 580	22	2 285	2 225	21	5 215	16	835	805	15	5 370	27	1 450	1 420	26
2000	10 055	24	2 390	2 225	22	4 915	18	890	825	17	5 140	29	1 495	1 395	27
2001	9 445	23	2 200	2 135	23	4 595	17	760	750	16	4 850	30	1 440	1 385	29
2002	8 780	25	2 170	2 110	24	4 180	17	715	710	17	4 600	32	1 455	1 400	30
2003	8 405	23	1 975	1 970	23	4 050	16	655	685	17	4 355	30	1 320	1 290	30
2004	8 110	23	1 880	1 820	22	3 935	16	640	630	16	4 170	30	1 240	1 190	28
2005	7 995	21	1 715	1 720	21	3 930	16	630	610	16	4 060	27	1 085	1 105	27
<b>Total</b>	<b>101 000</b>	<b>21,8</b>	<b>22 055</b>	<b>21 395</b>	<b>21,2</b>	<b>49 035</b>	<b>15,4</b>	<b>7 565</b>	<b>7400</b>	<b>15,1</b>	<b>51 955</b>	<b>27,9</b>	<b>14 485</b>	<b>13 995</b>	<b>26,9</b>

Source : Calculs des auteurs à partir du fichier général des jeunes sélectionnés, des actes médicaux avec diagnostics TDAH de la RAMQ et du RPAM.

**Tableau 6 : Nombre de prescriptions pour TDAH selon l'âge par année de naissance et le statut d'assuré au RPAM**

Âge	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	Total
Tous les jeunes assurés au RPAM																
1996	235	1 235	4 410	10 615	15 310	18 270	22 575	25 025	27 550	29 210	30 135	29 780	28 275	25 815	11 280	279 720
1997	305	1 460	4 890	10 955	14 770	19 460	24 070	27 245	28 950	30 980	32 630	32 715	30 615	27 495	12 545	299 085
1998	395	1 745	4 815	9 955	15 935	22 715	26 965	31 050	33 175	34 495	35 670	35 965	34 435	31 960	15 705	334 980
1999	395	1 640	4 610	10 955	17 955	24 585	30 355	35 030	35 890	36 695	37 890	37 755	36 530	34 280	15 330	359 895
2000	255	1 330	4 520	11 555	20 070	27 480	33 165	36 390	37 715	39 355	40 385	41 885	40 825	36 050	15 995	386 975
2001	435	1 660	5 290	13 330	21 475	28 615	33 530	38 180	40 550	41 900	43 810	44 360	41 640	37 200	-	391 975
2002	345	1 600	5 395	13 615	23 050	31 270	37 295	41 535	43 045	45 145	48 410	47 555	42 175	-	-	380 435
2003	335	1 810	6 070	15 405	23 865	31 615	37 300	41 500	45 315	47 930	48 515	47 005	-	-	-	346 665
2004	355	1 860	6 640	15 180	24 975	34 170	41 420	45 890	48 375	49 660	49 170	-	-	-	-	317 695
2005	410	2 110	7 010	16 810	27 840	37 145	43 735	48 570	49 775	49 285	-	-	-	-	-	282 690
<b>Total</b>	<b>3465</b>	<b>16 450</b>	<b>53 650</b>	<b>128 375</b>	<b>205 245</b>	<b>275 325</b>	<b>330 410</b>	<b>370 415</b>	<b>390 340</b>	<b>404 655</b>	<b>366 615</b>	<b>317 020</b>	<b>254 495</b>	<b>192 800</b>	<b>70 855</b>	<b>3 380 115</b>
Jeunes Adhérents au RPAM																
1996	105	560	2 435	6 480	9 770	12 380	15 770	17 945	20 155	21 885	23 270	23 380	22 950	21 200	9 280	207 565
1997	155	875	2 985	7 060	9 920	13 540	17 240	19 835	21 655	23 975	25 170	25 480	24 405	22 580	10 075	224 950
1998	200	910	2 770	5 955	10 220	15 370	19 090	22 615	24 750	25 615	26 735	27 120	26 520	24 825	12 425	245 120
1999	205	880	2 650	6 950	12 030	16 920	21 680	25 230	25 860	27 240	28 905	29 320	28 815	27 965	12 395	267 045
2000	100	730	2 680	7 305	13 295	18 810	23 125	25 560	26 980	28 745	30 125	32 440	31 710	28 505	12 980	283 090
2001	235	910	3 105	8 355	14 500	19 895	23 730	28 395	29 880	31 850	34 635	35 130	33 645	30 690	-	294 955
2002	170	885	3 290	8 985	15 730	21 715	26 625	29 825	31 170	33 670	36 740	37 355	33 550	-	-	279 710
2003	205	1 045	3 795	10 125	15 975	22 040	26 570	29 935	32 930	35 890	36 900	36 975	-	-	-	252 385
2004	165	1 020	4 045	9 880	17 040	23 790	28 990	32 480	34 445	36 575	37 145	-	-	-	-	225 575
2005	250	1 215	4 185	10 940	18 560	25 905	31 260	35 570	37 270	38 225	-	-	-	-	-	203 380
<b>Total</b>	<b>1 790</b>	<b>9 030</b>	<b>31 940</b>	<b>82 035</b>	<b>137 040</b>	<b>190 365</b>	<b>234 080</b>	<b>267 390</b>	<b>285 095</b>	<b>303 670</b>	<b>279 625</b>	<b>247 200</b>	<b>201 595</b>	<b>155 765</b>	<b>57 155</b>	<b>2 483 775</b>
Jeunes Prestataires de la sécurité du revenu au RPAM																
1996	130	675	1 975	4 135	5 545	5 885	6 805	7 075	7 400	7 325	6 860	6 395	5 325	4 610	2 000	72 140
1997	150	585	1 900	3 895	4 850	5 920	6 830	7 410	7 295	7 005	7 460	7 240	6 210	4 920	2 470	74 140
1998	195	830	2 050	4 000	5 715	7 345	7 875	8 435	8 420	8 880	8 935	8 850	7 920	7 135	3 280	89 865
1999	190	760	1 955	4 005	5 925	7 665	8 680	9 795	10 035	9 455	8 985	8 435	7 715	6 315	2 935	92 850
2000	155	600	1 840	4 250	6 775	8 670	10 040	10 830	10 735	10 610	10 255	9 445	9 115	7 545	3 015	103 880
2001	205	750	2 185	4 975	6 975	8 725	9 795	9 785	10 670	10 050	9 175	9 230	7 995	6 510	-	97 025
2002	175	715	2 105	4 630	7 320	9 555	10 670	11 710	11 875	11 480	11 670	10 200	8 625	-	-	10 0730
2003	125	770	2 275	5 280	7 890	9 575	10 735	11 565	12 385	12 045	11 615	10 025	-	-	-	94 285
2004	190	840	2 595	5 300	7 935	10 380	12 430	13 410	13 925	13 085	12 025	-	-	-	-	92 115
2005	160	895	2 830	5 870	9 280	11 235	12 475	13 000	12 505	11 060	-	-	-	-	-	79 310
<b>Total</b>	<b>1 675</b>	<b>7 420</b>	<b>21 710</b>	<b>46 340</b>	<b>68 210</b>	<b>84 955</b>	<b>96 335</b>	<b>103 015</b>	<b>105 245</b>	<b>100 995</b>	<b>86 980</b>	<b>69 820</b>	<b>52 905</b>	<b>37 035</b>	<b>13 700</b>	<b>896 340</b>

Source : Calculs des auteurs à partir du fichier général des jeunes sélectionnés, des actes médicaux avec diagnostics TDAH de la RAMQ et du RPAM.

### 3. Méthode(s) et résultats

Les études qui portent sur l'effet relatif d'une date butoir d'âge pour l'entrée à l'école (maternelle ou primaire) sur le TDAH mesuré par un diagnostic médical ou par une médication adoptent différentes stratégies d'estimation. Les approches classiques de la recherche sociale ou médicale appliquée, avec accès à de grandes banques de données administratives, vont de la comparaison simple des enfants distribués par mois de naissance autour de la date butoir (comme présentée dans les tableaux et figures des sections précédentes) à diverses méthodes statistiques plus formelles. En épidémiologie, l'application de la fonction d'efficacité du récepteur (courbe ROC ou « *receiver operating characteristic curve* ») d'un indicateur binaire et les calculs de risque absolu ou relatif sont bien connus. En économie et en médecine quantitative, les applications statistiques plus sophistiquées sont la méthode des différences de différences, les régressions sur discontinuité, les trajectoires temporelles et les effets de traitement avec durée de survie. Les plus traditionnelles sont les régressions par moindres carrés ordinaires (MCO) ou les régressions logistiques avec ou sans variables de contrôle.

#### 3.1 Méthodes

Le tableau A1 de l'annexe A fait état des méthodes utilisées dans certains articles, dont ceux recensés par Holland et Sayal (2019). Les études qui s'appuient sur un large échantillon de données médicales officielles, tant pour les diagnostics TDAH (par les médecins) que pour les médicaments spécifiques (qui, dans certaines, se substituent aux diagnostics), utilisent surtout les estimations statistiques de type MCO ou associées (logistique, de discontinuité). Nous suivons en partie ces approches. Le premier modèle de régression que nous utilisons pour estimer l'effet du mois de naissance sur la probabilité d'un diagnostic de TDAH ou d'une prescription, au moins une fois, d'un médicament pour le TDAH est :

$$(1) \text{Hyper}_i = \alpha_0 + M_{im} + A_{ia} + G_{ig} + \epsilon_i$$

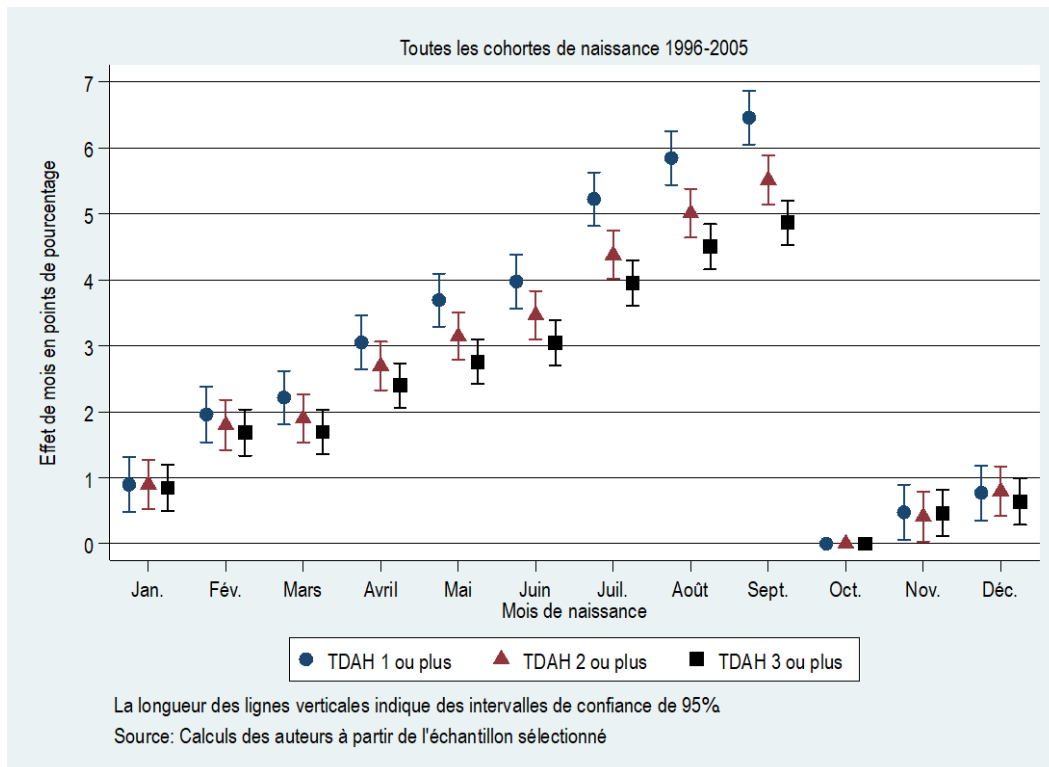
$\text{Hyper}_i$  est la variable indicatrice binaire de diagnostic ou de prescription qui prend une valeur de 1 (oui) ou 0 (non) pour chaque jeune identifié avec l'indice  $i$ .

Dans le cas des diagnostics, la variable binaire  $\text{Hyper}_i$  peut être définie de trois manières : (1) oui si le jeune a reçu au moins un diagnostic de TDAH (peu importe l'âge du diagnostic) ; (2) oui si deux diagnostics ou plus ont été posés ; (3) oui si trois diagnostics ou plus ont été posés.

Pour les médicaments, la variable binaire  $\text{Hyper}_i$  est définie d'une seule façon : elle est égale à un si au moins une prescription liée au TDAH est observée (liste disponible dans le tableau A2 en annexe) et zéro sinon. Les autres variables de la régression sont :  $M$  pour le mois de naissance, avec  $m = 1$  à 12,  $A$  pour l'année de naissance, avec  $a = 1996$  à 2005, et  $G$  pour le sexe, avec la valeur 1 (garçon) ou 0 (fille). Nous déterminons que  $M_{im} = 0$  si  $m$  correspond au mois d'octobre,  $A_{ia} = 0$  si l'année de naissance est 1996,  $G_{ig} = 0$  si le sexe est féminin. Enfin,  $\alpha_0$  est la constante de la régression. On s'attend à un coefficient élevé et statistiquement significatif pour le mois de septembre si l'hypothèse d'une confusion entre symptômes de TDAH et jeune âge en classe est vraie. C'est un modèle de probabilité linéaire. Puisque seules des variables explicatives dichotomiques apparaissent dans ce modèle, les effets estimés sont identiques si l'estimation est faite par probit ou logit, compte tenu du très grand nombre d'observations.

### 3.2 Estimations des effets de mois sur le TDAH

Les figures 3 à 5 présentent les estimations des effets de mois (équation 1). Les coefficients (effets de mois) estimés sont représentés en points de pourcentage avec comme référence le mois d'octobre. Les intervalles de confiance à 95 % sont représentés au moyen de traits verticaux. Pour ces estimations, les microdonnées de toutes les cohortes de naissance sont utilisées. La figure 3 montre les effets de mois sur le diagnostic de TDAH pour chacune des trois définitions (1, 2, 3 diagnostics ou plus). Au total, les données de 794 460 jeunes sont utilisées pour chacune de ces estimations. Puisque le mois d'octobre est la référence pour chaque estimation, ce coefficient est donc fixé à zéro. Ainsi, les autres points de la figure indiquent en points de pourcentage l'effet de naître à un mois donné par rapport à naître au mois d'octobre.



**Figure 3: Estimations par MCO des effets de mois relativement à octobre sur le TDAH (1, 2, 3 ou plus)**

Il apparaît clairement que les effets de mois sont tous statistiquement significatifs à 5 % ou moins<sup>28</sup>. Les écarts-types sont faibles, comme le montrent les intervalles de confiance de 95 % des coefficients de la figure 3. Statistiquement, le mois de septembre présente le plus important effet d'âge relatif sur la probabilité de diagnostic de TDAH, quel que soit la mesure utilisée. Cette différence marquée entre septembre et octobre correspond également à une discontinuité administrative concernant la date d'entrée à l'école. En effet, au Québec, c'est l'âge de l'enfant au 30 septembre qui détermine si l'enfant peut commencer l'école ou non. Ainsi, les enfants nés en septembre et octobre ont une année d'écart en âge, mais seront dans le même niveau scolaire. Il semblerait donc que les enfants les plus jeunes (ceux nés en septembre) ait un taux de TDAH entre 5 et 6,5 points de pourcentage plus élevé.

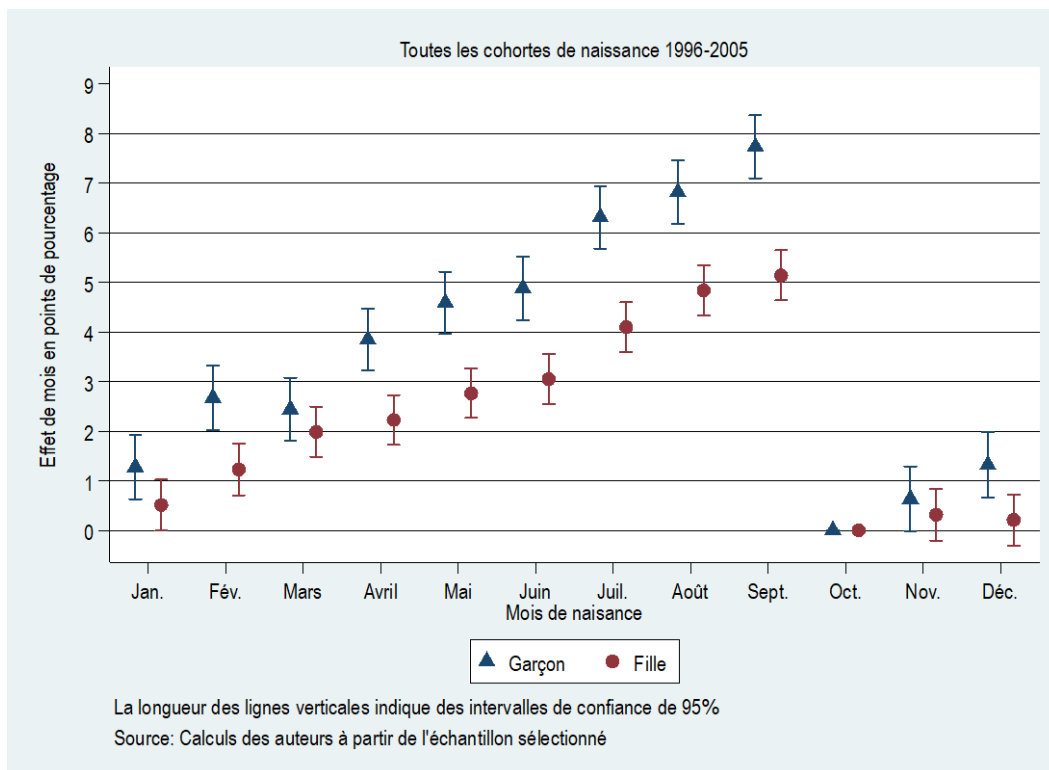
<sup>28</sup> Sur demande, les auteurs peuvent fournir les estimations en format STATA.

Cet écart suggère un accroissement de plus de 40 % des diagnostics chez les plus jeunes relativement aux plus vieux.

On remarque également que la probabilité de diagnostic augmente de manière linéaire entre octobre et septembre, ce qui renforce l'hypothèse que, dans une classe, les enfants plus jeunes ont une probabilité plus élevée de recevoir un diagnostic de TDAH.

On peut légitimement se demander si les enfants plus jeunes sont différents des enfants plus vieux. La réponse courte est non. Ces enfants ne sont autrement pas plus malades que leurs pairs, et aucune autre maladie ne suit cette relation liée à l'âge relatif. Nous y revenons plus en détails dans la section 4.

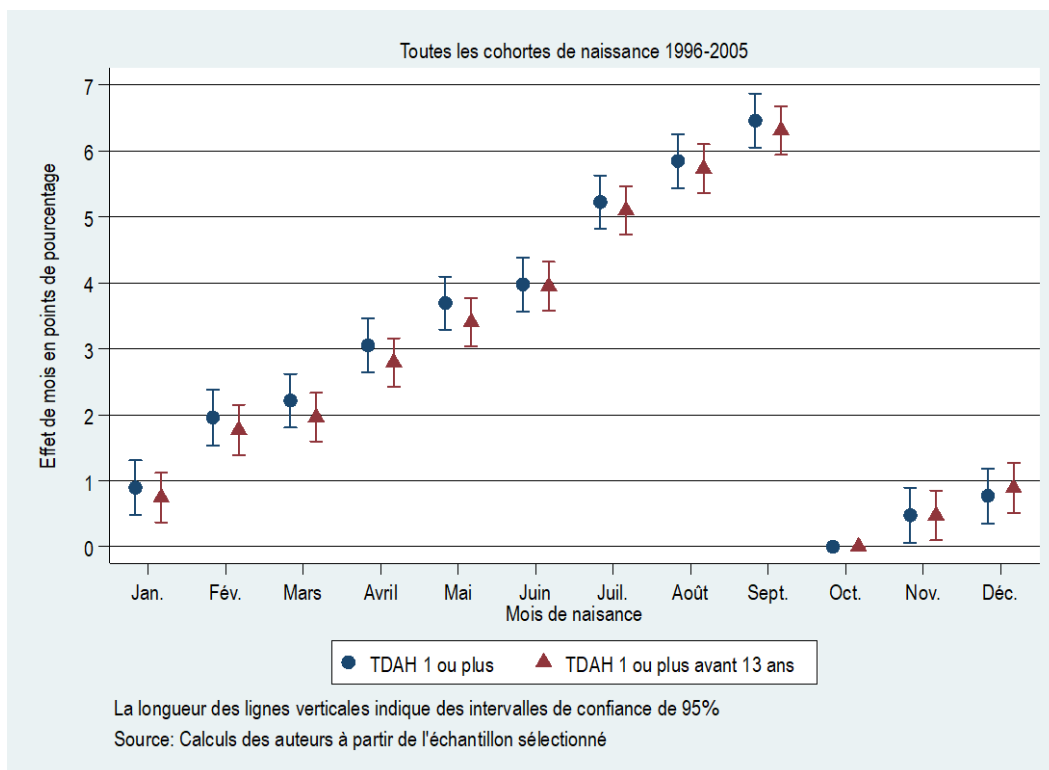
La figure 4 présente les estimations pour les filles et les garçons séparément. La variable dépendante indique si l'enfant a reçu un diagnostic ou plus. Les effets estimés pour les deux groupes suivent la même progression de novembre à septembre que dans la figure 3. La pente de la progression des estimations est plus marquée pour les garçons. Une naissance en octobre plutôt qu'en septembre coïncide avec une baisse de la probabilité d'un diagnostic de TDAH de 8 points de pourcentage pour les garçons et de 5 points pour les filles. On remarque aussi que pour ces dernières, l'intervalle de confiance pour l'effet de mois est statistiquement significatif à un niveau de confiance de 95% seulement à partir du mois de février.



**Figure 4 : Estimations par MCO des effets de mois relativement à octobre sur le TDAH selon le sexe**

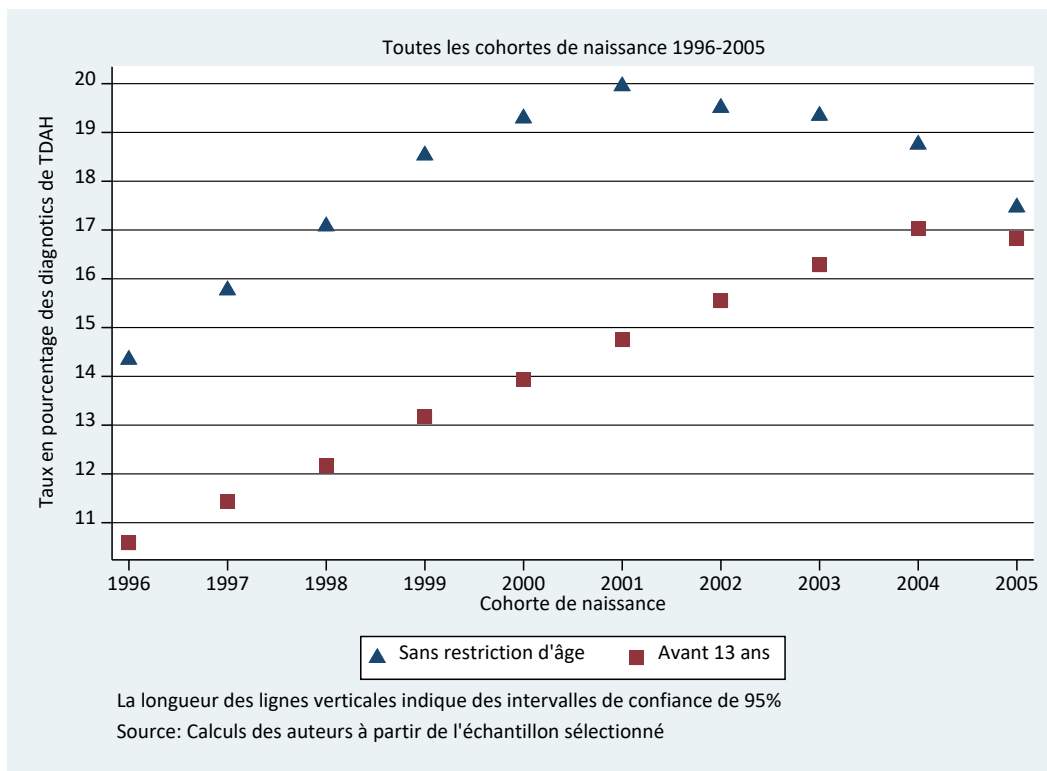
La figure 5 montre les effets de mois associés à chacun des 12 mois de naissance pour deux modèles, l'un avec la variable dépendante qui indique un diagnostic ou plus de TDAH (déjà représentée dans la figure 3), l'autre avec la variable dépendante qui indique au moins un diagnostic de TDAH avant l'âge

de 13 ans. Les estimations révèlent une tendance par mois tout à fait similaire pour les deux estimations, avec encore un effet d'âge relatif pour la date limite de septembre. De plus, les estimations sont pratiquement identiques, ce qui indique que les effets de mois s'estompent avec l'âge des enfants. Ainsi, il n'y aurait pas d'effet de mois sur la probabilité d'un premier diagnostic après 13 ans. Tout se joue au primaire, comme illustré de manière plus précise par les résultats présentés dans les prochaines sections. La figure 6 présente, pour chaque cohorte de naissances, le pourcentage de jeunes avec au moins un diagnostic de TDAH et le pourcentage d'enfants avec un diagnostic avant l'âge de 13 ans. À partir de la plus vieille cohorte, celle de 1996, les pourcentages augmentent à chaque cohorte, se stabilisent en 2001 avec même une légère baisse pour la cohorte la plus tardive, qui comprend des enfants plus jeunes (les plus vieux de la cohorte 2005 ont 12 ans). Lorsqu'on applique une condition d'âge au moment du diagnostic (avoir moins de 13 ans) de façon à rendre plus homogène chaque cohorte par l'âge, il y a aussi une forte hausse de la probabilité (de 10,5 points pour la cohorte de 1996 à 17 points pour celle de 2005), moins marquée toutefois que pour les pourcentages sans restriction d'âge au premier diagnostic (en rouge).



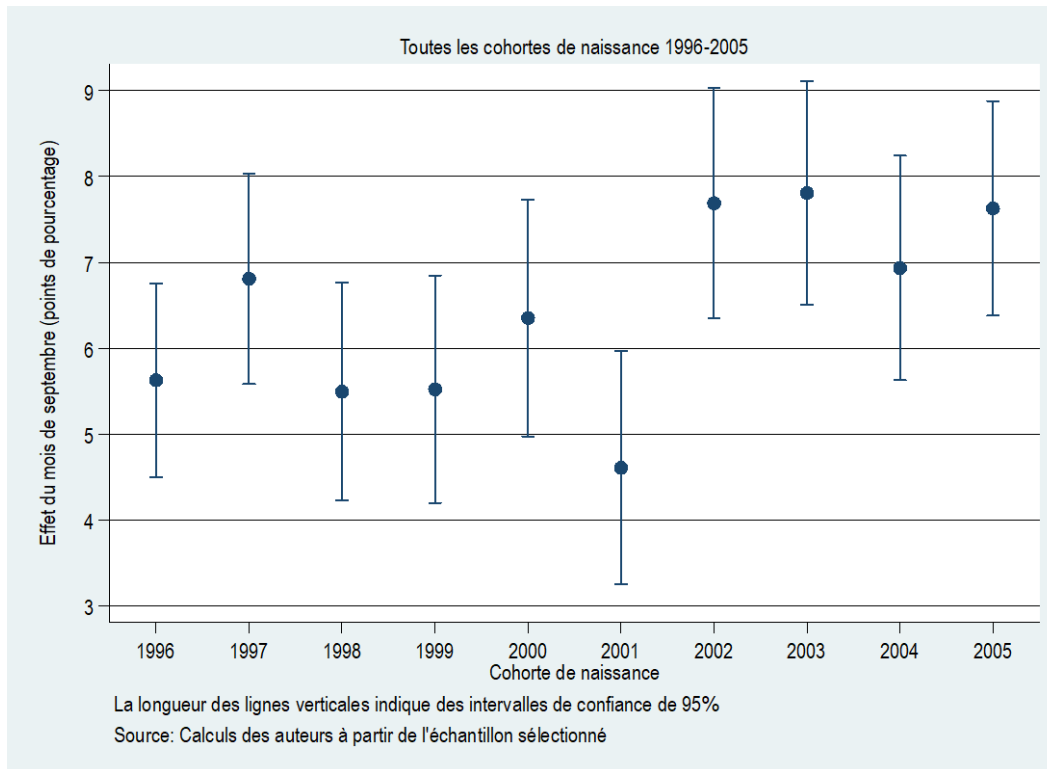
**Figure 5 : Estimations par MCO des effets de mois relativement à octobre sur le TDAH avant 13 ans**





**Figure 6 : Taux de TDAH (1 ou plus) selon l'année de naissance, sans restriction d'âge et avant 13 ans**

La figure 7 montre les différences entre septembre et octobre en pourcentages du taux de TDAH pour chacune des années de naissance des enfants, estimées avec notre modèle de régression. Les résultats de la régression par année avec effet de sexe présentés plus haut sont donc repris dans cette figure, en conservant seulement les effets du mois de septembre par rapport à octobre pour chaque cohorte. De 1996 à 2001, la différence des taux estimés est similaire et saute de quelques points de pourcentage de 2002 à 2005, alors que les cohortes sont en moyenne plus jeunes.

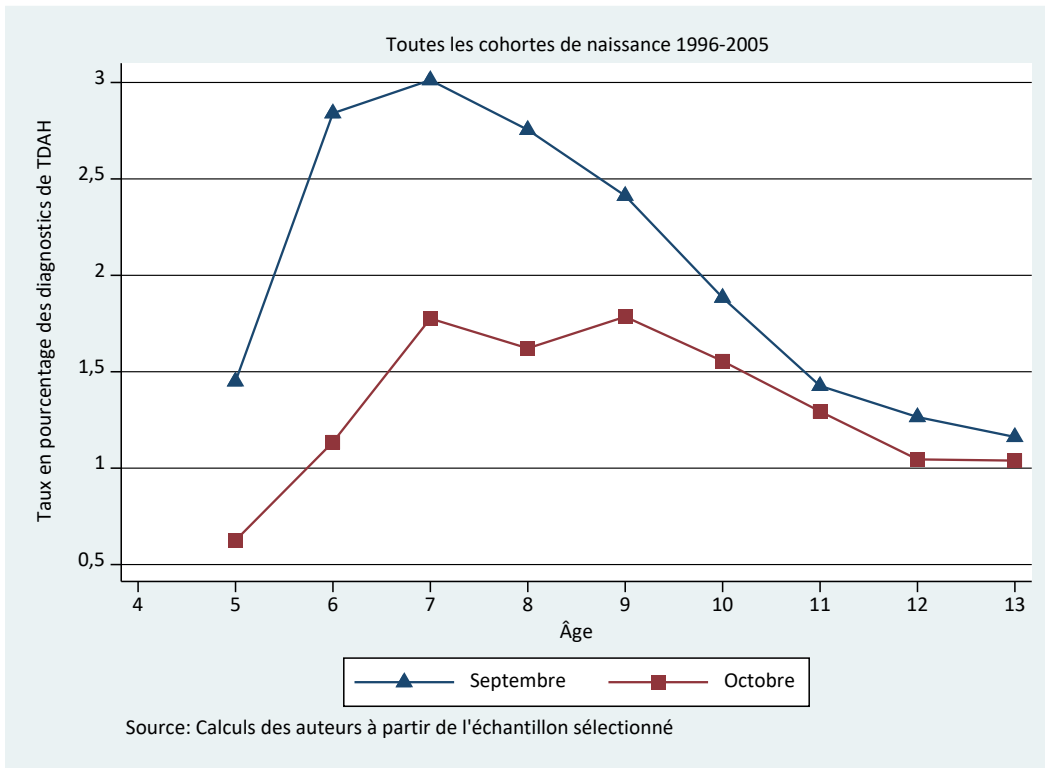


**Figure 7 : Estimation par MCO de l'effet de septembre relativement à octobre pour chaque cohorte**

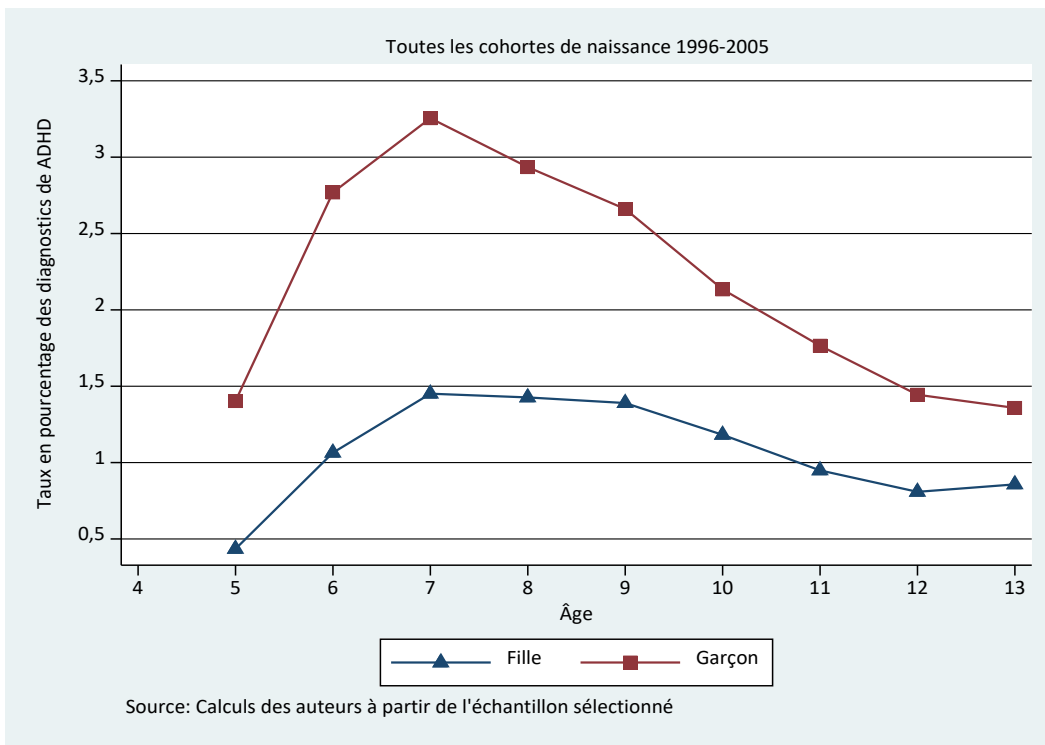
### 3.3 Taux de TDAH selon l'âge

En prélude aux analyses selon l'âge des jeunes, les quatre prochaines figures présentent les taux de diagnostics cumulés de TDAH ou les taux observés, respectivement pour les mois de naissance septembre-octobre et ensuite garçons-filles. Afin de calculer les taux pour chaque âge, le nombre de nouveaux cas (ceux qui n'ont jamais été diagnostiqués plus jeunes) a été divisé par le nombre d'enfants.<sup>29</sup> Les figures 8a-8b montrent les taux en pourcentages par âge. La figure 8a compare les taux pour les enfants nés en septembre et en octobre. La figure 8b compare les garçons et les filles. La limitation de l'âge à moins de 14 ans permet de prendre en compte les 10 cohortes avec le même horizon d'âge (4-13 ans). Pour tous les groupes, le taux augmente relativement fortement de 5 à 7 ans, puis redescend radicalement après 7 ans. Pour les différences entre octobre et septembre, on remarque un maximum à 7 ans, donc durant les premières années du primaire. Dès 10 ans, la différence diminue et à 13 ans, les taux sont pratiquement identiques. Entre garçons et filles, les tendances sont les mêmes, mais avec des taux beaucoup plus élevés pour les garçons. Même à 13 ans, les sexes diffèrent par un point de pourcentage.

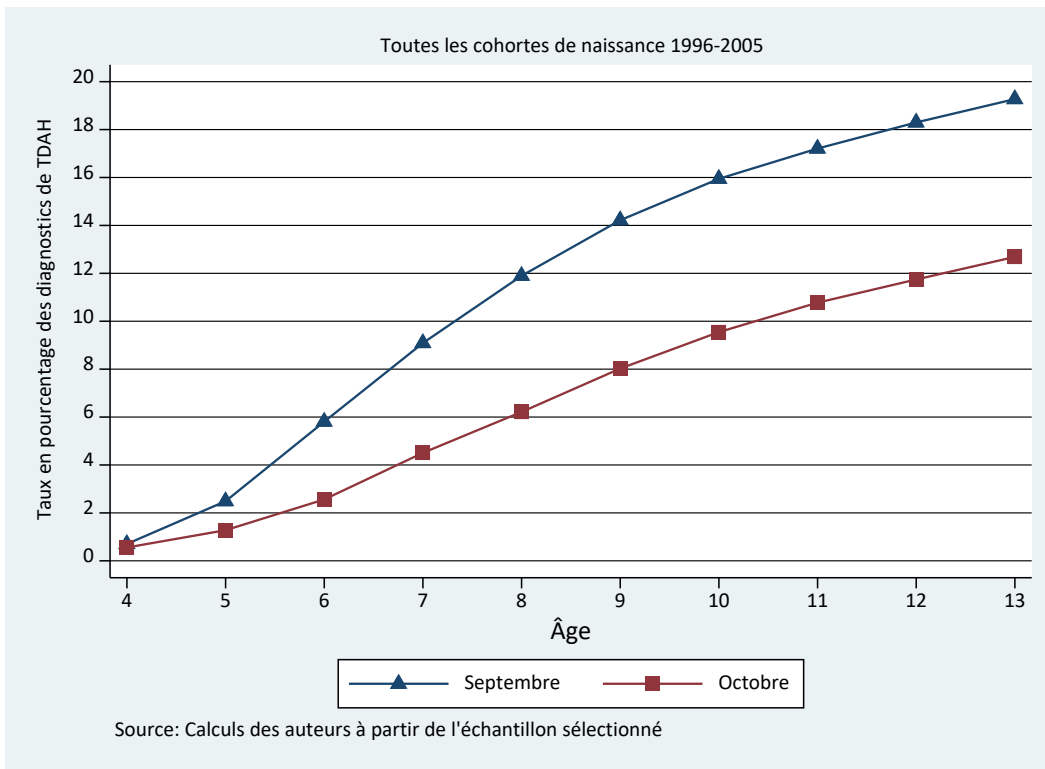
<sup>29</sup> Pour être exact, il aurait fallu diviser par le nombre d'enfants à risque, cependant l'aspect des figures serait demeuré identique.



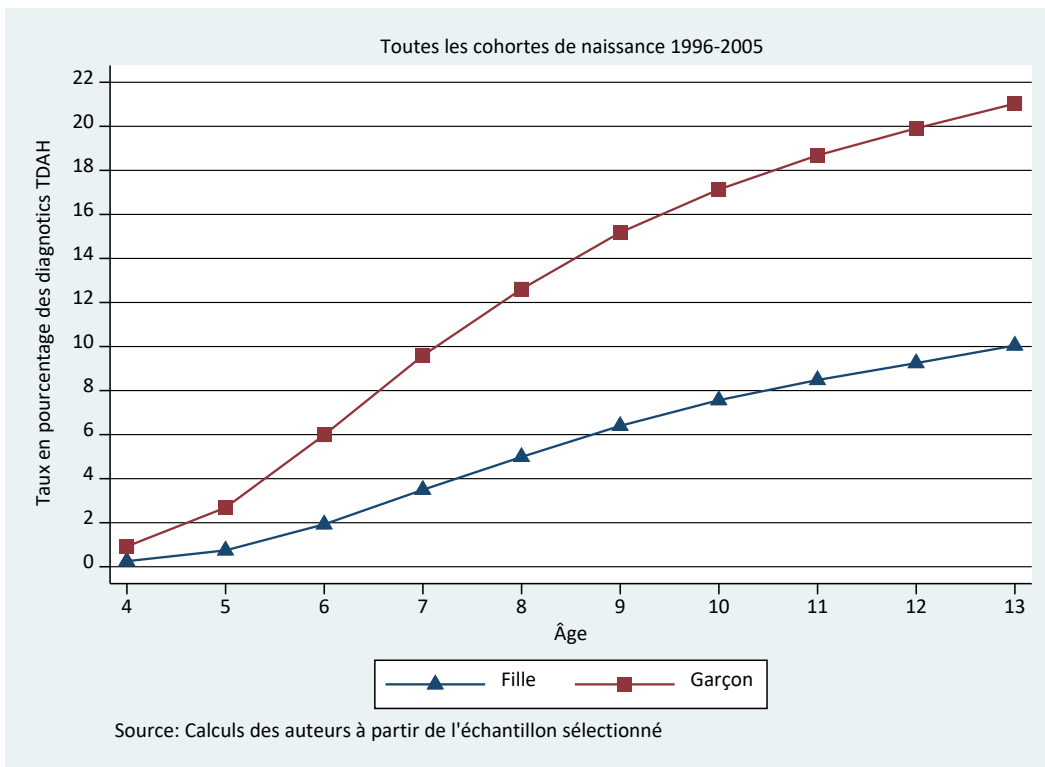
**Figure 8a : Taux de TDAH par âge (4-13 ans) et selon le mois (septembre et octobre)**



**Figure 8b : Taux de TDAH par âge (4-13 ans) et selon le sexe**



**Figure 9a : Taux cumulés de TDAH (1 et plus) par âge (4-13 ans) et selon le mois (septembre et octobre)**



**Figure 9b : Taux cumulés de TDAH (1 et plus) par âge (4-13 ans) et selon le sexe**

Une fois de plus, les résultats présentés dans la figure 8a sont conformes à l'hypothèse d'une confusion entre les comportements qui s'expliquent par la présence de symptômes associés au TDAH et ceux qui sont dus au fait d'être parmi les plus jeunes d'une classe donnée. Cette confusion est plus

forte durant les premières années du primaire, car les différences de comportement entre plus jeunes et plus vieux sont plus marquées et donc plus faciles à observer.

Les figures 9a et 9b montrent les taux cumulés de TDAH pour toutes les cohortes par âge de 4 à 13 ans pour les mêmes catégories que dans les figures 8a et 8b. Il y a une différence d'environ 7 points de pourcentage dans les diagnostics à 13 ans entre septembre et octobre, et un écart calculé d'environ 11 points de pourcentage entre garçons et filles, toujours à 13 ans. Ce dernier croît plus rapidement et atteint un niveau plus élevé que la différence entre septembre et octobre. En outre, les différences entre mois se stabilisent assez rapidement, alors qu'elles progressent constamment entre garçons et filles.

La figure C1 en annexe présente, par âge et pour quelques cohortes sélectionnées de 1996 à 2005, les taux de diagnostics de TDAH, en comparant les enfants nés aux mois de septembre et octobre. Comme dans les figures précédentes qui comparaient septembre et octobre, on remarque des taux considérablement plus élevés en septembre, ainsi qu'une plus forte proportion d'enfants avec un diagnostic précoce en septembre quel que soit la cohorte. L'augmentation des taux avec l'année de naissance est bien visible.

### 3.4 Taux des prescriptions de médicaments TDAH selon l'âge

Les analyses de la section précédente sont ici reconduites pour les médicaments TDAH et confirment les conclusions formulées après l'analyse des diagnostics. Les figures suivantes (10a-10b, 11a-11b) présentent les statistiques réalisées pour les prescriptions de médicaments en lien avec le TDAH. Elles s'appliquent seulement aux jeunes assurés par le RPAM.

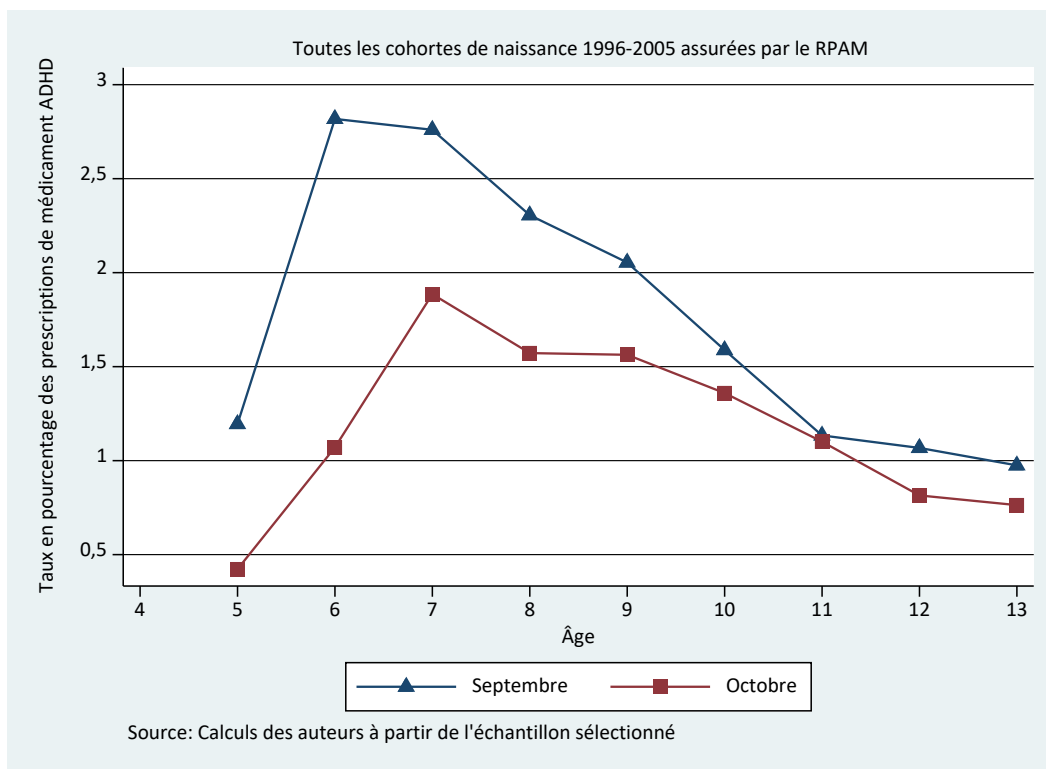
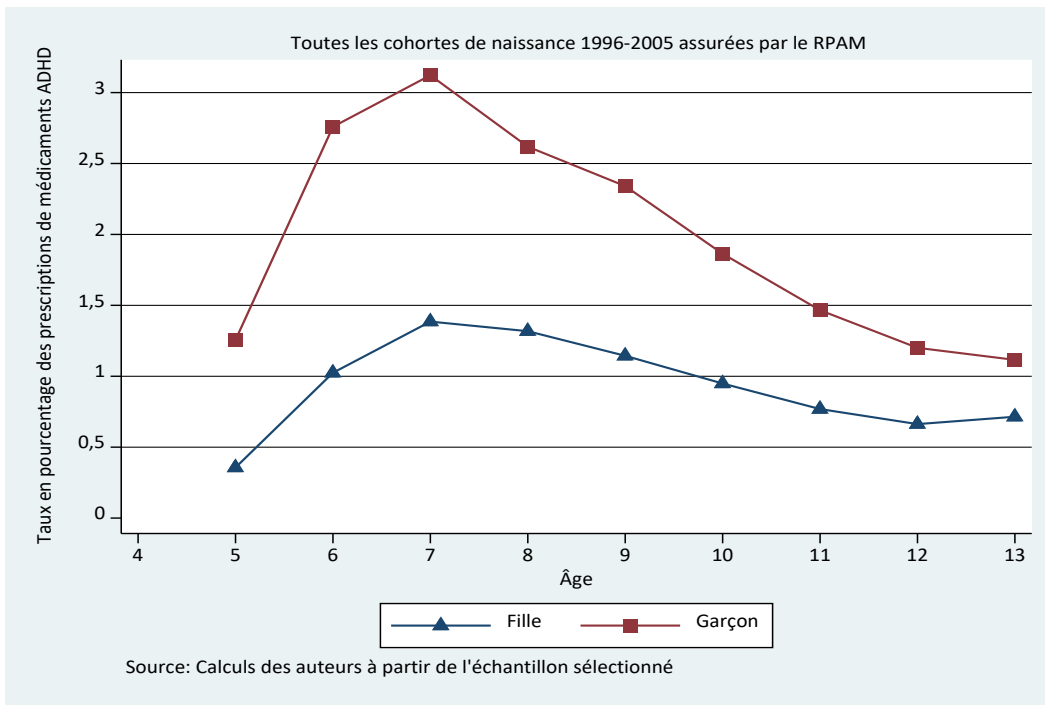
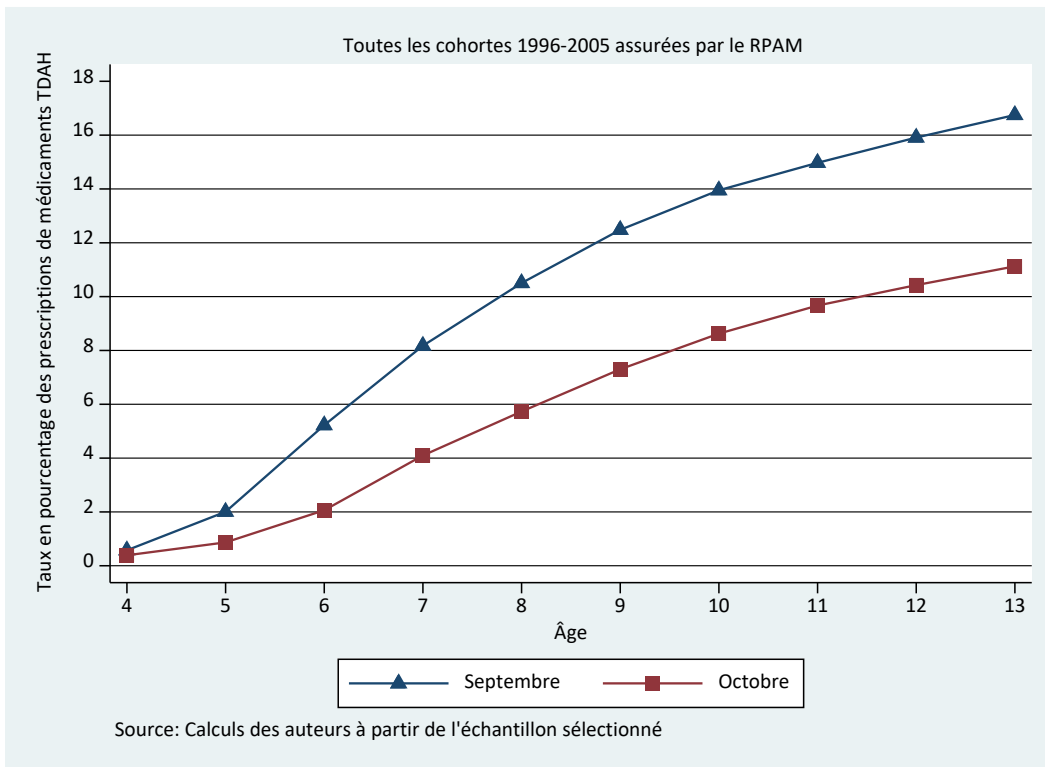


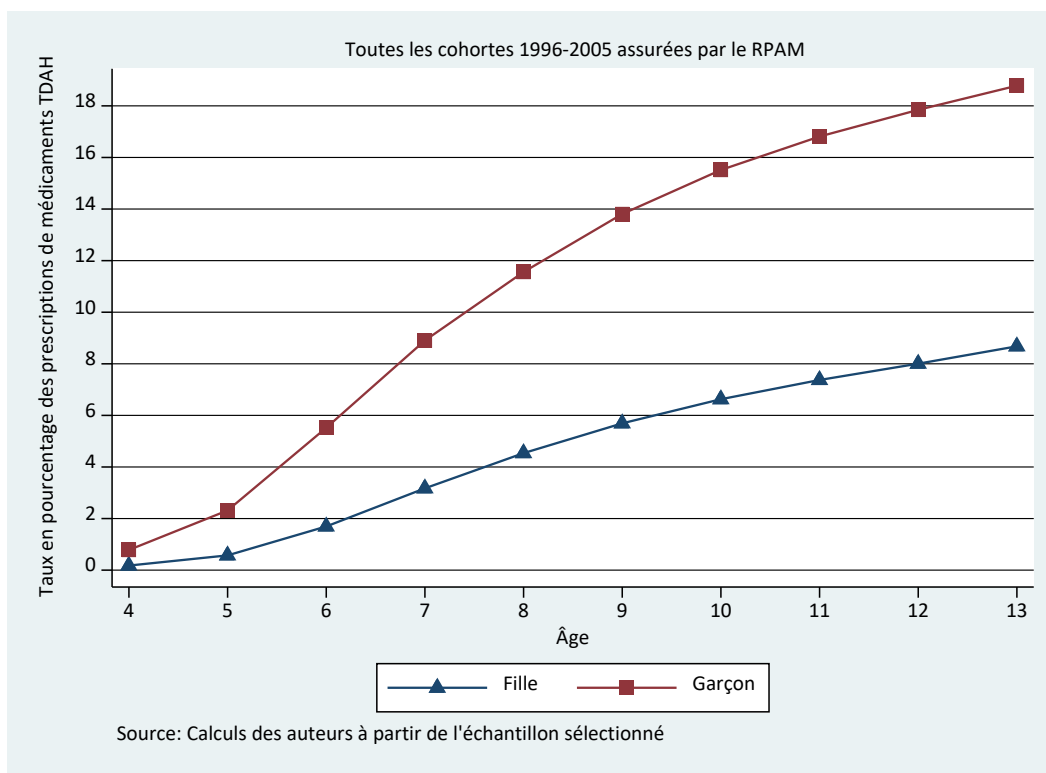
Figure 10a : Taux de médicaments TDAH par âge (4-13 ans) et selon le mois (septembre et octobre)



**Figure 10b : Taux de médicaments TDAH par âge (4-13 ans) et selon le sexe**



**Figure 11a : Taux cumulés de médicaments TDAH par âge (4-13 ans) et selon le mois (septembre et octobre)**



**Figure 11b : Taux cumulés de médicaments TDAH par âge (4-13 ans) et selon le sexe**

La figure C2 en annexe présente, par âge et pour quelques cohortes sélectionnées de 1996 à 2005, les taux de prescriptions de médicaments TDAH, en comparant les enfants nés aux mois de septembre et octobre. Comme dans les figures précédentes qui comparaient septembre et octobre, on remarque des taux considérablement plus élevés en septembre, ainsi qu'une plus forte proportion d'enfants avec un diagnostic précoce en septembre quel que soit la cohorte. L'augmentation des taux avec l'année de naissance est bien visible.

### 3.6 Synthèse diagnostics et médicaments prescrits TDAH selon les mois de naissance

Le tableau 1 (section 2.2) a montré que les taux de TDAH varient sensiblement avec les mois de naissance des jeunes. Les quatre figures suivantes visent à illustrer la dynamique temporelle des taux de diagnostics et de prescriptions de médicament TDAH selon l'âge désagrégé par mois de naissance, en retenant le 30 septembre 2010 comme date de référence pour toutes les cohortes. Chaque cohorte est observée à 5 ans et chacune comprend 12 mois de naissances. Il s'agit d'exploiter ces informations répétées pour toute la population sélectionnée, dont la taille est grande, et de raisonner comme si on suivait ces jeunes élèves qui, on le suppose implicitement, changent chaque année de niveau scolaire.

Par construction, dans la figure 12, l'âge en mois indiqué en abscisse correspond à un mois unique de naissance, tandis que les lignes verticales rouges correspondent à des changements d'âge en années. La ligne verticale en pointillé indique 60 mois, c'est-à-dire un âge de 5 ans en septembre 2010. Les jeunes qui se situent à droite de cette ligne, mais à gauche de la verticale rouge suivante sont plus vieux, mais ont le même âge en années et devraient donc être en majorité au même niveau scolaire. Plus l'âge en mois est élevé, plus il est probable que les jeunes soient à l'école et à un niveau scolaire

supérieure. Les lignes verticales rouges continues indiquent les changements d'âges. Les onze points associés à chaque ligne verticale correspondent au mois de naissance du jeune. La ligne tendancielle reliant les âges en mois, montre une évolution continue selon l'âge lissé. La tendance s'obtient par une régression, soit une approximation polynomiale de quadratique (de degré 2). La régression permet de tracer la courbe de niveau de toutes les cohortes. Les taux de TDAH croissent jusqu'à l'âge de 10 ans environ, avant de se stabiliser. Pour aller au-delà de 150-160 mois, il faudrait pouvoir observer les diagnostics des cohortes plus jeunes pour les années 2019-2025.

Au-delà de la tendance générale positive avec l'âge, il y a une tendance fortement négative à l'intérieur du même groupe d'âge et des sauts dramatiques aux lignes verticales. Ces groupes peuvent toujours être interprétés comme associés à un même niveau scolaire. Dès l'âge de 7 ans, plus les enfants sont jeunes, relativement aux autres dans la classe ou dans le même groupe d'âge, plus les taux de TDAH sont élevés. Ceux qui sont nés juste avant la date butoir (les plus jeunes de leur groupe d'âge) ont un taux de TDAH plus élevé d'au moins 2 points de pourcentage que ceux qui sont nés en octobre, soit juste avant le saut. Les différences de points de pourcentage entre septembre et octobre atteignent 4-5 points pour les groupes âgés de 100 à 150 mois. Une telle différence est substantielle puisque, selon la courbe estimée, le taux de base du TDAH se situe entre 4 et 8 points de pourcentage.

Les tendances négatives à l'intérieur des groupes d'âge sont faibles pour les deux premiers groupes, puis augmentent sensiblement à chaque groupe avant de perdre un peu de vigueur pour le dernier groupe analysé (150 mois). Une explication possible est que la tendance fortement positive pour les groupes plus jeunes – notamment parce que beaucoup d'enfants sont diagnostiqués durant les premières années de scolarité – contrebalance partiellement la tendance négative au sein d'un groupe d'âge.

Comme les jeunes sont nés avec seulement un mois de différence, des disparités dans leur état de santé sous-jacent sont peu vraisemblables (voir la partie 4). Les sauts importants estimés autour des dates butoirs (voir en particulier les figures 3 à 7) et les bonds analogues observés relativement aux mois par groupe d'âge (figures 12 à 15) suggèrent fortement l'existence de surdiagnostics de TDAH. L'absence de sauts notables entre mois de naissance pour les groupes plus jeunes (60-72 mois) renforce l'idée que les ruptures sont induites par le système scolaire et qu'elles ne reflètent pas des différences dans les états de santé sous-jacents.

La figure 13 montre les résultats des mêmes calculs pour les garçons et les filles. Le même patron de tendances négatives dans les groupes d'âge et de sauts positifs autour de la date butoir entre groupes s'observe dans les deux cas. Mais les ruptures sont plus prononcées pour les garçons, qui ont aussi un taux moyen de TDAH plus élevé à tous les âges. Cette observation laisse penser que les garçons sont l'objet de plus de surdiagnostics, ce qui explique en partie pourquoi leur taux moyen de TDAH dépasse celui des filles.

La figure 14 décrit les sauts associés à la date butoir pour les taux de prescriptions de médicaments TDAH. Les taux de base de prescriptions se situent entre 1 et 4,5 points de pourcentage pour les groupes de 100 à 150 mois. Les plus jeunes enfants risquent davantage de recevoir non seulement un diagnostic de TDAH, mais aussi une prescription de psychostimulants. La figure 15 ajoute à la précédente la distinction entre filles et garçons. Les conclusions sont identiques, mais les différences entre plus vieux et plus jeunes sont moins nettes qu'avec les diagnostics parce que le nombre



d'observations par âge en mois est approximativement deux fois plus faible, ce qui augmente substantiellement la variance des proportions estimées.

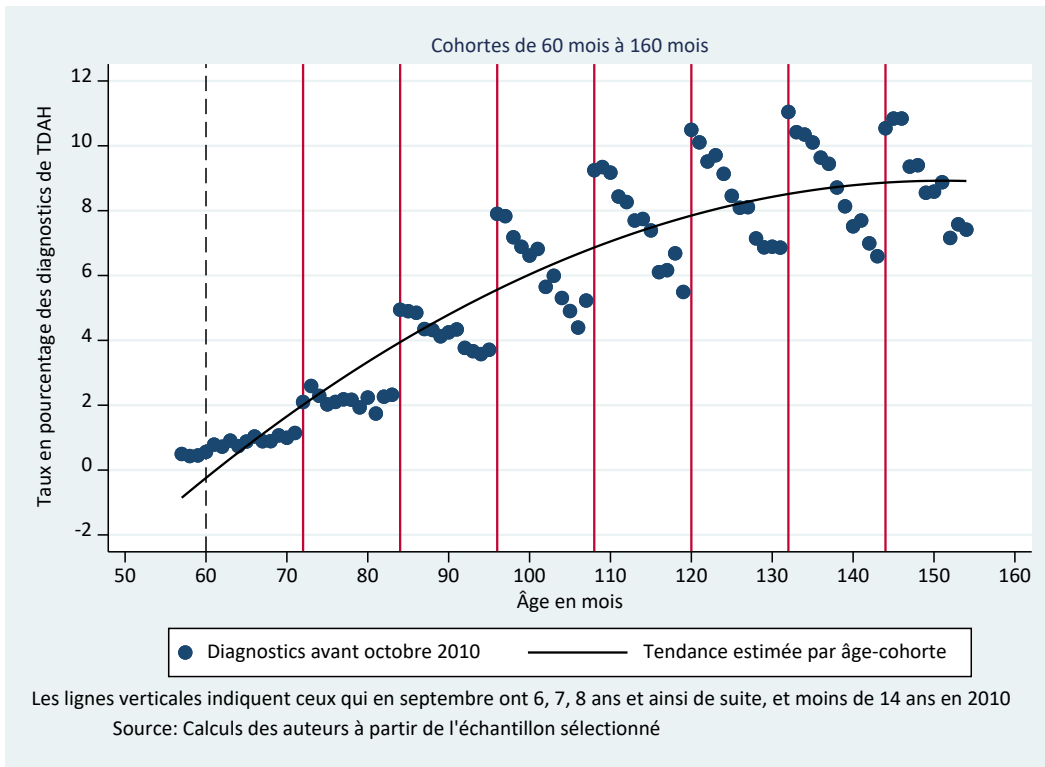


Figure 12 : Estimation par MCO des taux de diagnostics TDAH en septembre 2010 selon l'âge en mois

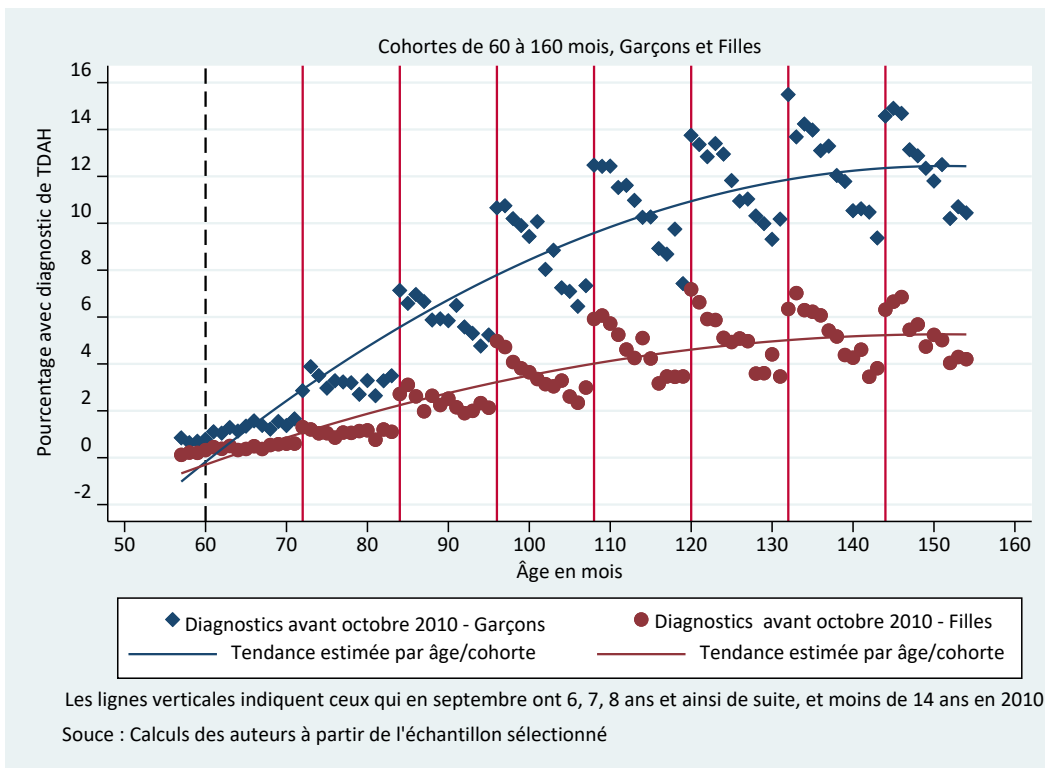


Figure 13 : Estimation par MCO des taux de diagnostics TDAH en septembre 2010 selon l'âge en mois et le sexe

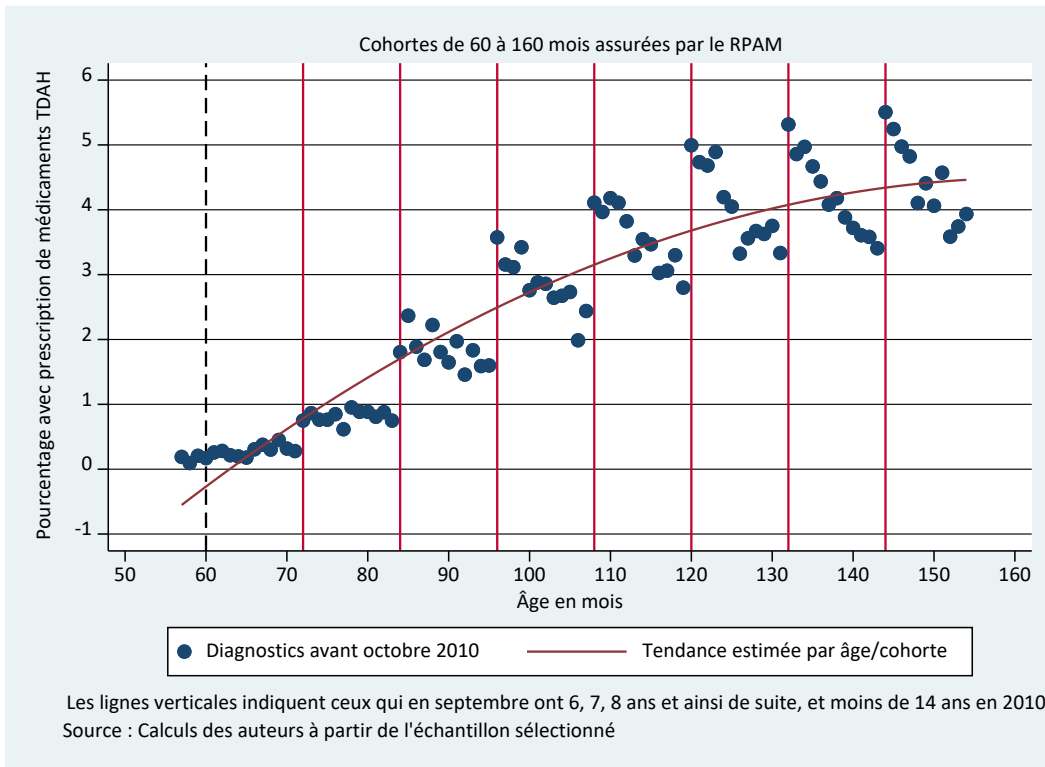


Figure 14 : Estimation par MCO des taux de prescriptions TDAH en septembre 2010 selon l'âge en mois

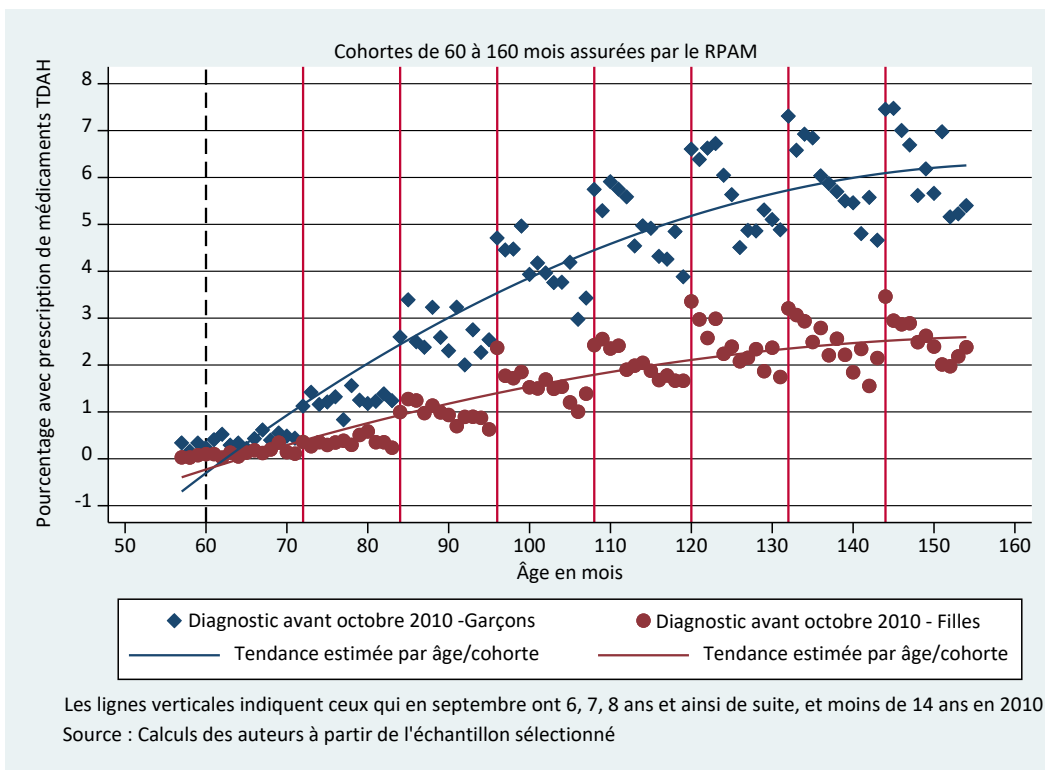


Figure 15 : Estimation par MCO des taux de prescriptions TDAH en septembre 2010 selon l'âge en mois et le sexe

### 3.7 Diagnostics et médicaments TDAH selon les régions sociosanitaires

Dans leurs statistiques descriptives, L'INSPQ et l'INESSS font une courte désagrégation des diagnostics et des médicaments TDAH dans les 18 régions sociosanitaires du Québec (sans qualification des âges). Les variations entre régions vont de 6,9 % à 16,6 % (INSPQ, 2019) ; de 2,8 % (Abitibi-Témiscamingue) à 19,2 % (Montréal), 14,4 % (Montréal) et 9,2 % (Québec) (INESSS, 2017a), L'INSPQ avance que les différences interrégionales pourraient être associées, en partie, à la disponibilité des ressources et des équipements en santé, ainsi qu'aux trajectoires de soins dans les régions qui conduiraient à une sous- ou sur-évaluation des cas de TDAH. Cependant, aucune étude concluante n'a examiné cette possibilité. L'analyse portant sur l'Allemagne de Schwandt et Wuppermann (2016) examine empiriquement les taux de TDAH sur la base de l'offre régionale des services médicaux. Mais le lien entre lieu de résidence et TDAH est plutôt non significatif.

La région sociosanitaire de résidence est un facteur qui peut expliquer en partie les différences entre jeunes face au TDAH, chacune ayant des caractéristiques propres. En outre, il existe des différences dans l'environnement familial, scolaire et dans les milieux de soins de santé en termes d'effectifs médicaux, de spécialités et de pratiques. Les données administratives de la RAMQ ne contiennent pas d'informations qui permettent d'analyser ces aspects. Néanmoins, le fichier des jeunes sélectionnés comporte bien une variable indiquant la région sociosanitaire et le CLSC de chaque jeune au mois de juin de chaque année. Le tableau 7 présente la répartition du nombre de jeunes, de garçons et de filles, par région sociosanitaire, et cette même répartition dans le fichier des assurés du RPAM. Certaines personnes ont changé de résidence au cours de la période, bien qu'une majorité de celles-ci n'aient pas changé de région. Dans le cas où une personne aurait changé de région, nous lui avons imputé la région dans laquelle elle a résidé le plus longtemps.

La figure 16 présente les effets estimés par MCO de la variable indicatrice dichotomique d'un diagnostic de TDAH de l'effet du mois de septembre selon les 18 régions socio-sanitaires pour la totalité des jeunes de l'échantillon (794 465). Il y a une forte dispersion des coefficients en points de pourcentage entre régions : parmi les régions relativement peuplées, l'effet le plus faible est pour la région de Montréal. Les régions 10 (Nord du Québec), 16 (Nunavik) et 18 (Terres-Cries-de-la-Baie-James) sont particulières, car le nombre de jeunes y est proportionnellement très faible pour toutes les variables mesurées dans le tableau 13.

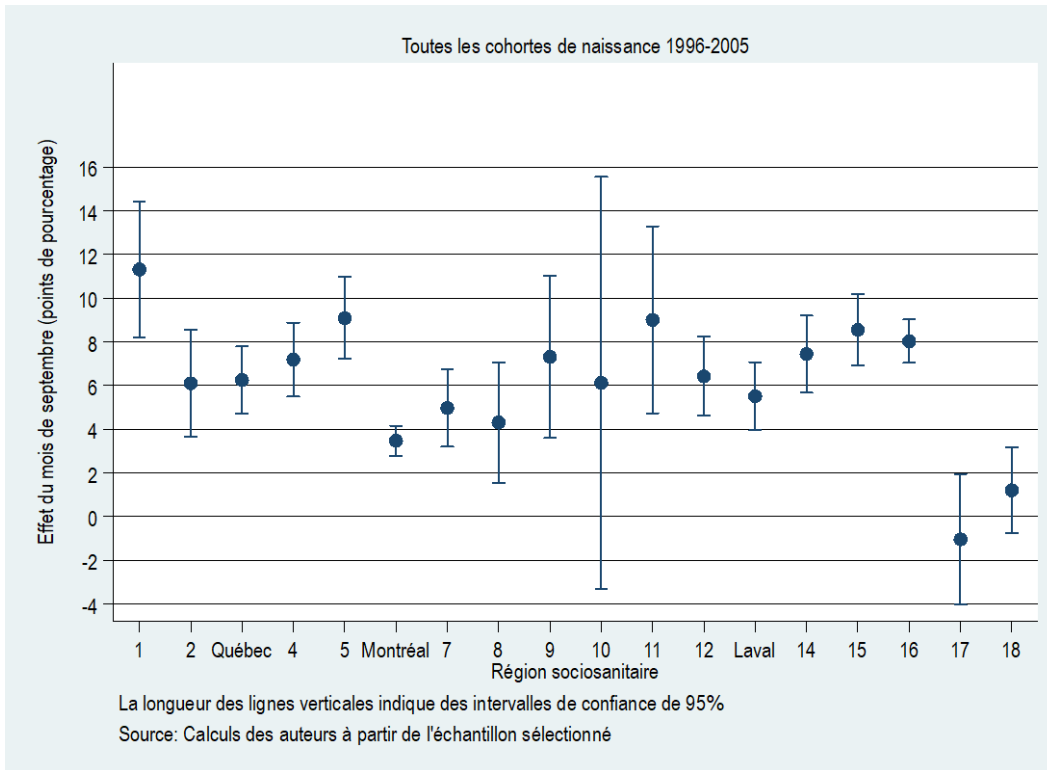
La figure 17 montre les effets estimés des mois de naissance relativement à octobre sur le taux de diagnostic en séparant l'échantillon en deux zones, Montréal et le reste du Québec, tout en excluant les trois régions excentrées peu peuplées. Dans la figure 16, seul l'effet du mois de septembre est présenté, mais pour chaque région, alors que dans la figure 17, les effets de tous les mois sont présentés, mais distribués en seulement deux zones, Montréal et le reste du Québec. La tendance des effets indique une faible hausse des écarts d'octobre à janvier, puis une croissance soutenue qui se traduit par un écart de 4 points de pourcentage en septembre entre Montréal et le reste du Québec. La figure 18 reconduit, pour les prescriptions de médicaments TDAH, les mêmes estimations, qui décrivent les mêmes tendances, avec un écart important entre les deux zones lorsque les naissances se rapprochent de septembre.

**Tableau 7 : Répartition du nombre de jeunes, de garçons et de filles selon les régions sociosanitaires et selon le statut d'assuré au régime public d'assurance médicaments (RPAM)**

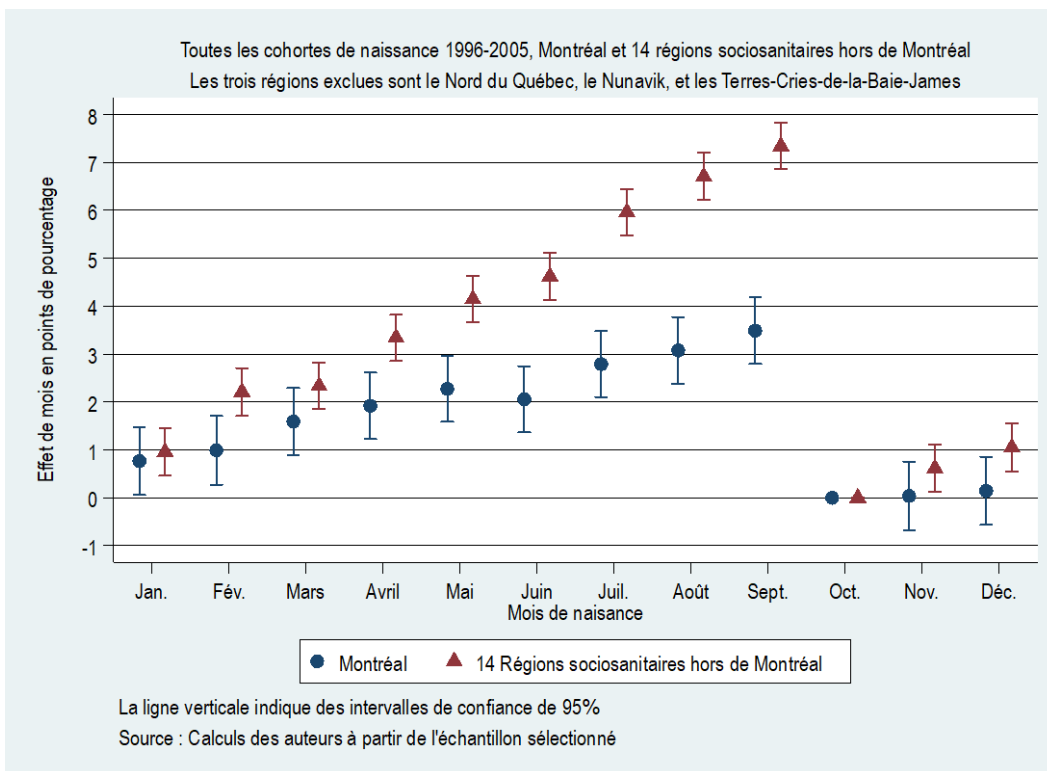
Région sociosanitaire	Tous	%	Garçons	%	Filles	%	MED	%	MED-G	%	MED-F	%
<b>Bas-Saint-Laurent</b>	18 125	0,023	9 350	0,023	8 780	0,023	9 840	0,025	5 080	0,025	4 760	0,024
<b>Saguenay-Lac-Saint-Jean</b>	26 460	0,033	13 480	0,033	12 980	0,033	13 060	0,033	6 670	0,033	6 390	0,033
<b>Capitale-Nationale</b>	60 190	0,076	30 630	0,075	29 560	0,076	23 920	0,060	12 280	0,060	11 640	0,060
<b>Mauricie et Centre-du-Québec</b>	47 140	0,059	24 140	0,059	23 010	0,059	25 940	0,065	13 390	0,066	12 550	0,064
<b>Estrie</b>	46 450	0,058	24 020	0,059	22 430	0,058	25 140	0,063	12 920	0,063	12 220	0,063
<b>Montréal</b>	177 400	0,223	90 640	0,223	86 765	0,223	106 070	0,266	54 260	0,266	51 775	0,266
<b>Outaouais</b>	39 580	0,050	20 240	0,050	19 340	0,050	17 105	0,043	8 690	0,043	8 420	0,043
<b>Abitibi-Témiscamingue</b>	15 850	0,020	8 110	0,020	7 735	0,020	8 170	0,020	4 180	0,020	3 990	0,020
<b>Côte-Nord</b>	10 460	0,013	5 275	0,013	5 180	0,013	4 180	0,010	2 160	0,011	2 020	0,010
<b>Nord-du-Québec</b>	1 620	0,002	800	0,002	820	0,002	760	0,002	360	0,002	400	0,002
<b>Gaspésie-Îles-de-la-Madeleine</b>	8 122	0,010	4 160	0,010	3 960	0,010	4 950	0,012	2 540	0,012	2 410	0,012
<b>Chaudière-Appalaches</b>	41 190	0,052	20 960	0,052	20 230	0,052	18 590	0,047	9 540	0,047	9 050	0,046
<b>Laval</b>	43 990	0,055	22 395	0,055	21 590	0,056	21 680	0,054	11 100	0,054	10 580	0,054
<b>Lanaudière</b>	50 690	0,064	25 960	0,064	24 730	0,064	25 510	0,064	13 130	0,064	12 380	0,064
<b>Laurentides</b>	61 050	0,077	31 130	0,077	29 920	0,077	30 610	0,077	15 630	0,077	14 980	0,077
<b>Montérégie</b>	140 110	0,176	71 420	0,176	68 680	0,177	62 140	0,156	31 390	0,154	30 750	0,158
<b>Nunavik</b>	2 580	0,003	1 340	0,003	1 230	0,003	730	0,002	380	0,002	350	0,002
<b>Terres-Cries-de-la-Baie-James</b>	3 455	0,004	1 810	0,004	1 640	0,004	580	0,001	290	0,001	290	0,001
<b>Observations</b>	794 460	1,000	405 860	1,000	388 600	1,000	398 920	1,000	203 990	1,000	194 930	1,000

Note : Échantillon des jeunes inscrits à la RAMQ avant 5 ans. MED indique les assurés RPAM ; G et F signifient garçons et filles. Les nombres sont arrondis.

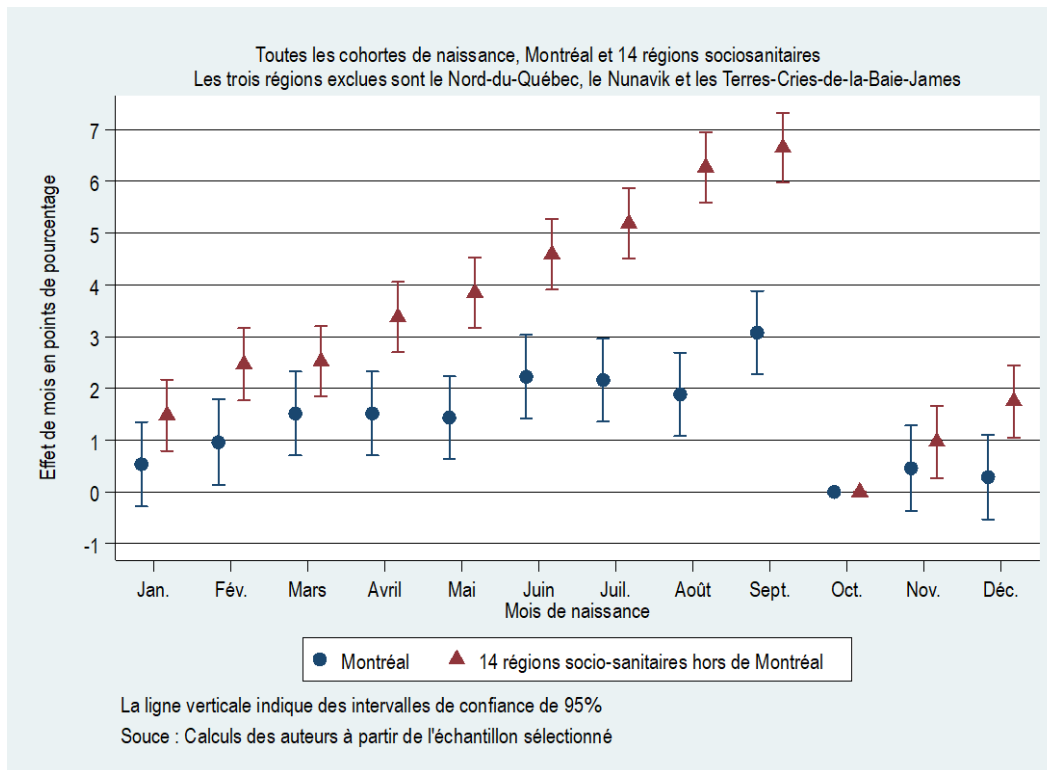
Source: Calculs des auteurs à partir des données de l'échantillon sélectionné.



**Figure 16 : Estimation par MCO de l'effet du mois de septembre sur le TDAH (1 ou plus) selon les 18 régions socio-sanitaires**



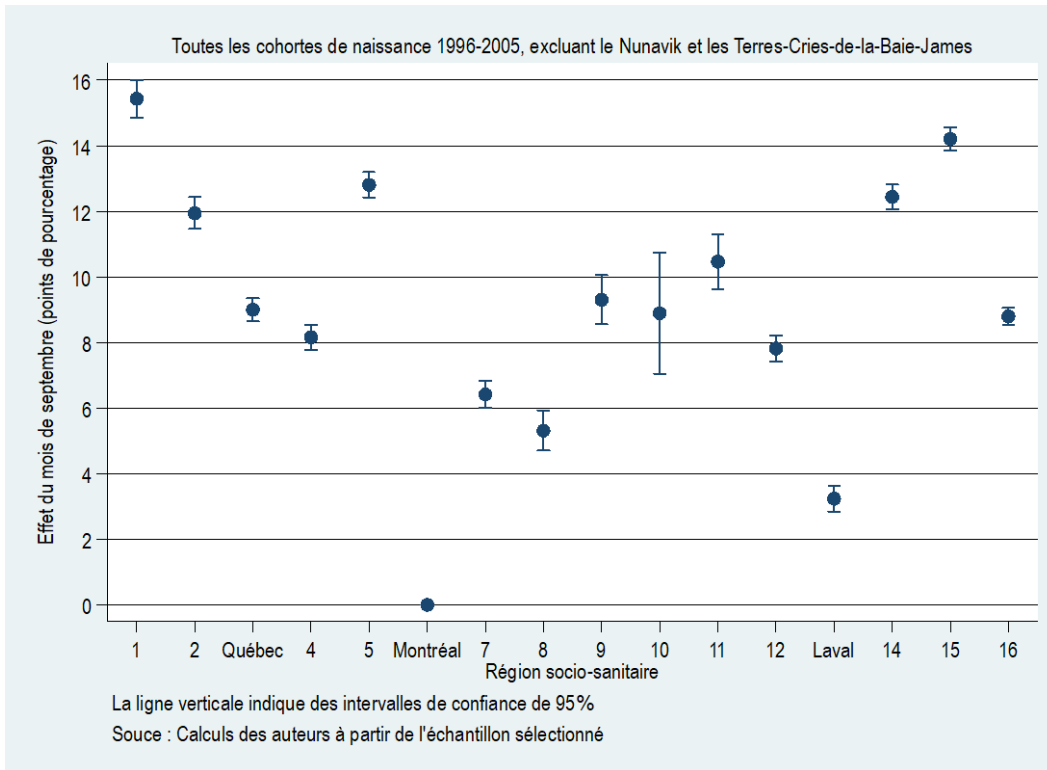
**Figure 17 : Estimations par MCO des effets des mois sur les diagnostics de TDAH (1 ou plus) relativement à octobre, Montréal et hors Montréal**



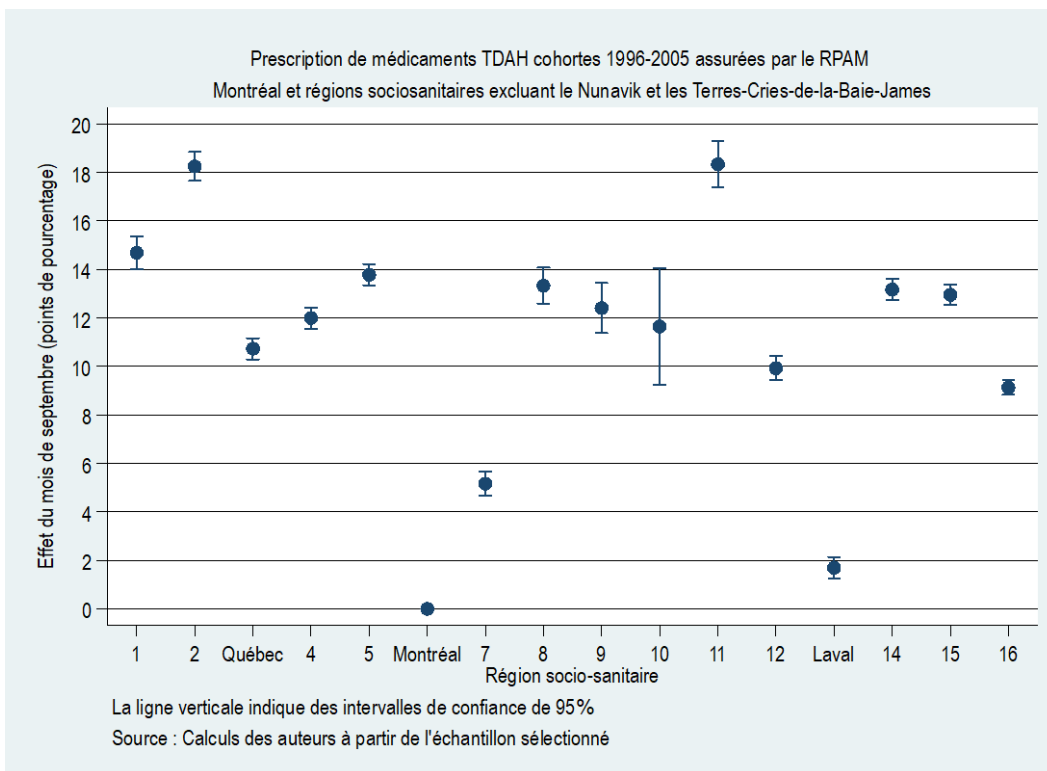
**Figure 18 : Estimations par MCO de l'effet des mois sur les prescriptions de médicaments TDAH relativement à octobre**

Les figures 19 et 20 présentent les résultats d'estimations par MCO des effets des régions sociosanitaires relativement à Montréal (à ne pas confondre avec les effets de mois), qui est la région de référence (coefficient 0), pour les diagnostics et les prescriptions de médicaments TDAH. Sur le plan statistique, il apparaît que toutes les régions identifiées se démarquent de Montréal par plusieurs points de pourcentage, à l'exception de la région de Laval, qui se rapproche de Montréal. La région de la Capitale-Nationale a des taux estimés de 8 à 10 points supérieurs à ceux de Montréal.

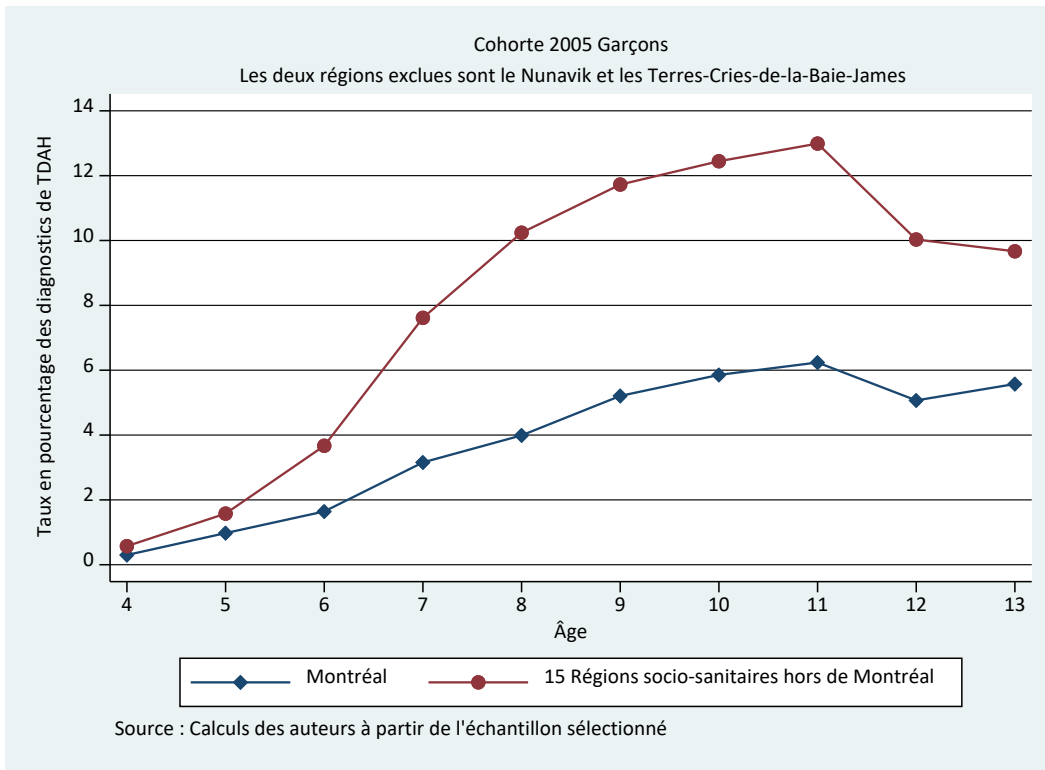
Les figures 21 et 22 montrent, respectivement pour les garçons et les filles de la cohorte 2005, les proportions de diagnostics TDAH par âge (4-13 ans) à Montréal et dans le reste du Québec. On constate toujours un écart entre genres, mais la surprise provient des différences importantes dans les proportions de diagnostics TDAH entre Montréal et les autres régions.



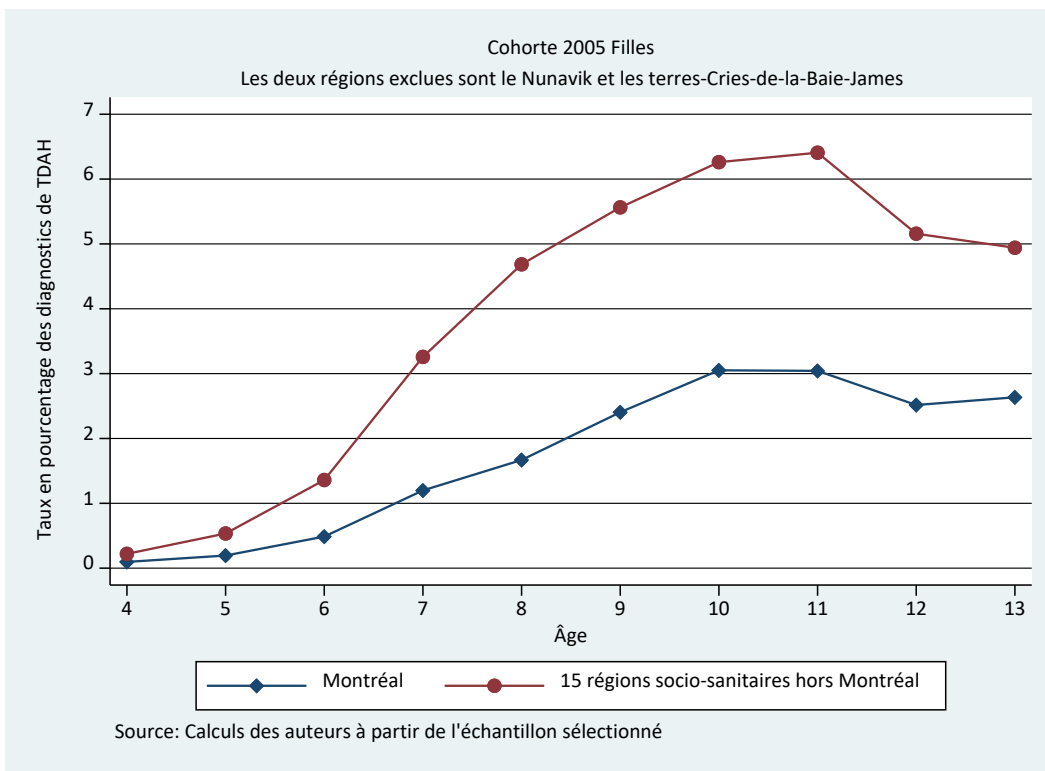
**Figure 19 : Estimation par MCO des effets des régions socio-sanitaires sur les diagnostics de TDAH (1 ou plus) relativement à Montréal**



**Figure 20 : Estimation par MCO des effets des régions socio-sanitaires sur les prescriptions de médicaments TDAH relativement à Montréal**



**Figure 21 : Proportion des garçons recevant un diagnostic de TDAH (1 ou plus) par âge (4-13 ans) pour Montréal et 15 régions sociosanitaires**



**Figure 22 : Proportion des filles recevant un diagnostic de TDAH (1 ou plus) par âge (4-13 ans) pour Montréal et 15 régions sociosanitaires**



### 3.8 Coût des services médicaux et pharmaceutiques

Le tableau 8 compare le coût des services médicaux pour le TDAH et pour d'autres problèmes de santé pour lesquels le nombre d'actes est similaire ; il présente aussi le coût des médicaments. La partie supérieure se déploie en quatre catégories : les diagnostics de TDAH (1 ou plus), les infections respiratoires, les otites et la totalité des actes médicaux facturés à la RAMQ. Les lignes du tableau ventilent les principaux percentiles en dollars courants pour toutes les cohortes de 1996 à 2005 et pour la cohorte la plus jeune, celle de 2005. Le nombre d'actes est consigné, de même que la moyenne par acte et la somme en millions de dollars. Les services médicaux pour le TDAH coûtent à la RAMQ, en moyenne et par acte, respectivement 54 \$ et 62 \$ pour les deux périodes ; en millions de dollars, le total est de 78 (8,3 en 2005) et d'environ quarante millions pour les deux autres conditions médicales. Le TDAH entraîne donc des coûts plus élevés que les problèmes de santé qui lui sont ici comparés. Si on examine tous les actes, dans la dernière colonne, ceux-ci atteignent 44 \$ en moyenne par année sur la période 1996-2005 et 51 \$ pour la cohorte 2005. Pour l'ensemble des actes médicaux, la dépense totale est de 1,6 milliards de dollars (1996-2005) pour environ 35,8 millions d'actes rendus aux jeunes de l'échantillon. La totalité des actes médicaux sans le TDAH (première colonne de la partie inférieure du tableau 13) entraîne des coûts similaires.

Au total, pour tous les services pharmaceutiques, 12,7 millions de prescriptions ont été reconnues pour nos 10 cohortes et payées par le RPAM (dont 42 577 pour des non-assurés de l'échantillon et 11 015 sans diagnostic associé, ce qui est marginal). Parmi ces prescriptions, 3,4 millions concernent des psychostimulants liés au TDAH. La distinction entre adhérents et prestataires donne, pour les premiers, 2,5 millions pour le TDAH et 6,5 millions pour les autres affections, et pour les seconds, 0,9 million pour le TDAH et 2,7 millions pour le reste. De sorte que pour toutes les années et pour les deux groupes (AD et PS), 27 % des médicaments d'ordonnance (3,4 millions d'unités) visaient le traitement du TDAH. Sur la base de ces informations, le coût brut total de ces médicaments pour le RPAM est de 214 millions ou 62,4 \$ par unité, toutes années confondues (64,2 \$ pour les AD et 57,6 \$ pour les PS). La contribution moyenne des assurés est de moins de 1 \$. La variabilité du coût brut selon le type d'assuré n'est que marginale. La durée moyenne d'un traitement, peu importe le statut, est de 23 jours (écart-type de 11 jours, avec une étendue de 1 à 365 jours).

La partie inférieure du tableau 8 décrit de la même manière, en deux colonnes distinctes, les dépenses du RPAM pour les médicaments TDAH et les médicaments non TDAH (fournis aux jeunes assurés par le régime). Pour les cohortes 1996-2005, le coût moyen par médicament TDAH (3,4 millions au total) est de 62 \$ et de 211 millions de dollars au total. Les mêmes statistiques pour les médicaments non TDAH sont de 39 \$ en moyenne (8,7 millions de médicaments) pour une dépense totale de 344 millions pour les cohortes 1996-2005.

**Tableau 8 : Distribution en percentiles et en dollars courants des montants facturés des services médicaux à l'acte selon des diagnostics de santé sélectionnés, toutes les cohortes de naissances et celle de 2005**

Distribution	TDAH (1 ou plus)		Infections respiratoires		Otites		Tous actes médicaux	
	1996-2005	2005	1996-2005	2005	1996-2005	2005	1996-2005	2005
<b>Percentiles</b>	Montant facturé \$		Montant facturé \$		Montant facturé \$		Montant facturé \$	
<b>1%</b>	8	8	7	8	5	5	5	7
<b>5%</b>	9	9	11	10	11	11	8	9
<b>10%</b>	10	10	17	18	15	18	10	10
<b>25%</b>	26	25	31	37	23	27	19	22
<b>50%</b>	42	53	33	40	33	39	33	40
<b>75%</b>	67	75	38	42	38	45	50	58
<b>90%</b>	108	116	42	52	46	56	81	98
<b>95%</b>	133	160	49	57	54	66	112	133
<b>99%</b>	232	261	66	81	78	110	240	257
<b>N</b>	1 445 320	134 605	1 275 300	92 510	1 452 920	115 550	35 782 550	2 626 375
<b>Moyenne \$</b>	53,7	61,5	33,2	38,5	32,5	39	43,7	51,3
<b>Total M \$</b>	77,6	8,3	43,3	3,6	47,2	4,5	1 563,7	134,7
<b>Distribution</b>	Actes médicaux sans TDAH		Médicaments TDAH		Médicaments non TDAH			
	1996-2005	2005	1996-2005	2005	1996-2005	2005		
<b>Percentiles</b>	Montant facturé \$		Montant facturé \$		Montant facturé \$			
<b>1%</b>	5	6,5	5,1	5,1	4,6	4,5		
<b>5%</b>	8	8,6	11	11,3	6	5,9		
<b>10%</b>	10	10,2	14,1	14,6	8,4	9		
<b>25%</b>	18	21,4	22,9	25,9	12,4	13,3		
<b>50%</b>	33	40	60,4	64,9	18,6	21		
<b>75%</b>	49	57,1	93,5	93,2	35,7	37,9		
<b>90%</b>	79	94,7	113,6	113,6	60,7	67		
<b>95%</b>	111	131,1	127,4	121,9	89,1	94,2		
<b>99%</b>	240	256,8	179,6	178,6	236,6	249,6		
<b>N</b>	34 337 230	2 491 770	3 380 150	282 690	8 770 810	482 540		
<b>Moyenne \$</b>	43,3	50,7	62,4	63,4	39,2	38,6		
<b>Total M \$</b>	1 486,8	126,3	210,9	17,9	343,8	18,6		

Note : M signifie moyenne, E.T., écart-type, M, million, et N, nombre de services. Médicaments TDAH pour les assurés du RPAM seulement.

Source : Calculs des auteurs à partir de l'échantillon sélectionné.

#### 4. Analyse de falsification (diagnostics TDAH et autres morbidités)

Le fichier des services médicaux (37 millions d'actes) et les 27 millions de diagnostics associés ouvre la porte à l'examen d'autres conditions de santé potentiellement associées à un effet d'âge ou de mois de naissance (par exemple : rhume des foins, allergies saisonnières) liées à la fréquentation de la maternelle et de l'école (grippe, poux). L'INSPQ (2019) illustre (voir l'indicateur B7 en annexe) les taux de prévalence en pourcentages (standardisés par âge) de 18 maladies concomitantes chez les personnes avec TDAH (n = 240 535) ou sans TDAH (n = 1 937 270), âgées de 1 à 24 ans, au Québec en 2015-2016. Dans la plupart des cas, la proportion de sujets présentant une maladie concomitante est plus importante parmi les personnes avec un TDAH que dans la population générale. Cependant, il n'y a pas de raison de penser qu'elles puissent subir un effet d'âge relatif causé par le mois de naissance lié à l'entrée à l'école. Pour renforcer nos conclusions sur les effets de mois illustrés par les figures précédentes, nous reprenons de façon plus fine les diagnostics et les actes médicaux associés au tableau A3.1 qui sont supérieurs à 100 000 cas pour toutes les années sans sélection. On constate que les principaux diagnostics estimés pour les mois de septembre et octobre (tableaux A3.2 et 11) regroupent un grand nombre de diagnostics qui ont peu à voir avec des problèmes de santé comportementale, mais relèvent plutôt de la santé physique ou d'accidents. Il semble aussi que le diagnostic de TDAH soit le plus important dans le fichier tiré des données de la RAMQ pour les jeunes sélectionnés nés de 1996 à 2005 et âgés de 4 à 18 ans lorsqu'ils sont étudiés de 2000 à 2018 sous l'angle des actes médicaux.

Comme analyse de falsification, pour vérifier si l'effet du mois de septembre est perceptible avec la même intensité pour d'autres morbidités, les diagnostics les plus intéressants parmi les 50 plus fréquents (dont le TDAH) ont été retenus pour tout l'échantillon sélectionné (794 460 personnes) et toutes les années (une agrégation par grands types comme dans le tableau A3.1). Le tableau 9 présente, pour quatre indicateurs de TDAH et pour les dix conditions médicales avec le plus de diagnostics (infections respiratoires, pneumonie, bronchite, otite, asthme, obésité, diabète, anorexie, dépression et allergies), les pourcentages de diagnostics pour les mois de septembre et octobre. Des différences entre les deux mois n'apparaissent que pour les diagnostics de TDAH. Pour les autres conditions médicales, il n'y a visiblement pas d'effet de mois. Le tableau 10 présente les estimés par MCO de chacun des diagnostics du tableau 9 qui mesurent l'impact d'octobre par rapport à septembre. Sur le plan statistique, seuls les indicateurs TDAH montrent des probabilités significatives d'un effet positif de seuil. Pour les autres diagnostics, les effets estimés pour septembre sont non significatifs ou vont dans le sens d'une augmentation par rapport à octobre, ce qui dément l'existence d'un effet relatif du mois d'octobre par rapport à septembre, comme dans le cas du TDAH. Il y a certes un effet négatif significatif pour les diagnostics de dépression, mais seulement de l'ordre de 1,3 %, alors que les effets pour le TDAH vont de 30 à 50 % et sont positifs.

Il est aussi possible de se demander si les enfants nés au mois de septembre sont différents de ceux qui sont nés au mois d'octobre et si ces différences pourraient expliquer nos résultats. Nos données ne nous permettent cependant pas de comparer ces deux groupes. Une méthode alternative, mais rudimentaire, consiste à comparer les enfants par mois de naissance pour la période 1996-2005 en utilisant le registre des naissances (publié annuellement par Statistique Canada) qui contient plusieurs informations sur les enfants résidant au Québec par mois de naissance (mère née ou non au Québec, groupe d'âge, statut conjugal) et plusieurs caractéristiques des enfants (sexe, poids à la naissance, durée de la grossesse, rang de naissance). Ces statistiques, compilées dans le tableau A4, ne montrent pas de différences notables entre mois.

**Tableau 9 : Fréquences en pourcentages des diagnostics de TDAH et de dix autres diagnostics importants, toutes les cohortes de naissances et les mois de septembre et octobre**

Diagnostics	Toutes les années		Mois de septembre		Mois d'octobre	
	Observations	%	Observations	%	Observations	%
<b>TDAH</b>						
TDAH 1 ou plus	794 460	17,9	68 680	21,4	64 750	15
TDAH 2 ou plus	794 460	13,8	68 680	16,8	64 750	11,3
TDAH 3 ou plus	794 460	11,6	68 680	14,1	64 750	9,3
TDAH 4-12 ans	794 460	14,1	68 680	17,6	64 750	11,3
<b>Autres diagnostics</b>					64 750	
Infections respiratoires	794 460	56,4	68 680	56,1	64 750	56,9
Pneumonie	794 460	1,2	68 680	1,2	64 750	1,2
Bronchite	794 460	9,1	68 680	9,1	64 750	9,2
Otites	794 460	51,9	68 680	51,8	64 750	52
Asthme	794 460	22,3	68 680	22	64 750	22,6
Obésité	794 460	5,4	68 680	5,2	64 750	5,6
Diabète	794 460	0,8	68 680	0,8	64 750	0,8
Anorexie	794 460	0,9	68 680	1	64 750	0,9
Dépression	794 460	3,7	68 680	3,9	64 750	3,4
Allergies	794 460	13,6	68 680	12,9	64 750	13,4

Note : Les calculs sont faits pour toutes les années et tous les mois de naissance.

Source : Calculs des auteurs à partir de l'échantillon sélectionné.

**Tableau 10 : Estimations par MCO de l'effet de mois d'octobre par rapport à septembre sur le diagnostic du TDAH et les diagnostics d'autres actes médicaux sélectionnés**

Variable	Octobre	Erreur-type	Constante	Erreur-type	Observations	R-carré
TDAH-1plus	-0,065***	(0,002)	0,127***	(0,003)	133 430	0,028
TDAH-2plus	-0,055***	(0,002)	0,091***	(0,003)	133 430	0,025
TDAH-3plus	-0,049***	(0,002)	0,074***	(0,003)	133 430	0,023
TDAH-4-12ans	-0,063***	(0,002)	0,090***	(0,003)	133 430	0,032
<b>Infections</b>						
respiratoires	0,008***	(0,0030	0,651***	(0,005)	133 430	0,016
Pneumonie	0,000	(0,001)	0,016***	(0,001)	133 430	0,001
Bronchite	0,000	(0,002)	0,125***	(0,003)	133 430	0,006
Otite	0,002	(0,003)	0,603***	(0,005)	133 430	0,010
Asthme	0,006**	(0,002)	0,246***	(0,004)	133 430	0,010
Obésité	0,004**	(0,001)	0,064***	(0,002)	133 430	0,002
Diabète	-4,570	(0,001)	0,011***	(0,001)	133 430	0,000
Anorexie	-0,001*	(0,001)	0,014***	(0,001)	133 430	0,003
Dépression	-0,006***	(0,001)	0,045***	(0,002)	133 430	0,004
Allergie	0,005**	(0,002)	0,151***	(0,003)	133 430	0,003

Note : Les estimations sont faites pour toutes les années et tous les mois de naissance, avec le sexe masculin comme variable de contrôle. Erreur-type robuste entre parenthèses. Fiabilité statistique: \*\*\*p<0,01 ; \*\*p<0,05 ; \*p<0,1.

Source : Calculs des auteurs à partir de l'échantillon général sélectionné.

## 5. Effets de trois mois butoirs sur les diagnostics et les psychostimulants TDAH

Jusqu'ici, l'analyse a mis l'accent sur la date butoir du mois de septembre qui détermine les plus jeunes de chaque cohorte de naissances pour un niveau scolaire donné. L'examen des premiers tableaux (1-6) indique cependant que les mois précédant septembre présentent des taux de diagnostics TDAH aussi élevés, voire plus (août, par exemple). Les estimés de taux, illustrés par plusieurs figures, suggèrent que les surdiagnostics et la surmédication sont susceptibles de survenir dans un intervalle de temps plus large que le seul mois précédant octobre.

Une première estimation complémentaire est utilisée. Les années sont segmentées en trois périodes de mois de naissance (janvier-juin, juillet-septembre, octobre-décembre), ce qui permet d'estimer les effets de période des 3 mois qui se terminent avant le 30 septembre (juillet-septembre) et des 3 mois suivant la date officielle d'entrée à l'école (octobre-décembre), et de les mettre en rapport avec les naissances survenues de janvier à juin. Le tableau 11A présente, pour tout l'échantillon et par sexe, pour les 3 segments d'année, le nombre de jeunes et le pourcentage de ceux qui ont un TDAH et de ceux qui n'en ont pas. La partie inférieure indique la différence en pourcentages et en effectif entre les deux périodes de trois mois. Les proportions et les taux de TDAH (sans TDAH) sont inférieurs (supérieurs) de quelques points de pourcentage pour les mois de juillet-septembre relativement à octobre-décembre. En outre, le nombre de TDAH baisse de plusieurs milliers de cas, même si la population née dans le segment octobre-décembre est moins importante, comme l'indique le total des effectifs par segment. Le tableau 11B ventile ces statistiques pour chacune des années de naissance. Il indique que les cohortes plus jeunes, celles des années 2002-2003, sont plus susceptibles d'avoir un TDAH dans le segment juillet-septembre. Le tableau 11C détaille les mêmes informations par sexe. Des différences importantes en pourcentages peuvent être constatées entre les périodes de 3 mois.

Le tableau 12 présente les résultats d'estimations linéaires probabilistes avec la variable de diagnostic comme variable dépendante lorsque les mois de naissance sont groupés en périodes de 3 mois pour un échantillon composé de toutes les cohortes de naissances ensemble ou pour la cohorte 2005 seulement. Lorsque toutes les cohortes sont prises en compte, nous ajoutons des effets de sexe et d'année dans la régression ; pour l'estimation de la cohorte 2005, seul un effet de sexe est ajouté. La partie supérieure porte sur les services médicaux liés au TDAH (toutes les années et année 2005) et la partie inférieure concerne l'échantillon d'assurés par le RPAM. Tous les effets estimés du segment des 3 mois précédant le 30 septembre sont fortement significatifs au plan statistique ; il en va de même pour le segment des 3 mois suivant le 30 septembre, où les coefficients estimés sont tous négatifs, globalement et par sexe, ou pour l'année 2015. Le tableau présente aussi les prédictions en pourcentages qui découlent des estimations par MCO pour chacun des trois segments d'année. Ces prédictions montrent des différences importantes entre les 3 mois précédant et suivant le 30 septembre.

**Tableau 11A : Nombre de jeunes et pourcentages selon trois segments d'année de naissance et le sexe, sans et avec un diagnostic ou plus de TDAH, toutes les cohortes de naissances**

		TDAH 0 ou 1 et plus			Filles TDAH 0 ou 1 et plus			Garçons TDAH 0 ou 1 et plus		
		0	1	Total	0	1	Total	0	1	Total
<b>1. Janvier-Juin N</b>		329 150	70 765	401 405	174 410	23 780	198 190	159 380	47 610	206 990
	%	82	18	100	88	12	100	77	23	100
	%	51	50	51	51	49	51	51	50	51
<b>2. Juillet-Septembre N</b>		163 375	42 945	206 320	85 880	15 160	101 040	77 030	28 490	105 525
	%	79	21	100	85	15	100	73	27	100
	%	25	30	26	25	31	26	25	30	26
<b>3. Octobre-Décembre N</b>		157 975	28 765	186 740	83 940	9 330	93 260	77 930	19 480	97 410
	%	85	15	100	90	10	100	80	20	100
	%	24	20	24	24	20	24	24	21	24
<b>Janvier-Décembre N</b>		651 990	142 475	794 465	341 970	46 630	388 600	312 520	93 350	405 865
	%	82	18	100	88	12	100	77	23	100
	%	100	100	100	100	100	100	100	100	100
<b>Différence 3-2</b>	%	6	-6	0	5	-5	0	7	-6	0
	%	-1	-10	-2	-1	-11	-2	-1	-9	-2
	<b>N</b>		-14 180	-19 580		-5 830	-7 880		-9 010	-8 115

Note : Échantillon des jeunes inscrits à la RAMQ avant 5 ans. Les nombres sont arrondis.

Source : Calculs par les auteurs à partir du fichier général des usagers sélectionnés des actes médicaux avec diagnostic TDAH.

**Tableau 11B : Nombre de jeunes par année et pourcentages, 3 mois avant et 3 mois après la date d'entrée à l'école, selon un diagnostic ou plus de TDAH**

Mois	Total	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
Nombre de jeunes par année de naissance et selon deux segments de mois											
Juillet	70 040	7 835	7 515	6 975	6 850	6 500	6 615	6 735	7 025	6 935	7 055
Août	67 600	7 340	6 870	6 640	6 520	6 405	6 740	6 545	6 760	6 690	7 090
Septembre	68 680	7 445	7 085	6 820	6 755	6 265	6 555	6 655	7 005	6 965	7 130
Octobre	64 755	7 090	6 255	6 405	6 190	6 070	6 475	6 370	6 725	6 430	6 745
Novembre	60 830	6 490	6 075	5 910	5 895	5 740	6 035	5 990	6 015	6 205	6 475
Décembre	61 155	6 605	6 320	6 110	6 175	5 690	6 035	5 975	6 145	6 150	5 950
Juillet-Septembre	206 320	22 620	21 470	20 435	20 125	19 170	19 910	19 935	20 790	20 590	21 275
Octobre-Décembre	186 735	20 185	18 650	18 425	18 260	17 500	18 545	18 335	18 880	18 785	19 170
Nombre de jeunes avec un diagnostic ou plus de TDAH											
Juillet	14 140	1 230	1 330	1 355	1 440	1 355	1 475	1 495	1 525	1 530	1 405
Août	14 105	1 195	1 250	1 285	1 370	1 420	1 550	1 530	1 525	1 490	1 490
Septembre	14 700	1 330	1 400	1 370	1 480	1 405	1 460	1 570	1 640	1 560	1 485
Octobre	9 700	870	815	925	1 010	985	1 155	1 005	1 055	1 000	880
Novembre	9 405	855	895	895	970	1 015	960	975	955	980	905
Décembre	9 660	875	935	1 015	1 005	970	1 040	1 015	1 030	920	855
Juillet-Septembre	42 945	3 755	3 985	4 010	4 290	4 185	4 485	4 590	4 685	4 580	4 380
Octobre-Décembre	28 760	2 600	2 650	2 840	2 985	2 965	3 155	2 990	3 040	2 900	2 635
Pourcentage de jeunes avec un diagnostic ou plus de TDAH											
Juillet-Septembre	20,8	16,6	18,6	19,6	21,3	21,8	22,5	23	22,5	22,3	20,6
Octobre-Décembre	15,4	12,9	14,2	15,4	16,4	16,9	17	16,3	16,1	15,4	13,7
Différence :	%	5,4	3,7	4,4	4,2	4,9	4,9	5,5	6,7	6,4	6,9
	N	14 185	1 155	1 335	1 170	1 305	1 220	1 330	1 600	1 645	1 745

Note : Échantillon des jeunes inscrits RAMQ avant 5 ans. Les nombres sont arrondis.

Source: Calculs des auteurs à partir des données de l'échantillon sélectionné.

**Tableau 11C : Nombre de jeunes par année (N) et pourcentages, 3 mois avant et 3 mois après la date d'entrée à l'école, selon le sexe et un diagnostic ou plus de TDAH**

Période	TDAH	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	Total	N
Filles													
1. Janvier-Juin	0	91	90	89	87	86	86	87	87	87	88	88	172 630
	1	9	10	11	13	14	14	13	13	13	12	12	23 770
	Total	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	196 410
2. Juillet-Septembre	0	89	87	86	85	84	84	84	84	84	85	85	85 895
	1	11	13	14	16	16	16	17	16	16	15	15	14 930
	Total	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100 820
3. Octobre-Décembre	0	92	91	90	89	90	88	89	89	90	91	90	81 945
	1	8	9	10	11	10	12	11	11	10	9	10	9 426
	Total	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	91 370
<b>Différence 3-2</b>	%	<b>-3</b>	<b>-4</b>	<b>-4</b>	<b>-5</b>	<b>-6</b>	<b>-4</b>	<b>-6</b>	<b>-5</b>	<b>-6</b>	<b>-6</b>	<b>-5</b>	
	<b>N</b>	<b>385</b>	<b>530</b>	<b>433</b>	<b>588</b>	<b>489</b>	<b>508</b>	<b>590</b>	<b>662</b>	<b>698</b>	<b>671</b>	<b>5 504</b>	
Garçons													
1. Janvier-Juin	0	81	80	78	77	76	75	75	75	75	76	77	157 990
	1	19	20	22	23	24	25	25	25	25	24	23	47 005
	Total	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	204 995
2. Juillet-Septembre	0	78	76	75	73	73	73	71	71	72	74	73	77 470
	1	22	24	25	27	27	27	29	29	28	26	27	28 020
	Total	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	105 580
3. Octobre-Décembre	0	83	81	79	79	78	78	79	79	79	82	80	76 026
	1	17	19	21	21	22	22	21	21	21	22	20	19 340
	Total	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	95 370
<b>Différence 3-2</b>	%	<b>-2</b>	<b>-5</b>	<b>-4</b>	<b>-6</b>	<b>-5</b>	<b>-5</b>	<b>-8</b>	<b>-8</b>	<b>-7</b>	<b>-4</b>	<b>-7</b>	
	<b>N</b>	<b>768</b>	<b>808</b>	<b>738</b>	<b>777</b>	<b>720</b>	<b>820</b>	<b>1 009</b>	<b>985</b>	<b>982</b>	<b>1 074</b>	<b>8 680</b>	

Note : Échantillon des jeunes inscrits à la RAMQ avant 5 ans. Les nombres sont arrondis.

Source : Calculs des auteurs à partir des données de la RAMQ et de l'échantillon sélectionné.



**Tableau 12 : Estimations par MCO de la probabilité de diagnostics de TDAH (1 ou plus) et de prescriptions de médicaments TDAH selon trois segments de mois avant et après le 30 septembre, tous les jeunes, les garçons et les filles, toutes les cohortes de naissances et la cohorte 2005**

Segment mois	1996-2005			2005		
	Tous	Garçons	Filles	Tous	Garçons	Filles
	Services médicaux TDAH			Services médicaux TDAH		
N janvier-juin	401 405	204 995	196 400	39 760	20 390	19 370
N juillet-septembre	206 370	105 500	100 825	22 280	10870	10 390
N octobre-décembre	186 740	95 370	99 370	19 170	9 670	9 500
<b>Coefficients estimés MCO</b>						
3 mois avant 1 <sup>er</sup> octobre	0,032***	0,036***	0,027***	0,030***	0,034***	0,026***
3 mois après 30 septembre	-0,022***	-0,026***	-0,018***	-0,038***	-0,049***	-0,031***
<b>TDAH prédit après MCO %</b>						
1-6 mois	17,6	22,9	12,1	17,5	22,7	12,2
7-9 mois	20,8	26,5	14,8	20,5	25,1	14,8
10-12 mois	15,4	20,9	10,3	13,7	17,8	9,6
	Services prescriptions TDAH			Services prescriptions TDAH		
N mois janvier-juin	109 950	102 250	97700	17 770	9 180	8 600
N mois juillet-septembre	103 840	53 040	50 790	9 370	4 790	4 600
N mois octobre-décembre	95130	48 695	46 440	8 810	4 440	4 370
<b>Coefficients estimés MCO</b>						
3 mois avant 1 <sup>er</sup> octobre	0,029***	0,035***	0,023***	0,019***	0,025***	0,015**
3 mois après 30 septembre	-0,023***	-0,026***	-0,020***	-0,035***	-0,038***	-0,030***
<b>TDAH Prédit après MCO %</b>						
1-6 mois	19,0	24,6	13,2	14,5	23,4	13,5
7-9 mois	21,9	27,6	15,5	9,1	25,9	15,0
10-12 mois	16,7	22,0	11,3	9,1	19,6	10,5

Note : Les prescriptions sont celles des jeunes assurés par le RPAM. Valeurs P : \*P<= 0,1 ; \*\*P<=0,05 ; \*\*\*P<=0,001.

Source : Calcul des auteurs à partir des données de la RAMQ et de l'échantillon sélectionné.

## 6. Effets de discontinuité de l'âge butoir sur les diagnostics et les prescriptions de psychostimulants

Les résultats empiriques des tableaux et figures précédents suggèrent que les diagnostics de TDAH et les médicaments associés sont étroitement liés à l'âge en mois au début du parcours scolaire. Cette relation peut être analysée formellement. Il s'agit d'estimer un modèle quantitatif où une variable binaire (prenant la valeur un ou zéro) indiquant un diagnostic de TDAH ou une prescription de médicaments TDAH est retenue comme variable dépendante. En appliquant les méthodes de régression par discontinuité, cette variable dépendante est mise en relation avec des dates de naissance (avec une journée butoir) pour déterminer s'il y a un effet statistique significatif de discontinuité ou saut dans la relation. La rupture d'une telle relation indique alors qu'il y a bien un effet provoqué par le paramètre stratégique retenu par la politique qui sépare le groupe des « traités » de celui des « placebo ».

Dans l'échantillon sélectionné, pour des raisons de confidentialité, l'ISQ a créé une variable qui regroupe les dates de naissances en blocs de trois jours, avec la valeur 0 (la date butoir) pour les naissances du 1<sup>er</sup> au 3 octobre ; 1, pour celles du 4 au 7 octobre ; 2, du 8 au 10 et ainsi de suite, jusqu'au 31 mars. Ainsi, les valeurs après le 30 septembre s'échelonnent de 1 à 60, alors que les naissances du 1<sup>er</sup> avril au 30 septembre s'échelonnent de -1 à -61. Chaque valeur représente donc un intervalle de 3 jours (2 pour certains mois et les années bissextiles).

Les régressions sur discontinuité réalisées s'appuient sur le progiciel développé par Calonico *et al.* (2017) et sa mise à jour disponible sur STATA16. Fondamentalement, on suppose que la naissance durant les trois premiers jours d'octobre plutôt que durant les trois derniers de septembre est le fruit du hasard, comme dans une expérience contrôlée avec allocation aléatoire, où la répartition entre groupe traité et groupe placebo est effectuée au hasard. Soit  $\Delta blocs$  la variable décrite plus haut, qui va de -61 à 60 et qui indique la période de naissance de l'enfant. Techniquement, la procédure estime de manière non paramétrique une fonction  $g(\Delta blocs)$  qui décrit l'évolution des taux de TDAH des deux côtés de la discontinuité du jour de naissance, une avant le premier octobre et l'autre d'octobre à mars. Une fois estimée, cette fonction prédit un taux de TDAH pour les personnes qui sont juste à droite et juste à gauche du point de discontinuité. La différence entre ces taux prédits constitue l'effet de traitement, en l'occurrence naître durant les trois derniers jours de septembre ou durant les trois premiers d'octobre. C'est l'effet au point de discontinuité. La variable dépendante est un indicateur de diagnostic de TDAH ou de prescription de médicaments. L'inclusion d'effets de sexe et d'année dans la procédure ayant peu affecté les résultats, nous les présentons sans ces variables de contrôle.

De façon parallèle, des estimations pour fins de construction de graphiques utilisent une régression polynomiale locale d'ordre 4 et calculent des intervalles de confiance pour les taux estimés par groupe de 3 jours. Elles génèrent des graphiques qui illustrent ces estimations avec pondération par noyau pour les points des bandes retenues des dates de naissance (-61 à 60). Les graphiques 1 à 11 représentent les estimateurs d'effet de date de naissance. Les effets de discontinuité estimés correspondent à la différence entre le taux correspondant au croisement de la courbe rouge à gauche de 0 et la verticale à 0, et celui correspondant au croisement de la courbe rouge à droite de 0.

Les trois figures des graphiques 1 montrent les discontinuités pour l'ensemble de l'échantillon (794 460 personnes) pour 1, 2, ou 3 et plus diagnostic(s) de TDAH. Les sauts estimés à  $\Delta blocs_i = 0$  (1-3 octobre) sont très élevés, comme le montrent les pourcentages à droite sur l'axe des taux : près de 7 points de pourcentage pour 1 TDAH ou plus, 6 points pour 2 TDAH ou plus et 5 pour 3 TDAH ou plus. Ces estimations sont très proches des effets estimés pour le mois de septembre en entier (voir les estimés de la partie 3). Les graphiques montrent aussi une évolution quasi linéaire des taux des deux côtés du point de discontinuité. De plus, ils montrent que la disjonction entre dates d'anniversaire à la date butoir se maintient pratiquement linéairement entre les 2 périodes de 6 mois. Les intervalles de confiance à 95 % sont assez réduits, ce qui suppose clairement un effet statistiquement très significatif de la discontinuité (voir les coefficients estimés et les valeurs p dans le tableau 13).

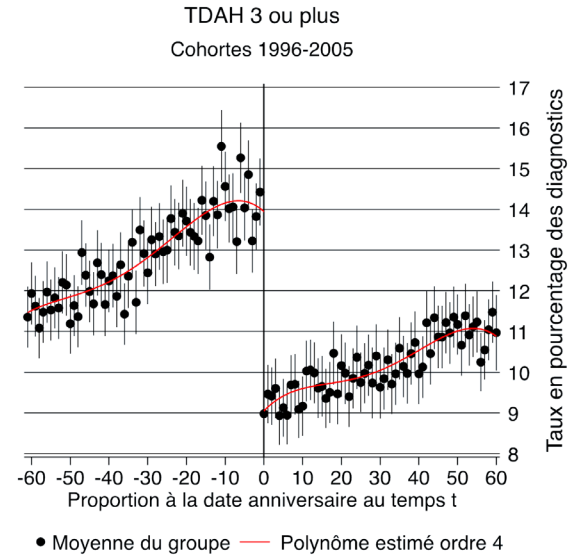
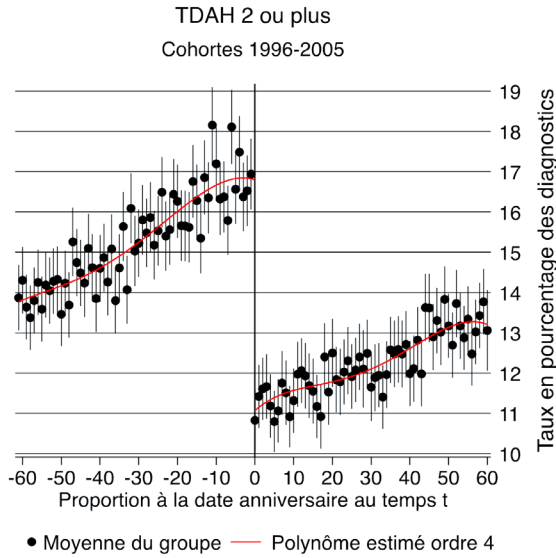
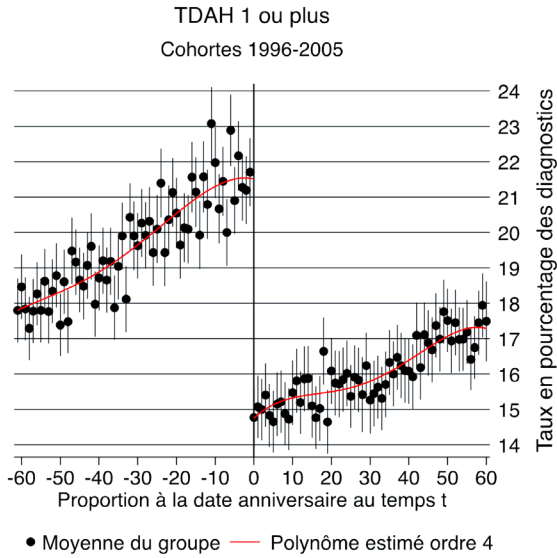
Les trois figures des graphiques 2 portent sur trois cohortes différentes : 1996, 2000 et 2005. On constate une hausse des écarts à la discontinuité dans le temps, mais aussi une moins grande précision des estimations, alors que le nombre d'observations est 10 fois moindre, avec pour conséquence des écarts-types approximativement trois fois plus élevés que dans les graphiques 1.

Les deux figures des graphiques 3 et 4 montrent les résultats des estimations conduites pour les diagnostics TDAH (2 et plus) et les prescriptions de médicaments TDAH pour les deux sexes et des cohortes plus récentes (2003-2005). On observe comme toujours une différence importante entre garçons et filles. Les effets à la discontinuité sont tous importants, sauf pour les filles dans le graphique des médicaments.

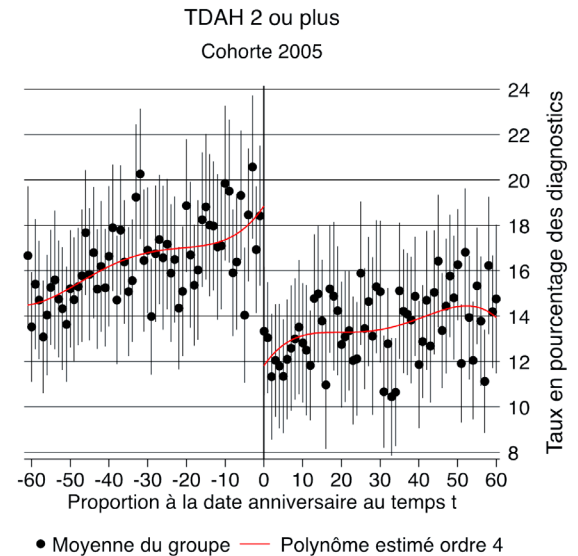
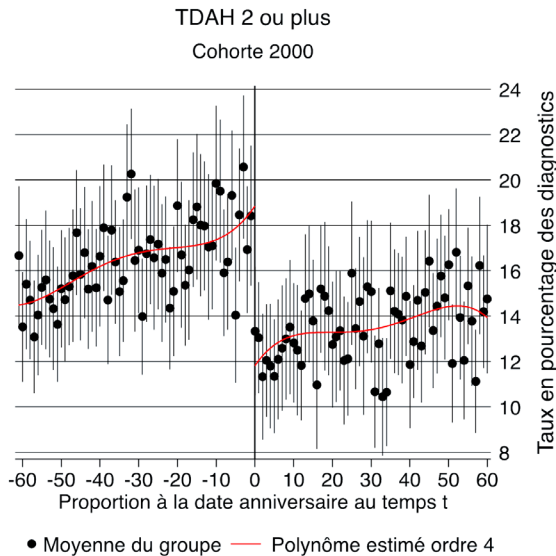
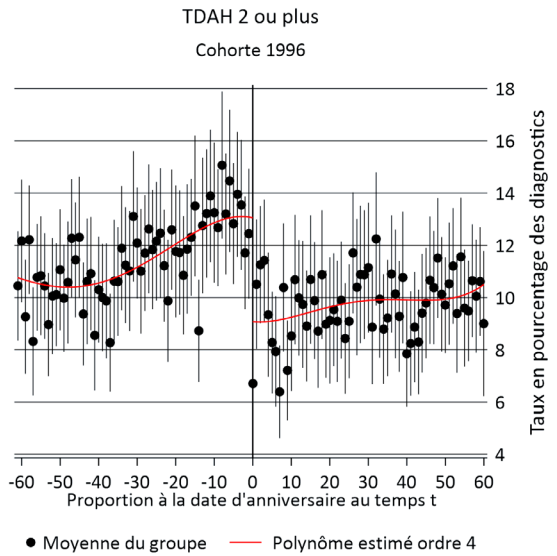
Les trois figures des graphiques 5 présentent les discontinuités des prescriptions de médicaments pour les cohortes 1996-2005, 1996 et 2005. Elles sont similaires à ce qu'on l'on observe pour les diagnostics. L'écart à la discontinuité augmente de 1996 à 2005.

Les figures des graphiques 6 comparent les discontinuités entre les trois statuts d'assurés pour les diagnostics de TDAH (adhérents, prestataires de la sécurité du revenu et assurés par un régime privé). Les sauts à la discontinuité (1-3 octobre) sont de l'ordre de 6 points de pourcentage quel que soit le statut d'assurance. Par contre, les taux de prescriptions en valeur absolue sont différents d'un groupe à l'autre. Le plus haut taux est observable chez les prestataires de la sécurité du revenu, et se chiffre à près de 20 % juste avant la discontinuité (à 0).

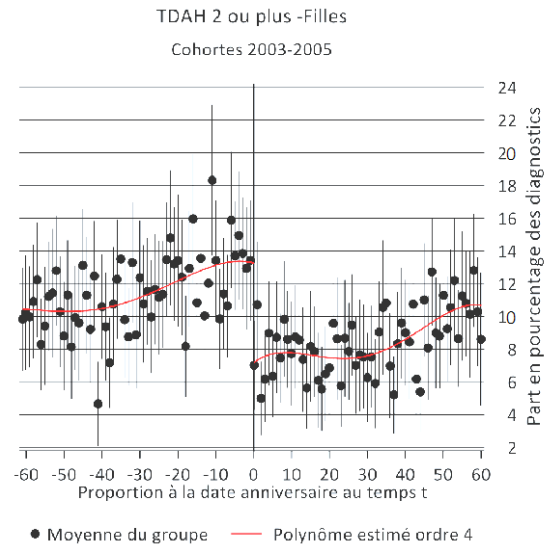
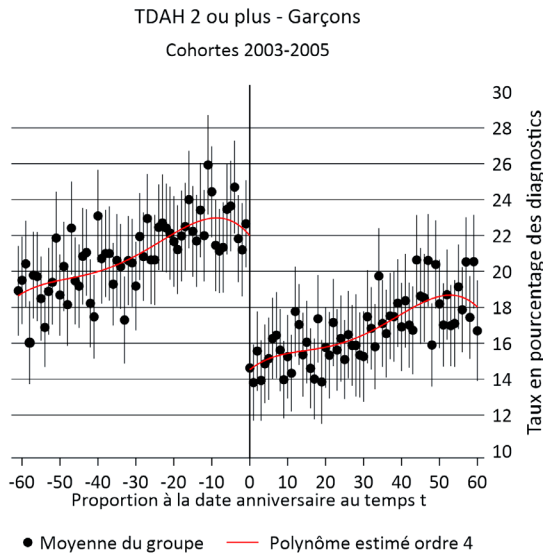
Les graphiques 7 à 10 abordent les effets selon les régions sociosanitaires. Les analyses de la section 3.7 indiquent un contraste marqué pour les TDAH diagnostiqués et les médicaments entre Montréal et le reste des régions, abstraction des régions faiblement peuplées (Nord-du-Québec, Nunavik et Terres-Cries-de-la-Baie-James), qui ne sont pas prises en compte. Les trois figures des graphiques 7 à 10 mettent en regard les plus jeunes cohortes (2003-2005) de Montréal et des régions agrégées hors Montréal, respectivement pour tous les jeunes, les garçons et les filles ainsi que les diagnostics TDAH et les prescriptions de médicaments pour le TDAH. Bien que la discontinuité soit présente pour les six catégories et chacune des deux variables d'intérêt, il est évident empiriquement que les estimations montrent d'importantes différences entre les deux zones. D'abord, les taux pour les diagnostics et les prescriptions sont beaucoup plus élevés hors Montréal pour toutes les parties des courbes polynomiales estimées liant les points des groupes d'âge. Ensuite, les écarts au point de discontinuité sont nettement plus élevés à l'extérieur de Montréal. Cependant, fait à noter, il n'y a pas d'effet marquant au point de discontinuité pour les cohortes récentes de filles, tant à Montréal qu'ailleurs, ce qui est intéressant pour une politique appliquée de santé.



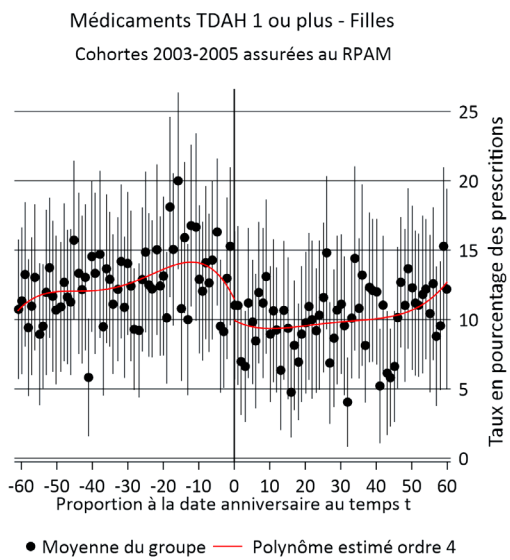
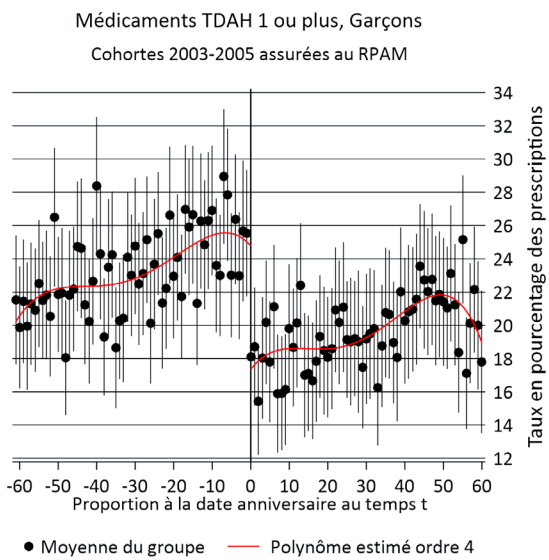
**Graphiques 1 : Régressions de discontinuité cohortes 1996-2005, TDAH 1, 2, 3 ou plus**



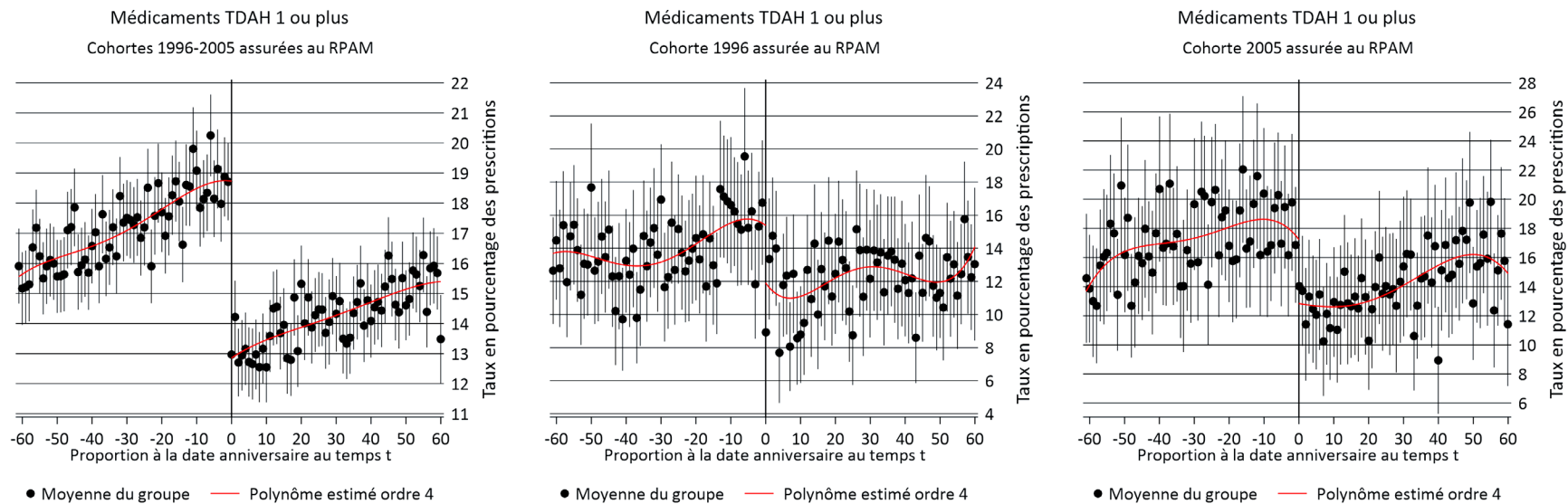
**Graphiques 2 : Régressions de discontinuité 1996, 2000, 2005**



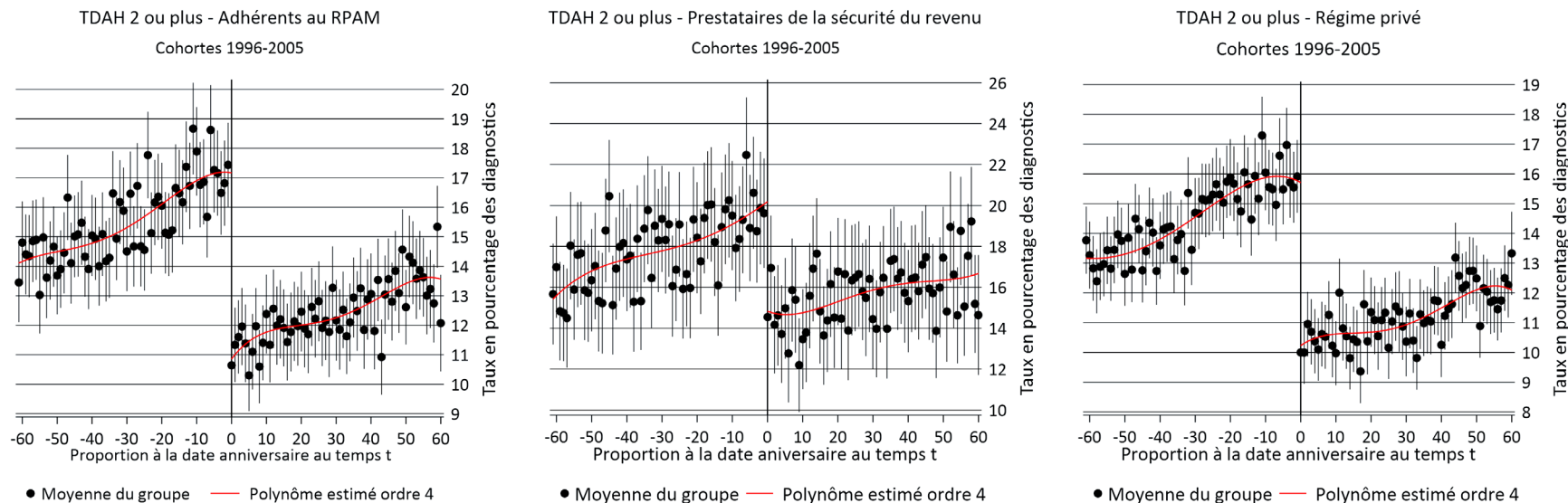
**Graphiques 3 : Régressions de discontinuité, cohortes 2003-2005, TDAH 2 ou plus, selon le sexe**



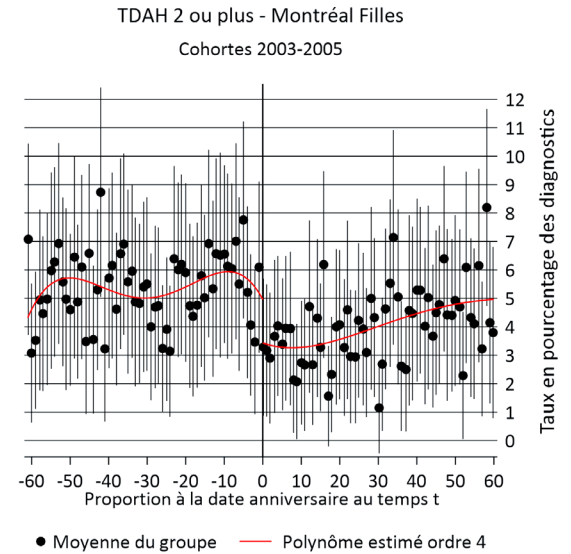
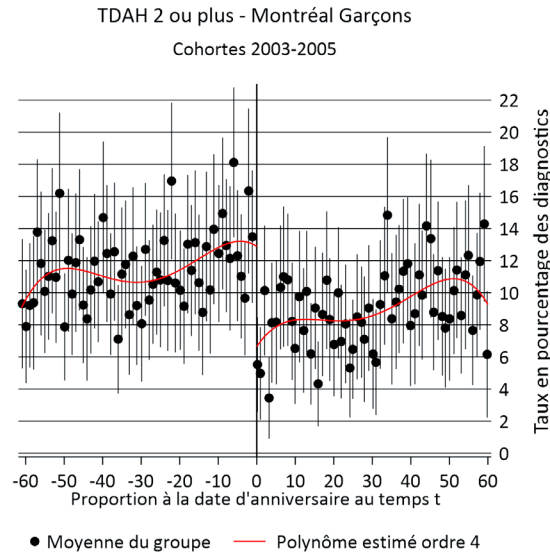
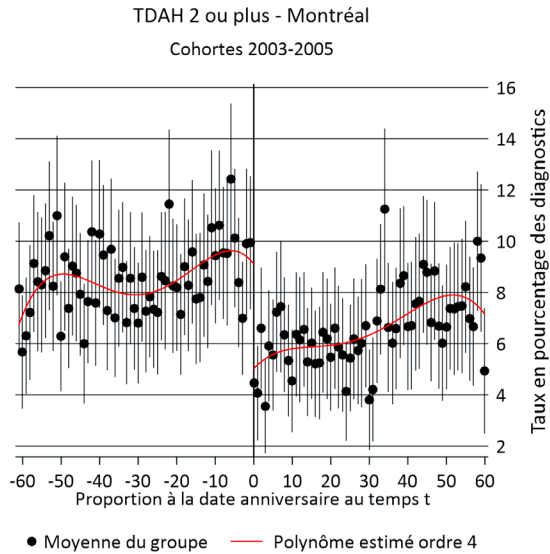
**Graphiques 4 : Régressions de discontinuité cohortes 2003-2005, médicaments selon le sexe**



**Graphiques 5 : Régressions de discontinuité 1996-2005, 1996, 2005, médicaments TDAH 1 ou plus**

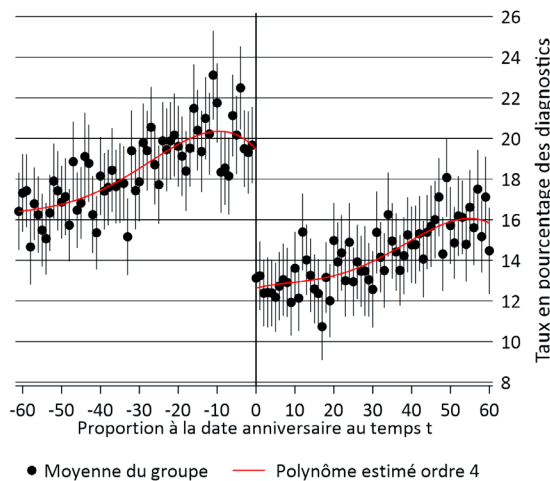


**Graphiques 6 : Régressions de discontinuité 1996-2005, médicaments TDAH 2 ou plus selon les trois statuts d'assurance médicaments**

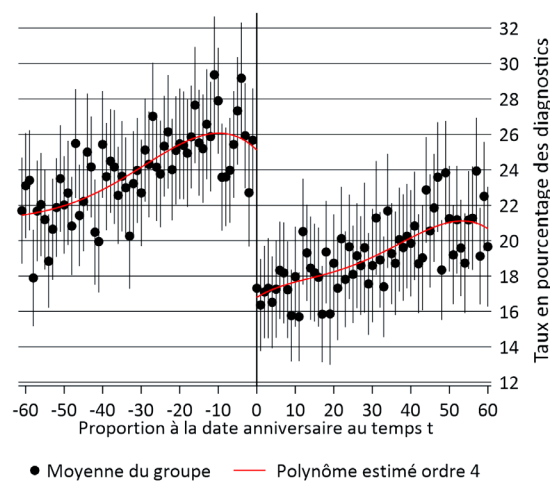


**Graphiques 7 : Régressions de discontinuité 2003-2005, TDAH 2 ou plus, Montréal et selon le sexe**

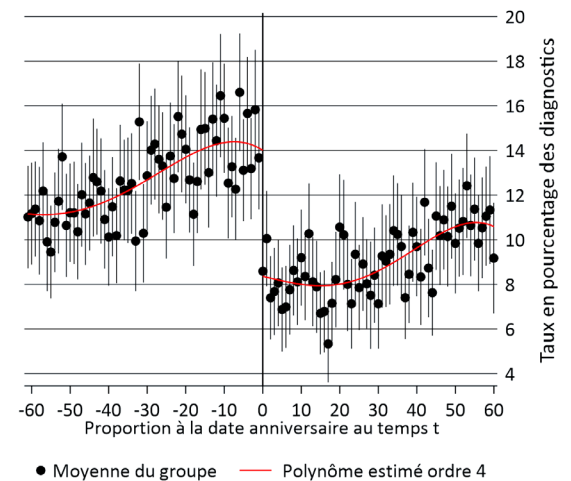
TDAH 2 ou plus - Hors-Montréal (sans régions 10, 16, 17)  
Cohortes 2003-2005



TDAH 2 ou plus - Hors-Montréal Garçons  
Cohortes 2003-2005

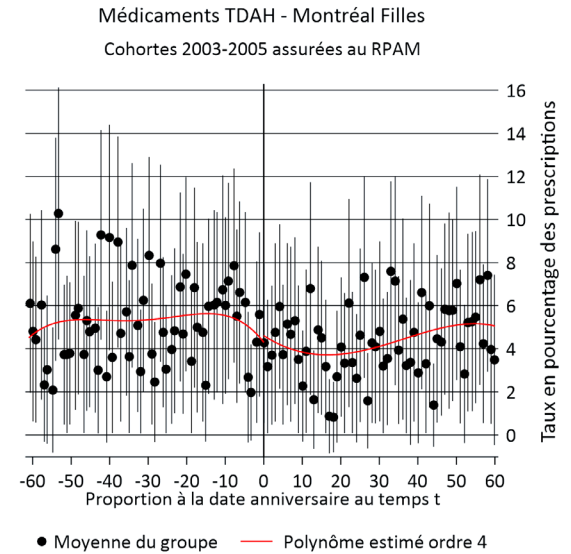
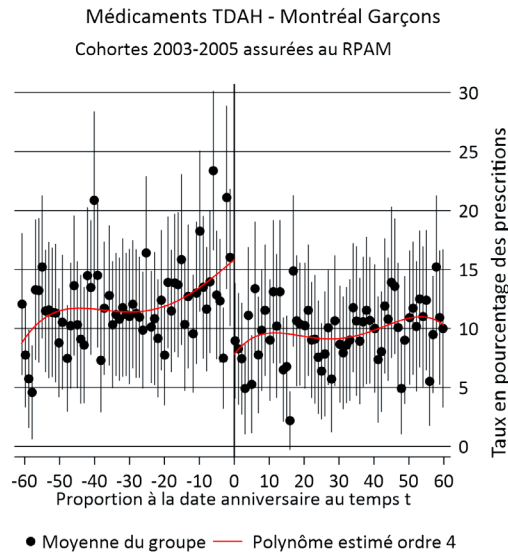
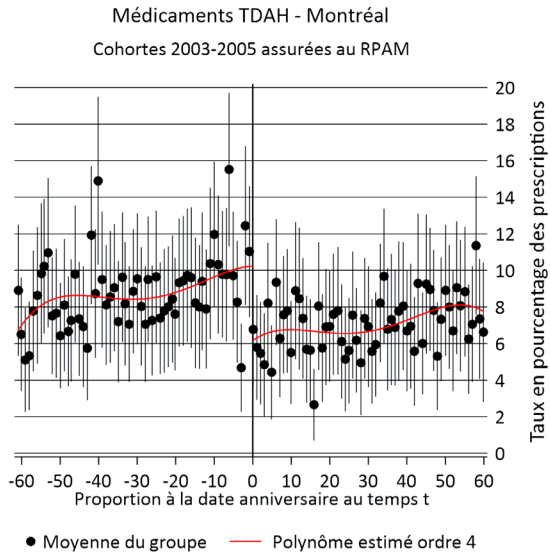


TDAH 2 ou plus - Hors-Montréal Filles  
Cohortes 2003-2005

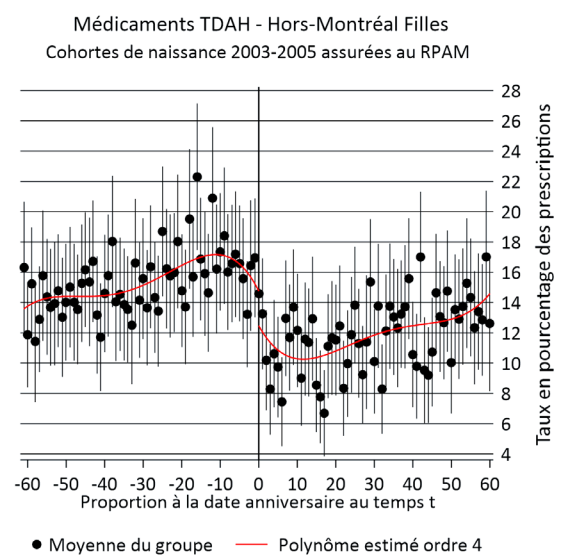
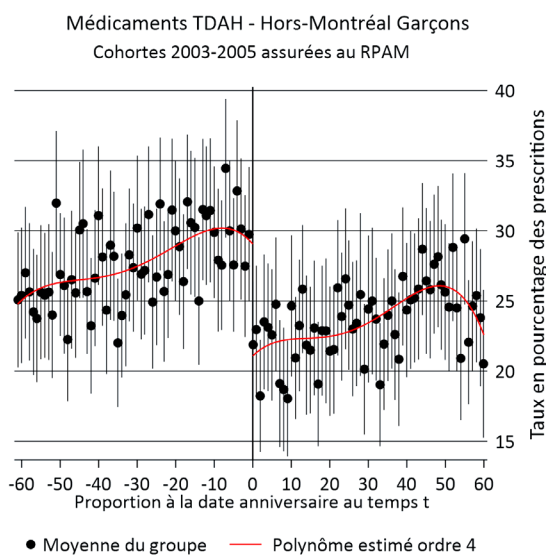
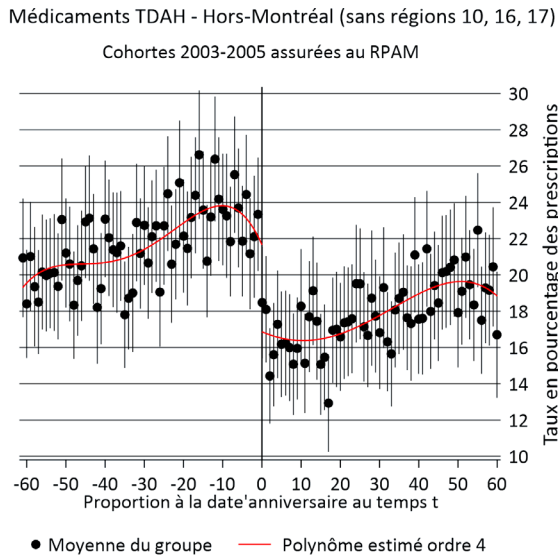


**Graphiques 8 : Régressions de discontinuité 2003-2005, TDAH 2 ou plus, hors Montréal, et selon le sexe**





**Graphiques 9 : Régressions de discontinuité 2003-2005, médicaments TDAH, Montréal et selon le sexe**



**Graphiques 10 : Régressions de discontinuité 2003-2005, médicaments TDAH, hors Montréal et selon le sexe**



Le tableau 13 présente les estimations des effets de traitement ou de date de naissance au point de discontinuité par régression locale polynomiale, pour le diagnostic de TDAH ou la prescription de médicaments en fonction des dates de naissance pour chaque situation choisie. Il indique respectivement le nombre d'observations, la méthode d'estimation (conventionnelle et robuste à l'hétéroscédasticité pour l'estimation de l'erreur-type de l'effet estimé), l'effet estimé, soit l'effet du jour de naissance, son erreur-type, la statistique Z, la valeur p et les intervalles de confiance à 95 % (qui indiquent une certaine variabilité des estimés) ; suivent le nombre d'observations à la droite et à la gauche du point de rupture (c'est-à-dire 0, qui représente les 1-3 octobre) et les observations effectivement utilisées pour l'estimation. Toutes les observations servent à trouver la fenêtre optimale pour calculer la fonction  $g()$  des deux côtés de la discontinuité. Une fois la fenêtre trouvée, les observations à l'intérieur de cette fenêtre sont effectivement utilisées pour l'estimation. Les estimations sont réalisées pour une diversité de contextes illustrés dans les graphiques 1-10 : diagnostics de TDAH et prescriptions, une ou plusieurs cohorte(s), sexe des jeunes, régions sociosanitaires (Montréal, hors Montréal), et statuts d'assurance médicaments. Un examen rapide des résultats conduit à des conclusions tout à fait semblables à celles obtenues à partir des graphiques présentés plus haut. Cependant, la méthode donne la possibilité de calculer l'erreur-type des effets estimés, ce qui nous permet de tester l'hypothèse nulle que l'effet est nul. Les deux seuls effets qui ne sont pas statistiquement significatifs concernent les cohortes récentes de filles à Montréal et hors Montréal.

**Tableau 13 : Effets du jour de naissance (28-30 septembre vs 1-3 octobre) sur les diagnostics de TDAH ou les prescriptions de médicaments par régression non-paramétrique de discontinuité**

Cas et méthodes	Coefficient	Erreur- Type	Z	P>z	Intervalle 95 %		Obs. Eff.	Gauche Coupure	Droite Coupure
<b>#Diagnostic TDAH 1 ou plus</b>									
Conventionnelle	-0,067	0,00	-18,2	0,00	-0,074	-0,060	Obs.	415093	379369
Robuste	-	-	-15,1	0,00	-0,074	-0,057	Eff.	107843	105867
<b>#Diagnostic TDAH 2 ou plus</b>									
Conventionnelle	-0,057	0,00	-17,0	0,00	-0,063	-0,050	Obs.	415093	379369
Robuste	-	-	-14,2	0,00	-0,063	-0,048	Eff.	107843	105867
<b>#Diagnostic TDAH 3 ou plus</b>									
Conventionnelle	-0,049	0,00	-15,1	0,00	-0,055	-0,042	Obs.	415093	379369
Robuste	-	-	-12,5	0,00	-0,055	-0,040	Eff.	94749	93630
<b>#Diagnostic TDAH 2 ou plus, 1996</b>									
Conventionnelle	-0,043	0,01	-5,5	0,00	-0,058	-0,028	Obs.	46102	41638
Robuste	-	-	-4,5	0,00	-0,059	-0,023	Eff.	15312	14686
<b>#Diagnostic TDAH 2 ou plus, 2000</b>									
Conventionnelle	-0,060	0,01	-6,0	0,00	-0,080	-0,041	Obs.	39596	36837
Robuste	-	-	-4,9	0,00	-0,083	-0,036	Eff.	12463	12161
<b>#Diagnostic TDAH 2 ou plus, 2005</b>									
Conventionnelle	-0,064	0,01	-6,7	0,00	-0,083	-0,045	Obs.	42253	37952
Robuste	-	-	-5,4	0,00	-0,085	-0,040	Eff.	11863	11826
<b>#Diagnostic TDAH 2 ou plus, &gt;2003, garçons</b>									
Conventionnelle	-0,070	0,01	-5,9	0,00	-0,094	-0,047	Obs.	42358	38427
Robuste	-	-	-4,8	0,00	-0,099	-0,041	Eff.	9852	9731
<b>#Diagnostic TDAH 2 ou plus, &gt;=2003, filles</b>									
Conventionnelle	-0,041	0,01	-4,4	0,00	-0,059	-0,023	Obs.	40293	36950
Robuste	-	-	-3,5	0,00	-0,057	-0,016	Eff.	9451	9477
<b>#Diagnostic TDAH 2 ou plus, &gt;=2000, région Montréal</b>									
Conventionnelle	-0,012	0,01	-2,1	0,04	-0,024	-0,001	Obs.	45309	41456
Robuste	-	-	-1,6	0,12	-0,025	0,003	Eff.	11717	11626
<b>#Diagnostic TDAH 2 ou plus, &gt;=2000, région Montréal, garçons</b>									
Conventionnelle	-0,054	0,01	-4,3	0,00	-0,079	-0,029	Obs.	23007	21313
Robuste	-	-	-3,8	0,00	-0,087	-0,027	Eff.	5616	5679
<b>#Diagnostic TDAH 2 ou plus, &gt;=2000, région Montréal, filles</b>									
Conventionnelle	-0,010	0,01	-1,1	0,25	-0,028	0,007	Obs.	22081	20639
Robuste	-	-	-0,7	0,47	-0,029	0,013	Eff.	5117	5194
<b>#Diagnostic TDAH 2 ou plus, &gt;=2000, région Hors-Montréal</b>									
Conventionnelle	-0,070	0,01	-10,0	0,00	-0,082	0,056	Obs.	45309	41456
Robuste	-	-	-0,82	0,00	-0,080	0,050	Eff.	11717	11626
<b>#Diagnostic TDAH 2 ou plus, &gt;=2000, région Hors-Montréal, garçons</b>									
Conventionnelle	-0,070	0,01	-5,9	0,00	-0,094	-0,047	Obs.	42358	38427
Robuste	-	-	-4,8	0,00	-0,099	-0,041	Eff.	9852	9731
<b>#Diagnostic TDAH 2 ou plus, &gt;=2000, région Hors-Montréal, filles</b>									
Conventionnelle	-0,041	0,01	-4,4	0,00	-0,059	-0,023	Obs.	40293	36950
Robuste	-	-	-3,5	0,00	-0,057	-0,016	Eff.	9451	9477
<b>#Diagnostic TDAH 2 ou plus, Adhérents au RPAM</b>									
Conventionnelle	-0,060	0,01	-11,5	0,00	-0,071	-0,050	Obs.	154472	143449
Robuste	-	-	-9,5	0,00	-0,071	-0,047	Eff.	43067	42525

**Tableau 13 suite : Effets du jour de naissance (28-30 septembre vs 1-3 octobre) sur les diagnostics de TDAH ou les prescriptions de médicaments par régression non-paramétrique de discontinuité**

Cas et méthodes	Coefficient	Erreur- Type	Z	P>z	Intervalle 95 pourcent	Obs. Eff.	Gauche Coupure	Droite Coupure
<b>#Diagnostic TDAH 2 ou plus, Prestataires de la sécurité du revenu au RPAM</b>								
Conventionnelle	-0,054	0,01	-6,6	0,00	-0,070 -0,038	Obs.	51957	49040
Robuste	-	-	-5,5	0,00	-0,074 -0,035	Eff.	20309	19491
<b>#Diagnostic TDAH 2 ou plus, Assurés au privé pour médicaments</b>								
Conventionnelle	-0,056	0,00	-13,0	0,00	-0,065 -0,048	Obs.	208664	186880
Robuste	-	-	-10,7	0,00	-0,067 -0,046	Eff.	57000	55081
<b>#Diagnostic TDAH 2 ou plus, Assurés au privé pour médicaments, garçons</b>								
Conventionnelle	-0,064	0,01	-9,3	0,00	-0,078 -0,051	Obs.	106581	95297
Robuste	-	-	-7,6	0,00	-0,080 -0,047	Eff.	29044	27944
<b>#Diagnostic TDAH 2 ou plus, Assurés au privé pour médicaments, filles</b>								
Conventionnelle	-0,047	0,00	-9,7	0,00	-0,056 -0,037	Obs.	102083	91583
Robuste	-	-	-8,2	0,00	-0,059 -0,036	Eff.	34269	32768
<b>#Prescription médicaments TDAH 1 ou plus, 1996</b>								
Conventionnelle	-0,032	0,01	-2,3	0,02	-0,060 -0,005	Obs.	24388	22496
Robuste	-	-	-1,7	0,10	-0,059 0,005	Eff.	5567	5480
<b>#Prescription médicaments TDAH 1 ou plus, 2000</b>								
Conventionnelle	-0,087	0,01	-5,9	0,00	-0,115 -0,058	Obs.	20561	19553
Robuste	-	-	-5,3	0,00	-0,125 -0,058	Eff.	5989	6073
<b>#Prescription médicaments TDAH 1 ou plus, 2005</b>								
Conventionnelle	-0,052	0,01	-3,7	0,00	-0,080 -0,024	Obs.	18519	17444
Robuste	-	-	-2,9	0,00	-0,080 -0,015	Eff.	6386	6480
<b>#Prescription médicaments TDAH 1 ou plus, &gt;=2003, garçons</b>								
Conventionnelle	-0,074	0,02	-4,8	0,00	-0,104 -0,044	Obs.	28645	26722
Robuste	-	-	-3,9	0,00	-0,107 -0,035	Eff.	7075	7123
<b>#Prescription médicaments TDAH 1 ou plus, &gt;=2003, filles</b>								
Conventionnelle	-0,025	0,01	-2,0	0,05	-0,049 0,000	Obs.	27278	25683
Robuste	-	-	-1,4	0,16	-0,049 0,008	Eff.	6403	6456
<b>#Prescription médicaments TDAH 1 ou plus, &gt;=2003, Montréal</b>								
Conventionnelle	-0,039	0,01	-2,9	0,00	-0,065 -0,012	Obs.	15605	14788
Robuste	-	-	-2,3	0,02	-0,070 -0,005	Eff.	3903	3954
<b>#Prescription médicaments TDAH 1 ou plus, &gt;=2003, Montréal, garçons</b>								
Conventionnelle	-0,077	0,02	-3,5	0	-0,120 -0,034	Obs.	8045	7478
Robuste	-	-	-2,9	0,003	-0,130 -0,026	Eff.	2113	2118
<b>#Prescription médicaments TDAH 1 ou plus, &gt;=2003, Montréal, filles</b>								
Conventionnelle	0,005	0,01	0,3	0,746	-0,024 0,033	Obs.	7560	7310
Robuste	-	-	0,5	0,649	-0,026 0,042	Eff.	1914	1973
<b>#Prescription médicaments TDAH 1 ou plus, &gt;=2003, Hors-Montréal</b>								
Conventionnelle	-0,047	0,01	-4,4	0	-0,067 -0,026	Obs.	55923	52405
Robuste	-	-	-3,5	0	-0,068 -0,019	Eff.	12125	12342
<b>#Prescription médicaments TDAH 1 ou plus, &gt;=2003, Hors-Montréal, garçons</b>								
Conventionnelle	-0,074	0,02	-4,8	0	-0,104 -0,044	Obs.	28645	26722
Robuste	-	-	-3,9	0	-0,107 -0,035	Eff.	7075	7123
<b>#Prescription médicaments TDAH 1 ou plus, &gt;=2003, Hors-Montréal, filles</b>								
Conventionnelle	-0,025	0,01	-2,0	0,046	-0,049 0,000	Obs.	27278	25683
Robuste	-	-	-1,4	0,157	-0,049 0,008	Eff.	6403	6456

**Tableau 13 fin : Effets du jour de naissance (28-30 septembre vs 1-3 octobre) sur les diagnostics de TDAH ou les prescriptions de médicaments par régression non-paramétrique de discontinuité**

Cas et méthodes	Coefficient	Erreur- Type	Z	P>z	Intervalle 95 pourcent		Obs. Eff.	Gauche Coupure	Droite Coupure
<b>#Prescription médicaments TDAH 1 ou plus, Adhérents au RPAM</b>									
Conventionnelle	-0,060	0,00	-13,6	0,00	-0,069	-0,052	Obs.	154472	143449
Robuste	-	-	-11,3	0,00	-0,070	-0,050	Eff.	60697	58754
<b>#Prescription médicaments TDAH 1 ou plus, Prestataires sécurité du revenu au RPAM</b>									
Conventionnelle	-0,057	0,01	-5,4	0,00	-0,078	-0,036	Obs.	51957	49040
Robuste	-	-	-4,4	0,00	-0,078	-0,029	Eff.	14415	14112
<b>#Prescription médicaments TDAH 2 ou plus, &gt;=2003, Adhérents RPAM, garçons</b>									
Conventionnelle	-0,084	0,01	-11,3	0,00	-0,098	-0,069	Obs.	78656	73374
Robuste	-	-	-9,7	0,00	-0,102	-0,068	Eff.	27001	26285
<b>#Prescription médicaments TDAH 2 ou plus, &gt;=2003, Adhérents RPAM, filles</b>									
Conventionnelle	-0,036	0,01	-5,0	0,00	-0,050	-0,022	Obs.	75816	70075
Robuste	-	-	-4,0	0,00	-0,049	-0,017	Eff.	15254	15183
<b>#Prescription médicaments TDAH 2 ou plus, &gt;=2003, Prestataires sécurité du revenu RPAM, garçons</b>									
Conventionnelle	-0,070	0,01	-4,8	0,00	-0,099	-0,041	Obs.	26805	25151
Robuste	-	-	-3,8	0,00	-0,103	-0,033	Eff.	7865	7671
<b>#Prescription médicaments TDAH 2 ou plus, &gt;=2003, Prestataires sécurité du revenu RPAM, filles</b>									
Conventionnelle	-0,034	0,01	-2,9	0,00	-0,056	-0,011	Obs.	25152	23889
Robuste	-	-	-2,2	0,03	-0,057	-0,003	Eff.	7370	7221

Notes : Obs. signifie le nombre d'observations de l'échantillon retenu; Eff. signifie le nombre d'observations utilisées; pour les prescriptions, les jeunes sont ceux assurés par le RPAM.

Source : Calculs des auteurs à partir de l'échantillon général sélectionné.

## 7. Comparaisons avec des études internationales et estimations des coûts des surdiagnostics et de la surmédication

### 7.1 Estimations quantitatives des diagnostics de TDAH

Notre estimation synthèse de l'effet de la date de naissance sur les taux de diagnostics peut être comparée avec celles obtenues dans 7 études portant sur des juridictions différentes (voir l'annexe A), dont une sur la Colombie-Britannique. Dans notre étude, pour calculer l'effet en pourcentage, nous avons utilisé les résultats présentés dans la partie supérieure du tableau 12 pour l'ensemble de notre échantillon. Pour 2 des 7 études, nous reprenons les résultats présentés dans la figure 5 de Schwandt et Wupperman (2016) ; pour les autres, nous tirons notre estimation des tableaux de résultats provenant de chacune de ces études. Le tableau 14 présente, dans la première colonne, les auteurs et l'année de parution de l'étude ; dans la seconde, le pays ou la province des échantillons ; dans la troisième, l'effet de la date de naissance en pourcentage ; dans la quatrième, le taux de diagnostics pour l'échantillon et dans la cinquième, les années couvertes par l'échantillon ; enfin, la dernière colonne indique l'âge des enfants dans la ou les enquête(s) utilisée(s) par les chercheurs.

Deux constats ressortent. Premièrement, dans toutes ces études, y compris la nôtre, les déviations de taux relativement aux plus jeunes et à ceux qui sont un peu plus âgés nés après la date butoir officielle de la juridiction sont importantes, une fois exprimées en pourcentages, sauf au Danemark. Deuxièmement, le taux de TDAH au Québec est beaucoup plus élevé que dans les autres pays, ce qui s'explique en partie par le fait que l'horizon d'âge des enfants est plus grand, et surtout que les données sont plus récentes et portent sur davantage de jeunes. En effet, le taux serait inférieur si on s'en tenait aux années 2000-2010 et aux moins de 13 ans, et on se rapprocherait alors du taux

calculé par Evans *et al.* (2010). Le taux se maintiendrait tout de même au-dessus de 10 %. Nous présentons ces différences seulement comme repères en vue de futures études sur la question.

**Tableau 14 : Effets de la date de naissance sur le TDAH en pourcentage selon 8 études**

Études	Région	Effet %	Taux	Années	Âge
Dalsgaard et al., 2012	Danemark	0.0	1.5	1997-2010	7-13 ans
Morrow et al., 2012	Colombie-Britannique	30	4.2	1997-2008	6-12 ans
Elder, 2010	États-Unis	55	6.5	1988-2008	6-14 ans
Zoëga et al., 2012	Islande	45	6.1	2003-2009	9-12 ans
Schwandt, Wupperman, 2016	Allemagne	20	4.2	2008-2011	7-17 ans
<i>Notre étude, 2022</i>	<b>Québec</b>	<b>35</b>	<b>17.1</b>	<b>2000-2018</b>	<b>4-17 ans</b>
Evans et al., 2010	États-Unis	28	8.6	1996-2006	7-17 ans
Layton et al., 2018	États-Unis	34	7.4	2007-2015	4-7 ans

Source : Calculs des auteurs selon les résultats présentés dans les études.

Il est plus délicat d'identifier l'effet quantitatif des surprescriptions de médicaments TDAH, car les prescriptions des jeunes assurés par le régime privé ne sont pas accessibles. La plupart des études citées n'avancent pas d'estimation chiffrée des prescriptions et fournissent seulement la proportion des jeunes qui ont reçu une prescription. C'est le cas par exemple en Colombie-Britannique, qui n'a pas de régime public d'assurance médicaments, mais où l'information sur les prescriptions des usagers de l'assurance maladie est accessible.

## 7.2 Estimation des coûts excédentaires

Le tableau 15 présente une estimation des coûts excédentaires engendrés par les surdiagnostics et les surprescriptions. Elle est le résultat d'une série de calculs destinés à déterminer, en dollars de 2018, les coûts des différences de taux, par mois de naissance, d'actes médicaux et de prescriptions de médicaments TDAH par rapport à une naissance en octobre pour la période de services 2000-2018. Pour cette estimation, nous prenons en compte tous les enfants pour lesquels on a des informations sur leur adresse de résidence à une année donnée et inscrits à la RAMQ avant 5 ans. On calcule donc les coûts supplémentaires possiblement associés aux surdiagnostics et à la surmédication pour la cohorte d'enfants nés de 1996 à 2005 et qui, techniquement, ont été couverts par la RAMQ pour une ou toutes les années alors qu'ils avaient moins de 18 ans. Cette estimation fournit la limite supérieure des coûts supplémentaires possibles. En effet, il se peut que les différences entre les coûts par enfant né en octobre et dans un autre mois soient causées par d'autres facteurs que la confusion entre comportements immatures en classe et TDAH. Il est aussi possible qu'il y ait sous-diagnostic en octobre, mais ces cas sont certainement rares, compte tenu des taux très élevés qui caractérisent le Québec. Il reste fort probable qu'une proportion significative des coûts supplémentaires que nous avons calculés résulte de diagnostics ou de prescriptions inappropriées.

La séquence des calculs est la suivante : on additionne pour chaque année le coût des services médicaux ou des médicaments TDAH (couverts par le RPAM) selon le mois de naissance ; on divise ensuite par le nombre de jeunes pour obtenir le coût moyen selon le mois de naissance ; puis, on calcule ce que serait le coût total pour chaque mois si le coût par jeune était celui du mois d'octobre ; une fois ce coût obtenu, on prend la différence entre le coût observé pour le mois et le coût calculé avec le coût moyen d'octobre ; enfin, on fait la somme de ces différences pour chaque mois. Le résultat final peut être interprété comme une estimation des coûts possibles des surdiagnostics et de la surmédication du TDAH. Ils sont respectivement de 16,7 millions et 41 millions de dollars de 2018. Une

autre manière d'évaluer ces surcoûts est de déterminer ce que le gouvernement aurait économisé si le coût moyen avait été celui d'octobre pour tous les mois de naissance.

**Tableau 15 : Coût des services médicaux et des médicaments en dollars de 2018, années 2000-2018**

Mois	Nombre de personnes	Montant facturé Millions \$	Contribution Personne Assurée	Coût moyen \$	Si coût octobre \$	Différence octobre \$	Différence Personnes \$	Total Mois M \$
<b>Coût des services médicaux du TDAH</b>								
Janvier	71 500	5,9	-	82	76	6	421 920	
Février	67 080	6,1	-	91	76	15	990 990	
Mars	76 110	6,9	-	90	76	14	1 052 075	
Avril	76 665	7,5	-	97	76	21	1 617 680	
Mai	78 770	7,8	-	99	76	23	1 796 055	
Juin	74 990	7,7	-	103	76	26	1 975 190	
Juillet	77 790	8,4	-	108	76	32	2 463 460	
Août	75 430	8,4	-	112	76	36	2 700 160	
Septembre	76 735	8,7	-	114	76	38	2 895 640	
Octobre	72 410	5,5	-	76	76	0	0	
Novembre	67 985	5,5	-	81	76	5	329 390	
Décembre	68 275	5,6	-	82	76	6	430 605	
<b>Total</b>	<b>883 740</b>		<b>-</b>				<b>16 673 160</b>	<b>16,7</b>
<b>Coût des services pharmaceutiques de médicaments TDAH</b>								
Janvier	39 230	16,8	221	430	400	30	1 167 130	
Février	35 490	16,5	200	464	400	64	2 259 565	
Mars	39 485	18,2	250	462	400	62	2 452 495	
Avril	39 195	19,6	105	499	400	99	3 868 260	
Mai	40 470	20,4	496	504	400	104	4 207 200	
Juin	39 210	20,9	100	533	400	133	5 215 300	
Juillet	41 110	22,4	105	544	400	144	5 921 425	
Août	39 965	22,4	222	560	400	159	6 371 510	
Septembre	40 590	22,7	186	559	400	158	6 432 030	
Octobre	38 590	15,4	258	400	400	0	0	
Novembre	36 260	15,5	124	429	400	29	1 035 895	
Décembre	36 680	16,7	156	456	400	56	2 042 795	
<b>Total</b>	<b>466 275</b>						<b>40 973 612</b>	<b>41</b>

Note : Indices des prix à la consommation utilisés : 2000 (95.8), 2001 (98.0), 2002 (100.0), 2003 (102.5), 2004 (104.5), 2005 (106.9), 2006 (108.7), 2007 (110.4), 2008 (112.7), 2009 (113.4), 2010 (114.8), 2011 (118.3), 2012 (120.8), 2013 (121.7), 2014 (123.4), 2015 (124.7), 2016 (125.6), 2017 (126.9), 2018 (129.0).

Source : Calculs des auteurs à partir de l'échantillon sélectionné.

## 8. Interprétation et discussion

Au-delà des caractéristiques de base de l'échantillon étudié, mises en exergue dans l'analyse précédente, comme l'âge, le sexe et le statut d'assuré des jeunes, les données administratives de la RAMQ contiennent peu d'informations socioéconomiques permettant des interprétations causales de la fréquence élevée du TDAH au Québec, et de la prise de médicaments subséquente. Les résultats empiriques pointent nettement l'âge relatif comme déclencheur des diagnostics de TDAH, mais non des autres problèmes de santé avec diagnostics médicaux. Cependant, d'autres facteurs devraient lui être associés. De plus, les conséquences de la présence des symptômes suggérant le TDAH sont peu analysées, notamment celles de l'incidence élevée de la prise de médicaments psychostimulants à un très jeune âge.

### 8.1 Multiplications des diagnostics de TDAH

Une piste que nous n'avons pas suivie avec attention est celle des ressources médicales, de leur structure et de leur répartition dans les régions sociosanitaires. Les informations de la RAMQ indiquent que les diagnostics de TDAH sont tous établis par des médecins généralistes (souvent pédiatres) ou des spécialistes (par exemple des psychiatres).<sup>30</sup> Mais il est difficile, sur cette base, de discerner des régularités sans prendre aussi en compte la diversité des lieux de pratique où sont posés les diagnostics (cabinets privés, institutions de soins médicaux). Les omnipraticiens et les pédiatres sont les médecins les plus consultés par les personnes présentant des symptômes de TDAH. L'examen du profil hiérarchique d'utilisation des services révèle qu'avec le passage à l'âge adulte, les personnes avec un diagnostic de TDAH ont moins recours aux pédiatres et aux psychiatres, et s'adressent davantage aux urgences. La prise en compte des régions sociosanitaires révèle des différences entre Montréal et les autres régions. Ainsi, en région excentrée et peu densément peuplée, ce sont les psychiatres qui établissent le plus de diagnostics de TDAH. Les résultats suggèrent en outre que les modes de consultation par les parents diffèrent selon les régions. Il serait alors intéressant de faire le lien entre la dispersion des ressources médicales par région et le TDAH.

### 8.2 Effets associés au statut socioéconomique

Selon l'INSPQ (2019), les données du SISMACQ indiquent une prévalence moindre du TDAH chez les personnes issues de familles favorisées sur le plan matériel (scolarité, emploi et revenu).<sup>31</sup> Cependant, aucune différence n'a été observée sur le plan social (structure familiale et état matrimonial). Les indices de l'INSPQ sont d'anciens indices dérivés de la construction de quintiles fragiles à partir de variables des recensements canadiens (comme la diplomation au secondaire, le taux d'emploi, le revenu moyen, le nombre de personnes seules, séparées ou divorcées, et de familles monoparentales) calculées pour plusieurs agglomérations de recensement (Pampalon, Gamache et Hamel, 2010) et qui gagneraient à être actualisées. Les recensements traditionnels ne peuvent remplacer une enquête socioéconomique de santé comme l'Enquête canadienne sur les mesures de la santé. Des enquêtes de ce type peuvent être couplées avec des fichiers de données fiscales, de données sur l'éducation et avec le recensement. Il s'agit toutefois d'une procédure onéreuse que Statistique Canada n'entreprend que dans certaines de ses enquêtes longitudinales.

---

<sup>30</sup> Quelques milliers de diagnostics sont posés par des médecins spécialistes dans un éventail de spécialités autres que la psychiatrie, mais leur nombre reste marginal et diminue avec le temps.

<sup>31</sup> Toutefois, les données en santé du SISMACQ ne comportent pas de tels indicateurs.

Les données administratives de la RAMQ ne contiennent pas d'informations sur la situation matérielle ou sociale des jeunes et de leurs parents. Cependant, certains résultats des parties 3 à 6 suggèrent des différences importantes dans les taux de diagnostics ou de prescriptions sur la base du statut d'assuré, qui est un indicateur indirect de la situation socioéconomique. En effet, les enfants de prestataires de la sécurité du revenu ont des taux beaucoup plus élevés que les enfants d'adhérents ou d'assurés au privé, ce qui révèle un lien entre ressources financières et TDAH. Par contre, il y a peu de différences entre adhérents et assurés du secteur privé, ce qui suggère que l'effet des ressources financières sur le TDAH n'est pas linéaire. Le régime général d'assurance médicaments propre au Québec a certainement une influence sur les comportements des différents acteurs dans ce domaine.

### 8.3 Rôle des acteurs de l'environnement scolaire

Des acteurs autres que les médecins jouent un rôle dans le portrait du TDAH au Québec. Plusieurs études déjà citées s'appuient sur des questions provenant des parents et des enseignants sur les symptômes du TDAH ou la consommation de médicaments afférente. Elles montrent que l'école est un lieu crucial pour l'établissement des diagnostics de TDAH. Les études récentes de Brault *et al.* (2022) sur le TDAH dans les écoles mettent l'accent sur les enseignants. En effet, ceux-ci sont, année après année, en contact avec des cohortes d'élèves qui leur permettent de comparer les comportements par groupes d'âge. Une part très importante des jeunes avec un TDAH diagnostiqué est concentrée parmi les moins de 13 ans. Outre les enseignants, l'organisation scolaire et les différents intervenants, comme les conseillers scolaires et la panoplie de consultants externes spécialisés en divers types de comportements,<sup>32</sup> pèsent probablement sur la prévalence et l'incidence générale du TDAH. Pour aller plus loin, il faudrait obtenir plus d'informations sur la composition des classes (âge, sexe, date d'entrée, diversité culturelle et immigration) et les caractéristiques sociodémographiques des écoles. Par ailleurs, les signes annonciateurs du TDAH peuvent être semblables à ceux d'autres troubles, ce qui complique le diagnostic par l'école. Le personnel des écoles subit en outre des pressions pour intervenir dans les cas de troubles d'apprentissage et du comportement, de précocité intellectuelle, de troubles anxieux, de dépression, de maltraitance et de troubles du spectre de l'autisme.

### 8.4 Faiblesses de l'étude et extensions

L'absence de données sur les retombées éducatives et sur le bien-être des diagnostics et de la médication du TDAH est une faiblesse de l'étude, qui en suggère immédiatement une extension. Au-delà du constat des études médicales, selon lequel le traitement du TDAH par psychostimulants est efficace pour réduire inattention et hyperactivité, et semble avoir peu de conséquences négatives à court terme, ses effets sur les résultats éducatifs ne sont pas connus. Dans la mesure où les symptômes du TDAH se manifestent surtout avant 13 ans, il est impératif, sur le plan des connaissances, de faire le lien entre les données médicales et les données éducatives des plus

---

<sup>32</sup> Un document public (2022), préparé par Benoît Hammarrenger et disponible sur le site web de l'association québécoise des neuropsychologues, affirme : (1) que le TDAH est un trouble neurologique, dont les symptômes échappent au contrôle et à la bonne volonté de l'enfant ; (2) qu'il faut un neuropsychologue pour s'assurer de poser un bon diagnostic et éviter les faux TDAH. <https://aqnp.ca/documentation/developpemental/tdah/>



jeunes.<sup>33</sup> Il en va de même pour la question de l'effet du traitement du TDAH sur le bien-être des jeunes et/ou de leurs parents. La généralisation de la scolarisation en prématernelle et la hausse de fréquentation des services de garde hors foyer parental par les enfants d'un an et plus soulèvent la question du TDAH parmi les très jeunes enfants.

Deux autres extensions de l'étude sont possibles : d'une part, l'examen des ressources et des pratiques médicales en lien avec les comportements du type TDAH ; d'autre part, l'analyse des pratiques des enseignants et des écoles quant aux comportements associés au TDAH. Un projet de recherche ambitieux pour analyser les liens entre le TDAH et l'école pourrait se baser sur un appariement des données du ministère de l'Éducation (MEQ) et de celles de la RAMQ, service payant actuellement offert par l'ISQ.

Enfin, nous suggérons aux autorités de procéder à une enquête longitudinale avec une cohorte entrant au primaire, avant que les enfants ne soient diagnostiqués pour un TDAH. Les tests les plus précis de détection du TDAH seraient passés par tous les enfants de l'enquête. Ceci permettrait de confirmer les résultats obtenus par notre recherche et de préciser la prévalence du TDAH au Québec.

## 9. Conclusion

Très peu d'études documentent au Canada la prévalence chez les jeunes des diagnostics médicaux de TDAH et des traitements par psychostimulants. Au Québec, l'accès aux données administratives de santé reste une démarche longue soumise à des contraintes importantes. La présente étude innove par son ampleur, son caractère exhaustif pour une population de jeunes et son très large échantillon de données administratives récentes non publiques sur la santé. Il s'agissait d'analyser, pour environ 795 000 jeunes de dix cohortes nées de 1996 à 2005, les services médicaux avec diagnostics de TDAH rendus par la Régie de l'assurance maladie du Québec entre 4 ans et 18 ans de 2000 à 2018, et les services pharmaceutiques fournis aux jeunes assurés par le Régime public d'assurance médicaments.

Les résultats indiquent que le Québec se démarque des autres provinces et des pays à haut revenu, et pourrait détenir le titre de champion du TDAH et de la médication associée, à tout le moins au Canada. Les résultats empiriques présentés sont forts et robustes. Ils montrent, de la maternelle à la fin du primaire, des sauts importants dans les diagnostics et les traitements du TDAH associés aux dates d'anniversaire des jeunes, lorsqu'ils sont nés près de la date butoir d'entrée à l'école. Or, il n'y a pas de raison de croire que des enfants nés peu avant le 30 septembre soient plus susceptibles de souffrir de troubles neurobiologiques parce qu'ils sont les plus jeunes de leur classe.

Les analyses mettent en lumière d'autres constats solides appuyés par plusieurs estimations empiriques. Les garçons ont une fréquence de diagnostics de TDAH beaucoup plus élevée que les filles. Les taux de TDAH des filles se rapprochent de ceux des garçons vers la préadolescence, bien qu'ils demeurent nettement inférieurs. Au fil des années, de la cohorte 1996 à celle de 2005 (cette dernière étant suivie jusqu'à 13 ans seulement en 2018), la fréquence du TDAH a suivi une pente ascendante, avec un tassement vers la fin des années 2010.

---

<sup>33</sup> Les données de l'INSPQ et de l'INESSS portent sur les moins de 26 ans sans distinction fine entre les groupes d'âge, alors que tous nos résultats identifient les moins de 13 ans comme les plus susceptibles d'être mal diagnostiqués.

D'après les services médicaux à l'acte facturés par les médecins à la RAMQ et les médicaments d'ordonnance facturés au RPAM figurant dans les données de l'échantillon sélectionné pour l'étude, le TDAH apparaît comme un problème de santé d'envergure engendrant des dépenses publiques importantes. Pour les jeunes de l'échantillon (1996-2005 et 2005), ils sont supérieurs aux coûts associés aux autres pathologies définies de manière assez large. Pour nos 10 cohortes de naissances, nous avons calculé que si le coût unitaire associé au TDAH était pour tous les enfants au niveau de ceux qui sont nés en octobre, une diminution de 17 millions des coûts des services médicaux (RAMQ) et de 41 millions (en dollars de 2018) pour les médicaments (RPAM) aurait été envisageable – ces estimations constituant une limite supérieure aux réductions de coûts possibles.

Finalement, il serait important de se pencher sur les fortes différences de taux entre Montréal et les autres régions sociosanitaires, qui vont de 2 à 18 points de pourcentage selon les régions. Des différences de quelques points paraîtraient normales, mais pas les différences observées tant chez les garçons que chez les filles. En comprenant mieux l'effet de la date de naissance et les différences régionales, il deviendrait possible de diminuer le nombre d'enfants médicamentés pour le TDAH au Québec, de manière à approcher les taux du reste du Canada, avec deux bénéfices majeurs : avoir moins d'enfants médicamentés alors qu'ils ne devraient pas l'être et réduire les coûts associés au TDAH pour le gouvernement et les assureurs, donc pour les contribuables et les cotisants du secteur privé.

## Acronymes

ELDEQ : Enquête longitudinale sur le développement des enfants du Québec (Institut de la statistique du Québec – ISQ).

ELNEJ : Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes (Statistique Canada, 1994-2008).

INSPQ : Institut national de la santé publique du Québec.

INESSS : Institut national d'excellence en santé et en services sociaux.

RAMQ : Régie de l'assurance maladie du Québec/Régime d'assurance maladie du Québec.

RPAM : Régime public d'assurance médicaments du Québec.

## Références

- Bachmann, C., Willard, L., Kalverdijk, L. *et al.*, (2017). Trends in ADHD medication use in children and adolescents in five western countries, 2005–2012. *European Neuro-psychopharmacology*, 27(5):484–493. <https://doi.org/10.1016/j.euroneuro.2017.03.002>
- Biederman, J., Faraone, S., (2005). Attention-deficit hyperactivity disorder. *Lancet* 366:237–248. <https://doi.org/10.1016/s0140-6736>
- Brault, M.-C., Lacourse, E., (2012). Prevalence of prescribed attention-deficit hyperactivity disorder medications and diagnosis among Canadian preschoolers and school-age children: 1994-2007. *Canadian Journal of Psychiatry*, 57(2):93-101.
- Brault, M.-C., Degroote, E., Jean, M., Van Houtte, M., (2022a). Relative age effect in Attention Deficit/Hyperactivity Disorder at various stages of the medicalization process. *Children*. 9, 889. <https://doi.org/10.3390/children9060889>
- Brault, M.-C., Degroote, E., Van Houtte, M., (2022b). Disparities in the Prevalence of ADHD Diagnoses, Suspicion, and Medication Use between Flanders and Québec from the Lens of the Medicalization Process. *Health: An interdisciplinary journal*. <https://doi.org/10.1177/13634593221093492>
- Brault, M.-C., Degroote, E., Van Houtte, M., (2022c). Le rôle de l'école dans l'identification des élèves sous la catégorie « TDAH » au Québec et en Flandre. *Revue internationale d'éducation de Sèvres*, à paraître au long, 2024.
- Boyle, M., Georgiades, K., (2010). Perspectives on Child Psychiatric Disorders. Dans J. Cairney, D. Streiner, (ed). *Mental Disorders in Canada, an epidemiological perspective*. Chap. 10: 205-226. Toronto University Press. Toronto.
- Breton, J.-J., Bergeron, L., Valla, J.-P., (1993). Rapport de recherche : Enquête québécoise sur la santé mentale des jeunes de 6 à 14 ans 1992. Volume 2 : Prévalence des troubles mentaux et utilisation des services, Hôpital Rivière-des-Prairies et Santé Québec.
- Calonico, S., Cattaneo, M., Farrell, M., Titiunik, R., (2017). rdrobust: Software for regression discontinuity designs. *Stata Journal* 17, 372–404.
- Cardin, J-F., Desrosiers, H., Belleau, L., Giguère, C., Boivin, M., (2011). Les symptômes d'hyperactivité et d'inattention chez les enfants de la période préscolaire à la deuxième année du primaire. Portraits et trajectoires. Série Étude longitudinale du développement des enfants du Québec – ELDEQ, numéro 12. Québec, Institut de la statistique du Québec (ISQ).
- Caye, A., Petresco, S., de Barros AJD., Bressan, RA., Gadelha, A., Gonçalves. H., Manfro, AG., Matijasevich, A., Menezes, AMB., Miguel, EC., Munhoz, TN., Pan, PM., Salum, GA., Santos, IS., Kieling, C., Rohde, LA., (2019). Relative Age and Attention-Deficit/Hyperactivity Disorder: Data From Three Epidemiological Cohorts and a Meta-analysis. *Journal of American Academy of Child and Adolescent Psychiatry*, 59(8):990-997. <https://doi.org/10.1016/j.jaac.2019.07.939>

- Chen, M., Lan, W., Bai, Y., et al., (2016). Influence of relative age on diagnosis and treatment of attention-deficit hyperactivity disorder in Taiwanese children. *Journal of Pediatric*, 172(162–167): e1. <https://doi.org/10.1016/j.jpeds.2016.02.012>
- CSBE (2015), Commissaire à la santé et au bien-être. Les médicaments d'ordonnance : agir sur les coûts et l'usage au bénéfice du patient et de la pérennité du système. Rapport d'appréciation de la performance du système de santé et des services sociaux. Québec, QC.
- Cuffe, P., Moore, G., McKeown, R., (2009). ADHD and health services utilization in the national health interview survey. *Journal of attention disorders*, 12(4), 330–340.
- Currie, J., Stabile, M., Jones, L., (2014). Do stimulant medications improve educational and behavioral outcomes for children with ADHD? *Journal of Health Economics*, 37(1): 58-69. <http://www.nber.org/papers/w19105>.
- Currie, J., Kahn, R., (2012). Children with disabilities: introducing the issue. *Future of children*, 22(1): 3–11.
- Currie, J., Stabile, M., (2009). Mental health in childhood and human capital. In Gruber, J. (ed.) *An Economic Perspective on the Problem of Disadvantaged Youth*. University of Chicago Press. Chicago.
- Currie, J., Stabile, M., (2006). Child mental health and human capital accumulation: the case of ADHD. *Journal of Health Economics*, 25(6): 1094–1118.
- Dalsgaard, S., Mortensen, P.B., Frydenberg, M., Maibing, C.M., Nordentoft, M., Thomsen, P.H., (2014). Association between Attention-Deficit Hyperactivity Disorder in childhood and schizophrenia later in adulthood. *European Psychiatry*, 29(4):259-63. <https://doi.org/10.1016/j.eurpsy.2013.06.004>
- Dalsgaard, S., Humlum, M., Nielsen, H., Simonsen, M., (2012). Common Danish standards in prescribing medication for children and adolescents with ADHD. *European Child and Adolescent Psychiatry*, 23(9):841–844. <https://doi.org/10.1007/s00787-013-0508-5>
- Douglas, V. (1999). Cognitive control processes in attention-deficit/hyperactivity disorder. *Handbook of disruptive behavior disorder*. Springer US, 105–138.
- Elder, T., (2010). The importance of relative standards in ADHD diagnoses: evidence based on exact birth dates. *Journal of Health Economics*, 29(5):641–656. <https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2010.06.003>
- Elder, T., Lubotsky, D., (2009). Kindergarten entrance age and children's achievement impacts of state policies, family background, and peers. *Journal of Human Resources*, 44(3):641-683.
- Evans, W., Morrill, M., Parente, S., (2010). Measuring inappropriate medical diagnosis and treatment in survey data: the case of ADHD among school-age children. *Journal of Health Economics*, 29(5):657–673. <https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2010.07.005>
- Faraone, S. et al., (2021). The World Federation of ADHD International Consensus Statement: 208 evidence-based conclusions about the disorder. *Neuroscience & Biobehavioral Reviews*, 128:789-818 (1-73). <https://doi.org/10.1016/j.neubiorev.2021.01.022>
- Faraone, S., Sergeant, J., Gillberg, C., Biederman, J. (2003). The worldwide prevalence of ADHD: is it an American condition? *World Psychiatry*, 2 (2):104-13.
- Fletcher, J., Wolfe, B., (2008). Child mental health and human capital accumulation: the case of ADHD revisited. *Journal of Health Economics*, 27(3): 794–800.
- Gouvernement du Canada, (2015). ADHD drugs may increase risk of suicidal thoughts and behaviours in some people; benefits still outweigh risks. <http://healthycanadians.gc.ca/recall-alert-rappelavis/hc-sc/2015/52759a-eng.php>
- Halldner, L., Tillander, A., Lundholm, C., et al., (2014). Relative immaturity and ADHD: Findings from nationwide registers, parent- and self-reports. *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, 55(8):897-904. <https://doi.org/10.1111/jcpp.12229>
- Hoshen, M.B., Benis, A., Keyes, K.M., Zoëga, H., (2016). Stimulant use for ADHD and relative age in class among children in Israel. *Pharmacoepidemiology Drug Safety*, 25(6):652-60. <https://doi.org/10.1002/pds.3962>

- Holland, J., Sayal, K., (2019). Relative age and ADHD symptoms, diagnosis and medication: a systematic review. *European Child and Adolescent Psychiatry*, 28:1417–1429. <https://doi.org/10.1007/s00787-018-1229-6>
- INESSS (2017a) Portrait de l'usage des médicaments spécifiques au trouble du déficit de l'attention avec ou sans hyperactivité (TDAH) chez les Québécois de 25 ans et moins. Rapport rédigé par Mélanie Turgeon, Québec, QC; 80p.
- INESSS (2017b) Portrait de l'usage des médicaments spécifiques au trouble du déficit de l'attention avec ou sans hyperactivité (TDAH) chez les Québécois de 25 ans et moins. Revue systématique sur les recommandations de bonne pratique quant à l'usage optimal des médicaments spécifiques au traitement du trouble du déficit de l'attention avec ou sans hyperactivité (TDAH) rédigé par Mélanie Turgeon, Marie-Claude Breton et Hélène Guay, Québec, QC; 27p.
- INESSS (2017c) Prévalence de l'usage des médicaments spécifiques au trouble du déficit de l'attention avec ou sans hyperactivité (TDAH) chez les canadiens de 25 ans et moins. Portrait rédigé par Éric Tremblay et Jean-Marc Daigle Québec, QC; 21p.
- INSPQ (2015). Surveillance des troubles mentaux au Québec : prévalence, mortalité et profil d'utilisation des services. Institut national de santé publique du Québec, Surveillance des maladies chroniques, no. 6.
- INSPQ (2019). Surveillance du trouble du déficit de l'attention avec ou sans hyperactivité (TDAH) au Québec
- Karlstad, Ø., Furu, K., Stoltenberg, C., Håberg, S., Bakken, I., (2017). ADHD treatment and diagnosis in relation to children's birth month: nationwide cohort study from Norway. *Scandinavian Journal of Public Health*, 45(4):343–349. <https://doi.org/10.1177/1403494817708080>
- Kazda, L., Bell, K., Thomas, R., Kevin, McGeechan, K., Sims, R., Barratt, A., (2021). Over-diagnosis of Attention-Deficit/Hyperactivity Disorder in Children and Adolescents: A Systematic Scoping Review. *JAMA Network Open*, 4 (4): 1-29. <https://doi.org/10.1001/jamanetworkopen.2021.5335>
- Krabbe, E., Thoutenhoofd, E., Conradi, M., Pijl, S., Batstra, L., (2014). Birth month as predictor of ADHD medication use in Dutch school classes. *European Journal of Special Needs Education*, 29(4):571–578. <https://doi.org/10.1080/08856257.2014.943564>
- Lachaine, J., De, G., Sikirica, V., Van Stralen, J., Hodgkins, P., Yang, H., (2014). Treatment patterns, resource use, and economic outcomes associated with atypical antipsychotic prescriptions in children and adolescents with attention-deficit hyperactivity disorder in Quebec. *Canadian Journal of Psychiatry*, 59(11):597-608.
- Lachaine, J., Beauchemin, C., Sasane, R., Hodgkins, P-S., (2012). Treatment patterns, adherence, and persistence in ADHD: A Canadian perspective. *Postgraduate Medicine*, 124(3):139-48.
- Lafortune, D., (2012). L'usage des médicaments psychotropes chez les enfants et adolescents. Cahier recherche et pratique, 2(1):16-
- Layton, TJ., Barnett, ML., Hicks, TR., et Jena, AB., (2018). Attention Deficit-Hyperactivity Disorder and Month of School Enrollment. *New England Journal of Medicine*, 379(22):2122-2130. <https://doi.org/10.1056/NEJMoa1806828>
- Librero, J., Izquierdo-María, R., García-Gil, M., Peiró, S., (2015). Children's relative age in class and medication for attention-deficit/hyperactivity disorder. A population-based study in a health department in Spain. *Medicina Clínica (English Edition)* 145(11):471–476. <https://doi.org/10.1016/j.medcle.2016.04.002>
- MaiBritt, G., Medin, E., Ahnemark, E., Russo, L., Carlqvist, P. (2018). Prevalence, Patient Characteristics, and Pharmacological Treatment of Children, Adolescents, and Adults Diagnosed With ADHD in Sweden. *Journal of Attention Disorder*, 22(1):3-13. <https://doi.org/10.1177/1087054714554617>.
- Mannuzza, S., Klein, G., (2000). Long-term prognosis in attention-deficit/hyperactivity disorder. Child and adolescent psychiatric clinics of North America.
- Mayes, R., Erkulwater, J., (2008). Medicating Kids: pediatric mental health policy and the tipping point for ADHD and stimulants. *Journal of policy history*. 20(03):309-343.

- Morrow, R., Garland, E., Wright, J., Maclure, M., Taylor, S., Dormuth, C., (2012). Influence of relative age on diagnosis and treatment of attention-deficit/hyperactivity disorder in children. *Canadian Medical Association Journal*, 184(7):755–762. <https://doi.org/10.1503/cmaj.111619>
- Nissen, S. (2006). ADHD drugs and cardiovascular risk. *The New England journal of medicine*. 354(21):2296–2298.
- Ontario Drug Policy Research Network (ODPRN) (2015). Treatments for attention deficit hyperactivity disorder in adults – Final Pharmacoepidemiology report. Toronto, ON: ODPRN.
- Pampalon, R., Gamache, P., Hamel, D., (2010). Indice de défavorisation matérielle et sociale du Québec, INSPQ.
- Perrin, J., Bloom, S., Gortmaker, S., (2007). The Increase of Childhood Chronic Conditions in the United States, <https://doi.org/10.1001/JAMA.297.24.2755>
- Polanczyk, G., Willcutt, E., Salum, G., Kieling, C., Rohde, L., (2014). ADHD prevalence estimates across three decades: an updated systematic review and meta-regression analysis. *International Journal of Epidemiology*, 43(2):434–442. <https://doi.org/10.1093/ije/dyt261>
- Pottegård, A., Hallas, J., Zoëga, H., (2014). Children’s relative age in class and use of medication for ADHD: A Danish Nationwide Study. *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, 55(11):1244–1250. <https://doi.org/10.1111/jcpp.12243>
- Romano, E., Thornhill, S., Lacourse, E., (2009). An 8-Year Follow-up Study of Profiles and Predictors of Methylphenidate Use in a Nationwide Sample of Boys. *Journal of Pediatrics*, 155:721-7. <https://doi.org/10.1016/j.jpeds>
- Sayal, K., Prasad, V., Daley, D., Ford, T., Coghill, D., (2017). ADHD in children and young people: prevalence, care pathways, and service provision. *Lancet Psychiatry*, 5(2):175-186. [https://doi.org/10.1016/S2215-0366\(17\)30167-0](https://doi.org/10.1016/S2215-0366(17)30167-0)
- Sayal, K., Chudal, R., Hinkka-Yli-Salomäki, S., Joelsson, P., Sourander, A., (2017). Relative age within the school year and diagnosis of attention-deficit hyperactivity disorder: a nationwide population-based study. *Lancet Psychiatry* 4(11):868–875. [https://doi.org/10.1016/s2215-0366\(17\)30394-2](https://doi.org/10.1016/s2215-0366(17)30394-2)
- Schachter, H., King, J., Langford, S., Moher, D., (2001). How efficacious and safe is short-acting methylphenidate for the treatment of attention-deficit disorder in children and adolescents? A meta-analysis. *Canadian medical association journal*, 165(11):1475-1488.
- Schwandt, H., Wuppermann, A., (2016.) The youngest get the pill: ADHD misdiagnosis in Germany, its regional correlates and international comparison. *Labour Economics*, 43:72–86. <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2016.05.018>
- Skounti, M., Philalithis, A., Galanakis, E., (2007). Variations in prevalence of attention deficit hyperactivity disorder worldwide. *European Journal of Pediatrics*, 166 (2): 117-23. <https://doi.org/10.1007/s00431-006-0299-5>
- Smolina, K., Morgan, S., (2014). The drivers of overspending on prescription drugs in Quebec. *Health Policy*, 10(2): 19-26.
- Vasiliadis, H-M., Diallo, FB., Rochette, L., Kisely, S., Fombonne, E., Thompson, A., Renaud, J., Lesage, A., (2017). Temporal Trends in the Prevalence and Incidence of Diagnosed ADHD in Children and Young Adults between 1999 and 2012 in Canada: A Data Linkage Study. *The Canadian Journal of Psychiatry*, 62(12):818-826. <https://doi.org/10.1177/0706743717714468>
- Whitely, M., Lester, L., Phillimore, J., Robinson, S., (2017). Influence of birth month on the probability of Western Australian children being treated for ADHD. *Medical Journal of Australia*, 206(2):85. <https://doi.org/10.5694/mja16.00398>
- Xu, G., Strathearn, L., Liu, B., Yang, B., Bao, W., (2018). Twenty-Year Trends in Diagnosed Attention-Deficit/Hyperactivity Disorder among US Children and Adolescents, 1997-2016. *JAMA Network Open*, 3:1(4):e181471. <https://doi.org/10.1001/jamanetworkopen.2018.1471>
- Zoëga, H., Valdimarsdóttir, U., Hernández-Díaz, S., (2012). Age, academic performance, and stimulant prescribing for ADHD: a nationwide cohort study. *Pediatrics*, 130 (6): 1012-1018. <https://doi.org/10.1542/peds.2012.06891>



## Annexe A : Tableaux supplémentaires A1/A2/A3/A4/A5/A6

Tableau A1 : Études sur le TDAH et le mois d'entrée à l'école

Étude	Pays	Données	N	Années	Âge	Diagnostic/Symptômes	Méthode
<b>Études analysées par Holland et Sayal (2019), sauf trois ayant moins de 6 000 observations</b>							
Elder (2010)	USA	Cohorte école-ECLSK	11 784	1998-2007	6-12	Enseignants-Parents	Régression de discontinuité
Evans (2010)	USA	Enquêtes médicales-Assurance privée	19 000-35 000	1997-2008	6-17	Médecins-Parents	Régression de discontinuité
Morrow (2012)	Canada (CB)	Ass. Santé – dépenses médicaments	937 943	2007-2008	6-12	Médicaments	Risque relatif
Zoega (2012)	Islande	Médicaments prescrits	11 785	2003-2009	6	Médicaments	Risque relatif
Schwandt (2016)	Allemagne	Assurance santé-médicaments	7,2 millions	2008-2011	4-14	Médecins-médica.	Régression de discontinuité
Chen (2016)	Taiwan	Assurance santé-médicaments	378 881	1997-2011	4-12	Médecins-médica.	Régression logistique
Dalsgaard (2012)	Danemark	Registre soins psychiatriques	418 396	1990-2001	7ans+	Médecins-	Risque relatif
Dalsgaard (2014)	Danemark	Registre soins psychiatriques	415 744			Médicaments	Risque proportionnel Cox
Halldner (2014)	Suède	Assurance santé-médicaments	56 263	2005-2009	6-65	Médecins-Parents	Rapport cotes d'exposition
Karlstad (2017)	Norvège	Assurance santé-médicaments	509 827	1998-2006	6-14	Médecins-médica.	Risque proportionnel Cox
Librero (2015)	Espagne	Données santé	20 237	-	6-12	Médicaments	MCO
Pottegard (2014)	Danemark	Registre médicaments	93 2032	2000-2012	6-10	Médicaments	Ratio prévalence proportionnel
Hoshen (2016)	Israël	Assurance médicaments	1 013 149	2006-2011	6-17	Médicaments	Risque relatif
Whittle (2017)	Australie	Registre médicaments	311 394	2013	6-15	Médicaments	Risque relatif
Sayal (2017)	Finlande	Registre santé	6 136	1998-2011	7-17	Médecins	Risque relatif
Layton (2018)	USA	Assurance privée	407 846	2007-2012	4-7	Médecins-médica.	MCO; régression discontinuité
Notre étude (2022)	Canada (QC)	Assurance santé-médicaments	794 460	2000-2018	4-18	Médecins-médica.	Taux de TDAH, MCO, Régression de discontinuité (RDrobust, RDplot)

Source : Synthèse par les auteurs des publications citées et de notre étude.

Tableau A2. Médicaments spécifiques au traitement du TDAH et leurs codes DIN considérés dans la présente étude couvrant la période du 1<sup>er</sup> avril 2014 au 31 mars 2015

<b>CODES DIN</b>	
<b>Méthylphénidate à courte durée d'action</b>	
Ritalin <sup>MC</sup> et ses génériques	00005185, 00005606, 00005614, 00271462, 00271470, 00422975, 00422983, 00584991, 00585009, 02126486, 02126494, 02230321, 02230322, 02234749, 02246991, 02247364, 02249324, 02249332, 02273950, 02274280, 02274299, 02274302, 02326221, 02326248, 02326256
<b>Méthylphénidate à durée d'action intermédiaire</b>	
Ritalin SR <sup>MC</sup> et ses génériques	00632775, 02266687, 02320312
<b>Dexamphétamine à courte durée d'action</b>	
Dexédrine <sup>MC</sup> et ses génériques	00027065, 01924516, 02443236
<b>Dexamphétamine à durée d'action intermédiaire</b>	
Dexédrine <sup>MC</sup> Spansule et ses génériques	00181439, 00181447, 01924559, 01924567
<b>Méthylphénidate à longue durée d'action</b>	
Concerta <sup>MC</sup> et ses génériques	02247732, 02247733, 02247734, 02250241, 02315068, 02315076, 02315084, 02315092, 02413728, 02413736, 02413744, 02413752
Biphentin <sup>MC</sup>	02277131, 02277158, 02277166, 02277174, 02277182, 02277190, 02277204, 02277212
<b>Sels mixtes d'amphétamine à longue durée d'action</b>	
Adderall XR <sup>MC</sup> et ses génériques	02248808, 02248809, 02248810, 02248811, 02248812, 02248813, 02439239, 02439247, 02439255, 02439263, 02439271, 02439298
<b>Lisdexamfétamine</b>	
Vyvanse <sup>MC</sup>	02322951, 02322978, 2347156, 02347164, 02347172, 02439603
<b>Atomoxétine</b>	
Strattera <sup>MC</sup> et ses génériques	00262835, 02262800, 02262819, 02262827, 02262835, 02262843, 02279347, 02279355, 02314541, 02314568, 02314576, 02314584, 02314592, 02318024, 02318032, 02318040, 02318059, 02318067, 02318075, 02318083, 02362511, 02362538, 02378930, 02378949, 02378957, 02378965, 02378973, 02378981, 02381028, 02381036, 02381044, 02381052, 02381060, 02386410, 02386429, 02386437, 02386445, 02386453, 02386461, 02386488, 02390485, 02390493, 02390515, 02396904, 02396912, 02396920, 02396939, 02396947, 02405962, 02405970, 02405989, 02405997, 02406004, 02445883, 02445905, 02445913, 02445948, 02445956, 22628270, 22628350
<b>Guanfacine à libération prolongée</b>	
Intuniv XR <sup>MC</sup>	02409100, 02409119, 02409127, 02409135

Source: INESSS (2017c), annexe B.



Tableau A3.1 : Nombre d'actes médicaux par grands types si le diagnostic associé est supérieur à 100 000

2500	Diabète sucré sans mention de complications	163 010
3000	États anxieux, sauf 3005-306 (neurasthénie, syndrome de dépersonnalisation)	415 050
3009	Troubles névrotiques - sans précision	187 760
3079	Symptômes ou troubles spéciaux non classés ailleurs - autres et sans précision	112 820
3099	Troubles de l'adaptation - sans précision	189 770
3119	Troubles dépressifs non classés ailleurs - sans précision	119 090
3139	Troubles affectivité spécifiques de l'enfance et de l'adolescence - sans précision	290 730
<b>3140</b>	<b>Perturbation simple de l'activité et de l'attention</b>	<b>1 464 095</b>
3152	Autres difficultés spécifiques de l'apprentissage scolaire, sauf lecture, maths	168 525
3159	Retards spécifiques du développement - sans précision	131 610
3801	Otite externe infectieuse	220 780
3814	Otitites moyennes non suppurées, non précisées aiguës ou chroniques	115 460
3829	Otite moyenne - sans précision	1 111 800
3899	Surdité - sans précision	100 630
4609	Rhino-pharyngite aiguë (rhume banal) - sans précision	105 060
4619	Sinusite aiguë - sans précision	118 000
4629	Pharyngite aiguë - sans précision	337 010
4639	Angine (amygdalite aiguë) - sans précision	364 320
4659	Infection aiguë voies respiratoires sup., sièges non précisés	1 312 000
4660	Bronchite aiguë	116 700
4720	Rhinite chronique	131 620
4739	Sinusite chronique - sans précision	259 775
4779	Rhinite allergique cause non précisée	287 525
4869	Pneumonie, micro-organismes précisés - sans précision	183 920
4871	Grippe avec d'autres manifestations respiratoires	142 335
4909	Bronchite, non précisée comme aiguë ni chronique - sans précision	171 610
4939	Asthme - sans précision	885 490
5589	Autres gastro-entérites et colites non infectieuses - sans précision	164 605
5640	Constipation	107 970
5990	Infection des voies urinaires, de siège non précisé	136 060
6929	Dermite de contact et autres eczémas, de cause non précisée	393 065
7061	Autres acnés, sauf 6953 couperose	249 630
7295	Douleur au niveau d'un membre	212 710
7806	Pyrexie d'origine inconnue, sauf 672-6592	267 465
7840	Céphalée	174 190
7847	Épistaxis	110 345
7862	Toux	297 190
7890	Douleurs abdominales	581 825
8798	Plaies (multiples) à localisations non précisées, sans mention de complication	276 850
9599	Traumatismes, autres et sans précision, localisation non précisée	247 805
9953	Allergie - sans précision	312 250
V02	Sujets porteurs de germes ou susceptibles de l'être	603 135
V709	Examens médicaux généraux - sans précision	194 210
V725	Examen radiologique non classé ailleurs, sauf v712 (suspicion tuberculose)	111 980
V729	Investigations et examens spéciaux - sans précision	149 560
V999	Diagnostic absent ou non précisé	3 500 630
Total tous diagnostics sauf V999		29 702 325

Note: Diagnostics pour tous les jeunes de 4 à 17 ans sans sélection.

Source : Calculs des auteurs à partir des données de diagnostics, 2000-2018, de la RAMQ.

Tableau A3.2: Nombre et pourcentage de diagnostics sélectionnés de l'échantillon, tous les mois et septembre et octobre

	Tous les mois		Septembre		Octobre	
Infections respiratoires	972 360	47,90%	84°090	47,60%	79°645	48,10%
Pneumonie	972 360	1,00%	84°090	1,00%	79°645	1,00%
Bronchite	972 360	7,70%	84°090	7,70%	79°645	7,70%
Otites	972 360	43,30%	84°090	43,10%	79°645	43,20%
Asthme	972°360	18,70%	84°090	18,50%	79°645	18,90%
Obésité	972°360	4,70%	84°090	4,50%	79°645	4,80%
Diabète	972°360	0,70%	84°090	0,70%	79°645	0,70%
Anorexie	972°360	0,80%	84°090	0,80%	79°645	0,70%
Dépression	972°360	3,20%	84°090	3,30%	79°645	2,90%
Allergies	972°360	11,40%	84°090	10,90%	79°645	11,30%

Note : Toutes les années de naissance. Jeunes de 4 à 17 ans sélectionnés. Certains diagnostics sont regroupés (voir le tableau A3.1).

Source : Calculs des auteurs à partir des données de diagnostics, 2000-2018, de la RAMQ.

Table A4: Caractéristiques des mères et de leurs nouveau-nés, total et par mois de naissance, 1996-2005

Année		1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	Total		
Naissance	N	79,630	75,040	72,190	70,310	71,990	73,690	69,135	70,780	70,900	73,680	727,350		
Pourcentage	%	11	10	10	10	10	10	10	10	10	10	100		
Mère née autre pays: 0	%	20	20	21	21	22	22	23	23	25	25	22		
Mère née au Canada: 1	%	80	80	79	79	78	78	77	77	75	75	78		
Mois de naissance enfant		Jan.	Fév.	Mars	April	Mai	Juin	Juil.	Août	Sept.	Oct.	Nov.	Déc.	Total
Mère née autre pays: 0	%	22	22	21	21	22	22	23	22	22	23	22	23	22
Mère née au Canada: 1	%	78	78	79	79	78	78	77	78	78	77	78	77	78
	%	8	8	9	9	9	9	9	9	9	8	8	8	100
Mère groupe âges: 1	%	9	8	9	9	10	7	9	8	8	8	7	9	100
	%	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
Mère groupe âges: 2	%	8	8	9	9	9	9	9	9	9	8	8	8	100
	%	88	89	88	89	89	89	89	89	89	88	89	88	90
Mère groupe âges: 3	%	8	7	9	8	9	8	9	9	9	9	8	8	100
	%	11	10	11	10	10	10	10	11	11	11	11	11	11
Mère statut conjugal: 1	%	8	8	9	9	9	8	9	9	9	8	8	8	100
	%	52	52	52	51	51	51	51	52	52	53	53	53	52
Mère statut conjugal: 2	%	8	8	9	9	9	9	9	9	9	8	7	7	100
	%	44	44	44	45	45	45	45	44	44	43	42	43	44
Mère statut conjugal: 3	%	8	8	9	9	9	8	9	8	8	8	8	8	100
	%	4	4	4	4	4	4	4	4	4	4	4	4	4
Sexe enfant: garçon	%	8	8	9	9	9	9	9	9	9	8	8	8	100
	%	52	51	51	51	51	51	51	52	51	51	51	52	51
Sexe enfant: fille	%	8	8	9	9	9	9	9	9	9	8	8	8	100
	%	48	49	49	49	49	49	49	48	49	49	49	48	49
Poids à la naissance: 1	%	8	8	9	8	9	9	9	9	8	8	8	8	100
	%	6	6	5	5	5	6	6	6	5	6	6	6	6
Poids à la naissance: 2	%	8	8	9	9	9	9	9	9	9	8	8	8	100
	%	94	94	95	95	95	94	94	94	95	94	94	94	94
Durée grossesse: 1	%	9	7	8	9	8	9	8	8	8	8	8	9	100
	%	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
Durée grossesse: 2	%	8	8	9	9	9	9	9	8	8	8	8	8	100
	%	7	7	7	6	6	7	6	6	6	6	6	7	6
Durée grossesse: 3	%	8	8	9	9	9	9	9	9	9	8	8	8	100
	%	92	92	92	93	93	92	93	93	93	93	93	92	93
Rang à la naissance: 1	%	8	8	9	9	9	8	9	9	9	8	8	8	100
	%	46	45	45	45	45	45	46	46	46	47	46	46	46
Rang à la naissance: 2	%	8	8	9	9	9	9	9	9	9	8	7	7	100
	%	36	37	37	37	37	37	36	36	36	35	35	35	36
Rang à la naissance: 3+	%	8	8	9	9	9	9	9	9	9	8	8	8	100
	%	19	18	18	18	18	19	19	18	18	18	19	19	19
Nombre à la naissance: 1	%	8	8	9	9	9	9	9	9	9	8	8	8	100
	%	97	97	97	98	98	97	97	97	97	98	97	97	97
Nombre à la naissance: 2	%	8	8	9	9	8	9	9	8	9	8	7	8	100
	%	3	3	3	2	2	3	3	3	3	2	3	3	3

Notes: Lieu de naissance de la mère : 0 hors Québec, 1 Québec ; groupe d'âge de la mère à la naissance de l'enfant: 0 =<18 ans, 2 = 18-35 ans, 3 >35 ans ; statut conjugal mère : 1= jamais mariée, 2= mariée, 3= monoparentale, veuve, divorcée, inconnu ; poids à la naissance : 1 = faible si <2 500 g, normal si >= 2 500 g ; durée de la grossesse : 1 = courte si <29 semaines, 2 = normale si nombre attendu, 3+ si >=37 semaines.

Source : Calculs des auteurs à partir de Statistique Canada, Naissances vivantes, selon le lieu de résidence de la mère (province ou territoire).

Tableau A5 : Estimations des surdiagnostics et de la surmédication selon les résultats statistiques d'études publiées, plusieurs juridictions

<b>Morrow et al. (2012)</b>			<b>Elder (2010)</b>	<b>Evans et al. (2010)</b>
Colombie-Britannique, Canada			USA	USA 3 enquêtes
Âge 6-12 ans			Âge: Maternelle-Grades 1, 3, 5, 8	Âge 7-17 ans
Années 1 déc. 1997-30 nov. 2008			Années 1988-99 à 2007-08	
Date-butoir: 1 décembre			Date butoir: Décembre 1   Septembre 1	Date-butoir: plusieurs mois
Nombre (N)	937 943		N1 nombre: tous 11 784	(E1) Health Survey 1997-2006
N Garçons (G)	481 241	§ 38 977	N2: 180 jours avant date: 5 870	(E2) Medical Expenditures Panel 1996-06
N Filles (F)	456 702	§ 36 787	N3 180 jours après date: 5 763	(E3) Private claims data 2003-2006
			Âge maternelle N: 5,4   5,2 - 5,6 ans	N1: 120 jours avant et après: 35 343
#Diagnostic (D) % (G)	7,4   5,7	*7,6 - 7,9	Diagnostic N1-N3 % : 6,4   7,5   5,1	N2: 120 jours avant et après: 31 641
#Traitement (T) % (G)	6,2   4,4	*6,2 - 6,2	Médicaments N1-N3 % : 4,5   5,4   3,5	N3: 120 jours avant et après: 48 206
#Diagnostic (D) % (F)	2,7   1,6	*2,6 - 2,6	Dia. enseignant N1-N3 % : 6,4   7,2   5,8	#E1Âge moyen au 1er juin: 11,8   11,7   11,8
#Traitement (T) % (F)	1,9   1,1	*1,9 - 1,9	Dia. parent N1-N3 % : 6,4   6,5   6,2	#E2Âge moyen au 1er juin: 11,9   11,9   11,9
#Risque relatif (D) (G)	1,30		Réduction D: Août-Sept.: 10,0-4,5 = -5,5%	#E3Âge moyen au 1er juin: 12,4   12,4   12,4
#Différ. Risque (D) (G)	1,41		Réduction M: Août-Sept. : 8,3-3,5 = -4,8%	§E1 Diagnostics %: 8,6   9,7   7,6
#Risque relatif (T) (G)	1,71		Réduction D: Nov.-Déc.: 6,8-5,0 = -1,8%	§E2 Médicaments %: 4,3   4,5   4,0
#Différ. Risque (T) (G)	1,80		Réduction M: Nov.-Déc. : 5,0-1,5 = -3,5%	§E3 Médicaments %: 5,8   6,5   5,2
#Risque relatif (D) (F)	1,70		D: Août-Sept.: 5,5%*5 870 = 323	Réduction D1: 2,1 % * 17 728 = 373
#Différ. Risque (D) (F)	1,09		M: Août-Sept.: 4,8% *5 870 = 283	Réduction M1: 0,5 % * 15 952 = 80
#Risque relatif (T) (F)	1,77		D: Nov.-Déc.: 1,8%* 5 870 = 106	Réduction M2: 1,3 % * 24 380 = 317
#Différ. Risque (T) (F)	0,84		M: Nov.-Déc. : 3,5%* 5 870 = 205	
Déc. 17-31 vs Jan. 1-15	semblable			
Déc. 29-31 vs Jan. 1-3	semblable			
Déc. 2-16 vs Déc. 17-31	pas d'effet			
Baisse (D) (G) x 3 mois	-1,70%	1 989	Baisse diagnostics si 180 jours: -4,9%	
Baisse (T) (G) x 3 mois	-1,80%	2 106	si 4,5 millions = -20% = -900 000	
Baisse (D) (F) x 3 mois	-1,10%	1,527	Baisse traitements si 180 jours: -4,5%	
Baisse (T) (F) x 3 mois	-1,80%	882	si coût = 1,6-2,5 milliard \$ -20% = -450 m.	
Diagnostic	Assurance santé (public)		Diagnostics: enseignants, parents, et	Diagnostic: médecin
Médicaments	Pharmacie (privé)		et médecin de la famille	Médicaments: dépenses privées,
# =Déc. vs Jan.			Médicaments: parents	assurances privées
*=% Sept, Oct., Nov.				§=240 jours   120 jours avant   120 après

Tableau A5 : suite et fin

<b>Schwandt et Wuppermann (2016)</b>	<b>Timothy <i>et al.</i> (2018)</b>
Allemagne, états sans changement date	USA
Âge 4-14 ans	Âge 4-7 ans
Années 2008-2011	Années 2007-2015
Date-butoir: 30 juin (autres mois)	Date-butoir: 1 septembre
N1: 30 juin: 3,7 millions (6,8 millions)	N1: Août 36 319
Diagnostic (D) %: 4-14 ans : 0,74 à 4.10	N2: Septembre 35 353
Médicaments % 4-14 ans : 0,06 à 3,53	N: total 407 846
Diagnostic (D) grades 3-8 : 4,61%	Diagnostics août 8,51%
D: grades 3-8: juin 5%   juillet -5%	Diagnostics sept. 6,36%
Réduction 4,61 % - 1,0% = -20%	Médicaments août 5,29%
Baisse de 47 000 diagnostics	Médicaments sept. 4,04%
Baisse des médicaments 31 000	
	Réduction D: 2,15%*36 319
	- 781 diagnostics (-20%)
	Réduction M: 1,2 %*36 319
	-454 médicaments (-26%)
Assurance santé, publique et médecins	Médecins - assurances privées

Source : Calculs des auteurs à partir des estimations présentées dans les travaux cités.

Tableau A6 : Répartition des services de santé selon la spécialité médicale et les caractéristiques des actes avec diagnostic TDAH (facture moyenne en dollars courants par acte) selon la cohorte de naissances 1996-2005

Cohorte	Spécialité médicale: nombre d'actes médicaux avec diagnostic TDAH et facture moyenne \$ courant				Caractéristiques des actes médicaux TDAH et facture moyenne en dollars courant			
	Généraliste N (\$)	Pédiatre N (\$)	Psychiatre N (\$)	Autres N (\$)	En cabinet N (\$)	Établissement N (\$)	Forfait N (\$)	Autres N (\$)
1996	35 300 (33)	49 900 (47)	23 800 (45)		69 100 (47)	33 100 (46)	9 000 (14)	
1997	42 200 (33)	54 300 (51)	23 100 (52)		74 700 (50)	33 600 (47)	13 000 (13)	
1998	48 100 (33)	59 800 (55)	26 700 (55)		81 000 (53)	37 400 (52)	17 000 (13)	
1999	56 500 (34)	65 800 (60)	27 000 (63)		89 500 (56)	39 300 (59)	21 000 (13)	
2000	61 300 (35)	67 400 (65)	27 000 (67)		90 700 (59)	40 400 (65)	24 000 (13)	
2001	67 200 (35)	72 300 (69)	30 300 (69)		96 700 (62)	44 700 (67)	27 000 (13)	
2002	64 700 (36)	69 500 (72)	25 300 (74)		92 600 (64)	38 700 (75)	27 000 (13)	
2003	65 200 (36)	66 300 (76)	24 100 (76)		88 200 (66)	37 200 (79)	28 000 (13)	
2004	62 800 (36)	62 200 (78)	24 400 (77)		82 900 (68)	35 400 (82)	28 000 (13)	
2005	58 300 (36)	82 500 (76)	21 900 (77)		77 600 (70)	32 700 (86)	27 000 (13)	
Total	561 930 (35)	621 980 (66)	253 800 (66)	26 400 (60)	843 300 (60)	372 400 (66)	221 000 (13)	31 320 (42)
Part %	38,4	42,5	17,3	1,8	57,2	25,4	15,2	2,1
Part % (n)	38,4 (562 000)		61,6 (992 000)					

Source : Calculs des auteurs à partir des données de l'échantillon sélectionné.

## ANNEXE B : Tableaux et figures cités provenant d'autres études : B1 à B8

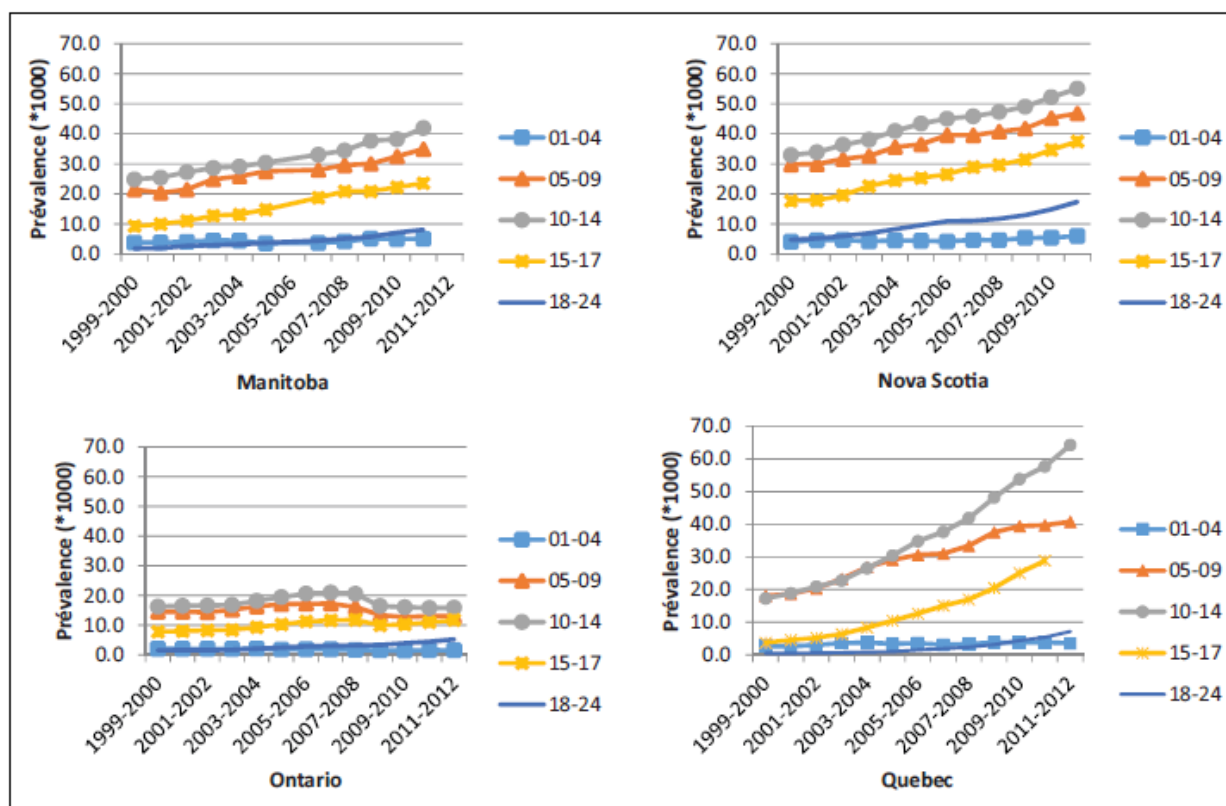
### Indicateur B1 : Prévalence des troubles mentaux chez les enfants et les adolescents

**Tableau 4** Prévalence annuelle des troubles mentaux chez les enfants et chez les adolescents à partir d'enquêtes populationnelles canadiennes et américaines avec des instruments diagnostiques standardisés (Boyle et Georgiades, 2010)

Trouble	Prévalence	Intervalle de confiance à 95 %	Âge
Troubles anxieux	6,4 %	4,2-9,2 %	5-17
Trouble du déficit de l'attention et hyperactivité (TDAH)	4,8 %	2,7-7,3 %	4-17
Trouble de la conduite	4,2 %	2,4-6,5 %	4-17
Troubles dépressifs	3,5 %	1,0-7,1 %	5-17
Abus des substances	0,8 %	0,5-1,3 %	9-17
Ensemble des troubles mentaux	14,3 %	11,4-17,6 %	4-17

Source : Boyle et Georgiades (2010), chapitre 10.

### Indicateur B2 : Attention-deficit hyperactivity disorder prevalence by year, age group, and province



Source : Vasiliadis (2017), p. 822.

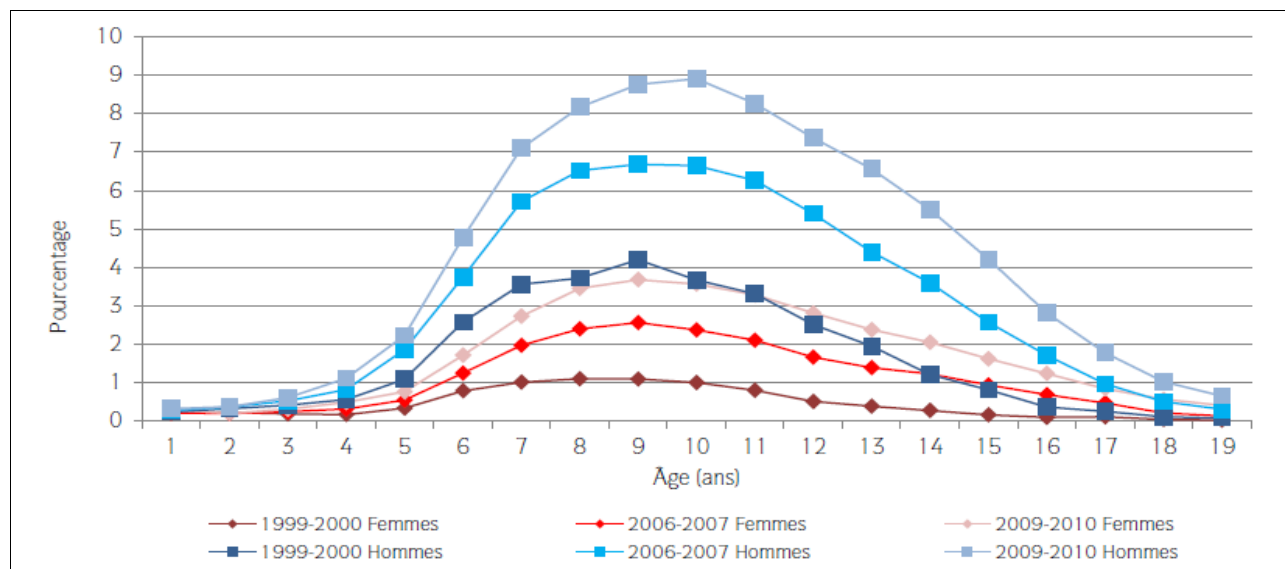
**Indicateur B3 : Table 2. Incident Rates per 1000 Population by Age Group by Province**

	1999-2000 (95% Confidence Interval)	2011-2012 (95% Confidence Interval)
<b>Manitoba</b>		
1-4	3.3 (2.9-3.8)	4.3 (3.8-4.8)
5-9	10.3 (9.6-11.0)	14.0 (13.2-14.9)
10-14	6.2 (5.7-6.8)	7.4 (6.8-8.1)
15-17	2.2 (1.8-2.7)	4.0 (3.5-4.6)
18-24	0.7 (0.5-0.9)	1.8 (1.6-2.0)
<b>Nova Scotia</b>		
1-4	3.2 (2.7-3.7)	4.95 (4.3-5.7)
5-9	13.4 (12.5-14.4)	19.6 (18.3-20.9)
10-14	8.1 (7.4-8.8)	8.4 (7.6-9.2)
15-17	4.4 (3.7-5.1)	5.2 (4.4-6.0)
18-24	1.9 (1.6-2.2)	4.1 (3.7-4.6)
<b>Ontario</b>		
1-4	1.8 (1.7-1.9)	1.4 (1.3-1.5)
5-9	8.3 (8.1-8.5)	7.8 (7.6-8.0)
10-14	5.1 (4.9-5.2)	4.76 (4.6-4.9)
15-17	2.4 (2.3-2.6)	3.15 (3.0-3.3)
18-24	0.6 (0.5-0.6)	1.93 (1.9-2.0)
<b>Quebec</b>		
1-4	2.5 (2.3-2.6)	2.85 (2.7-3.0)
5-9	10.8 (10.5-11.1)	21.1 (20.6-21.5)
10-14	5.7 (5.5-6.0)	15.0 (14.6-15.4)
15-17	1.4 (1.3-1.5)	7.3 (6.9-7.6)
18-24	0.3 (0.2-0.3)	2.5 (2.4-2.7)

Source : Vasiliadis (2017), p. 822.

**Indicateur B4 : Prévalence annuelle du TDAH**

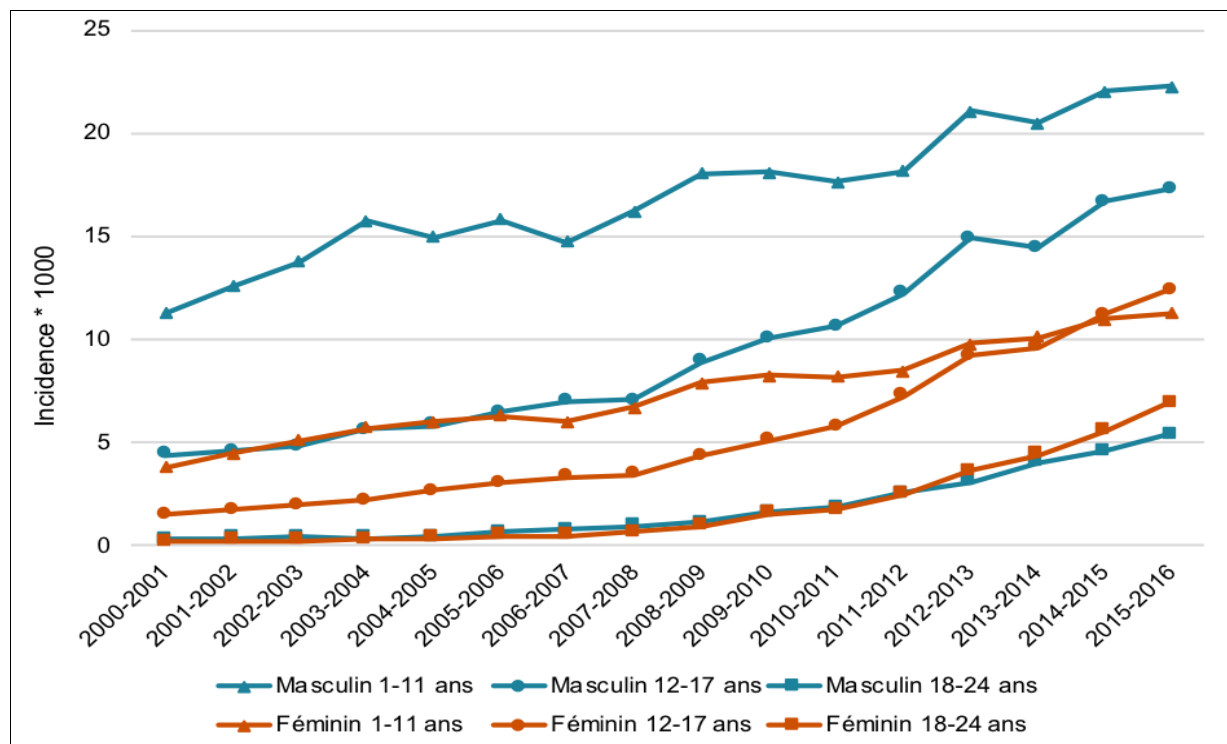
**Prévalence annuelle des troubles de déficit de l'attention et hyperactivité (TDAH) diagnostiqués chez les moins de 20 ans selon le sexe, Québec, 1999-2000 à 2009-2010**



Source : INSPQ (2015), p. 5.



**Indicateur B5 : Prévalence annuelle ajustée du diagnostic de TDAH chez les 1 à 24 ans, selon le sexe, Québec, 2000-2001 à 2015-2016**



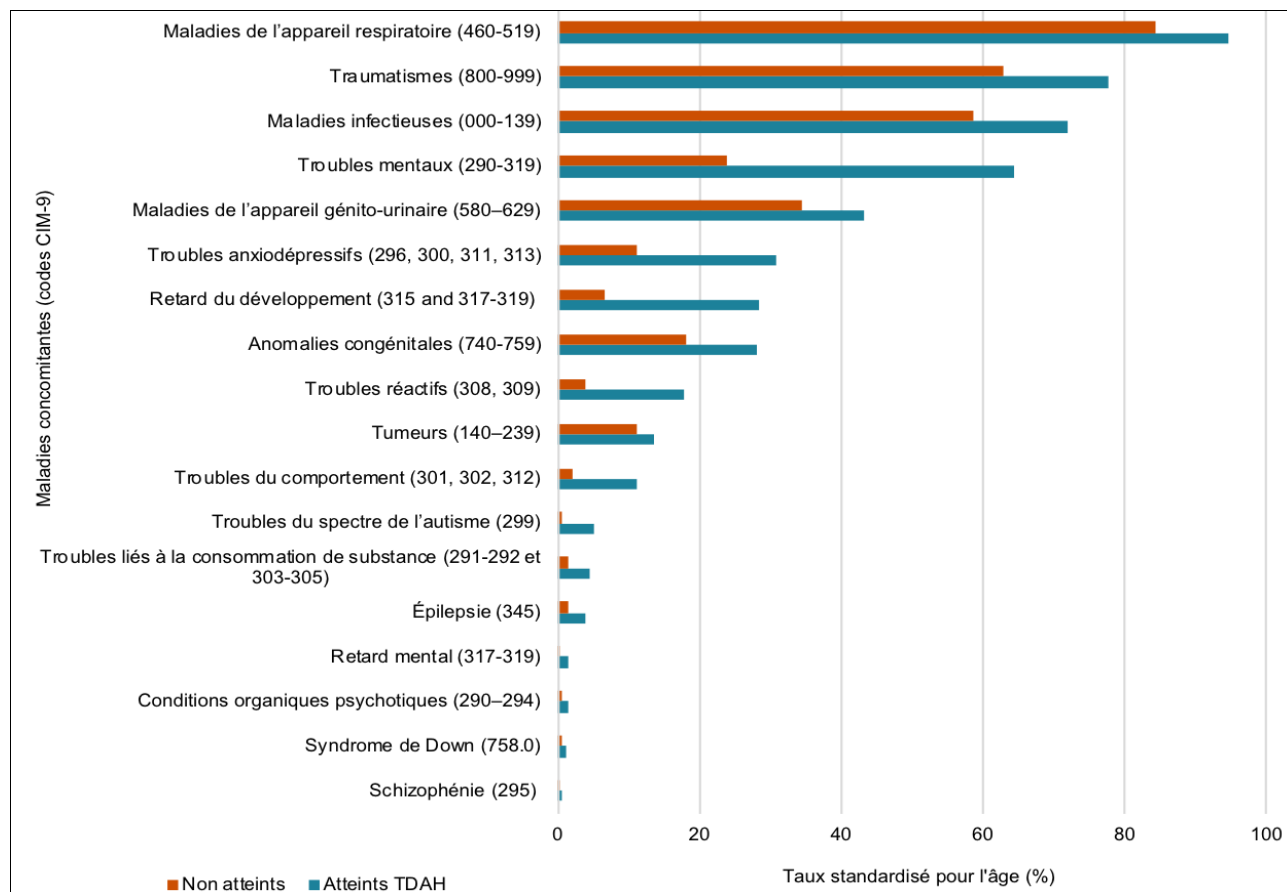
Source : INSPQ (2019), p. 9.

**Indicateur B6 : Prévalence ajustée en pourcentages selon le sexe et le groupe d'âge de l'usage de dix principaux médicaments spécifiques au TDAH chez les Canadiens (Canada sans le Québec, au Québec) de 0 à 25 ans (régime privé), et chez les jeunes du Québec assurés par le RPAM (régime public) selon la période visée**

	Hommes	Femmes	0-5 ans	6-9 ans	10-12 ans	13-17 ans	18-25 ans
Personnes qui ont obtenu en pharmacie au moins un médicament d'ordonnance, peu importe lequel pour le TDAH, entre le 1 <sup>er</sup> avril 2014 et le 31 mars 2015, selon PharmaStat/IMS Health							
Canada	4,4	2,1	0,08	2,2	7,0	6,5	3,1
Canada-QC	3,3	1,4	0,05	1,7	5,1	4,3	2,5
QC	8,3	4,5	0,17	4,0	14,0	14,6	5,4
Canada privé	5,28		ND	ND	ND	ND	ND
Canada public	9,30		ND	ND	ND	ND	ND
Total	5,90		ND	ND	ND	ND	ND
Québec privé	10,5		ND	ND	ND	ND	ND
Québec public	15,4		ND	ND	ND	ND	ND
Total	11,5		ND	ND	ND	ND	ND
Personnes assurées par le RPAM qui ont reçu au moins une prescription de médicaments, peu importe lequel pour le TDAH, entre le 1 <sup>er</sup> avril 2014 et le 31 mars 2015, selon le RPAM							
2006-07	ND	ND	0,8	7,7	8,3	3,4	0,4
2012-13	ND	ND	0,9	10,3	13,1	8,2	2,1
2013-14	ND	ND	0,9	10,4	13,6	9,1	2,6
2014-15	ND	ND	1,0	10,7	14,0	9,9	3,2

Source : À partir de tableaux et figures de l'INESSS (2017c), sommaire de plusieurs figures.

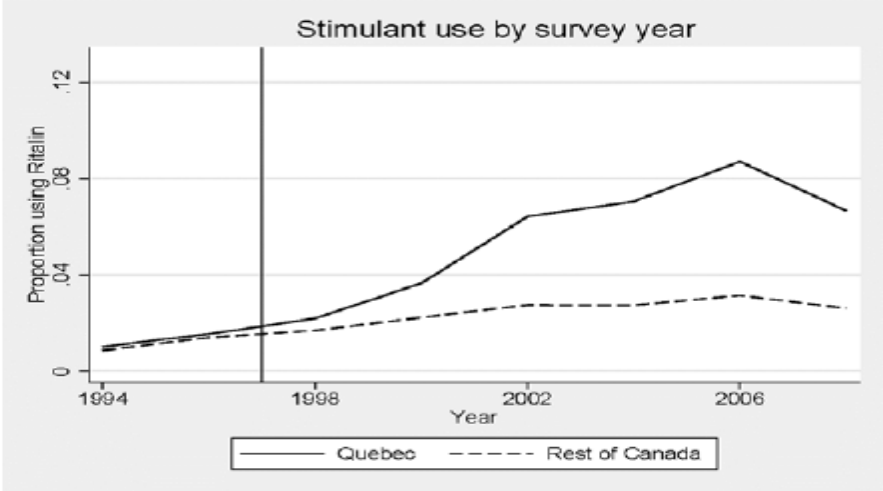
**Indicateur B7 : Prévalence des maladies concomitantes chez les personnes avec TDAH (n = 240 535) ou sans TDAH (n = 1 937 270), 1 à 24 ans, Québec, 2015-2016**



Source : INSPQ (2019)

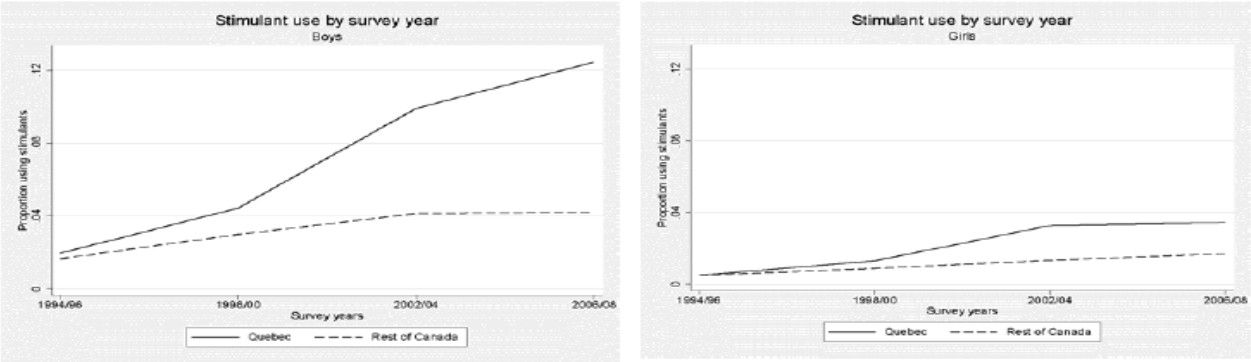
Indicateur B8 : Utilisation de stimulants TDAH au Québec et dans le reste du Canada

**Figure 1: Stimulant use by survey year for Quebec versus the rest of Canada**



Source: Authors' calculations using NLSCY 1994-2008

**Figure 4: Trends in Stimulant Use By Gender, Quebec vs. Rest of Canada**

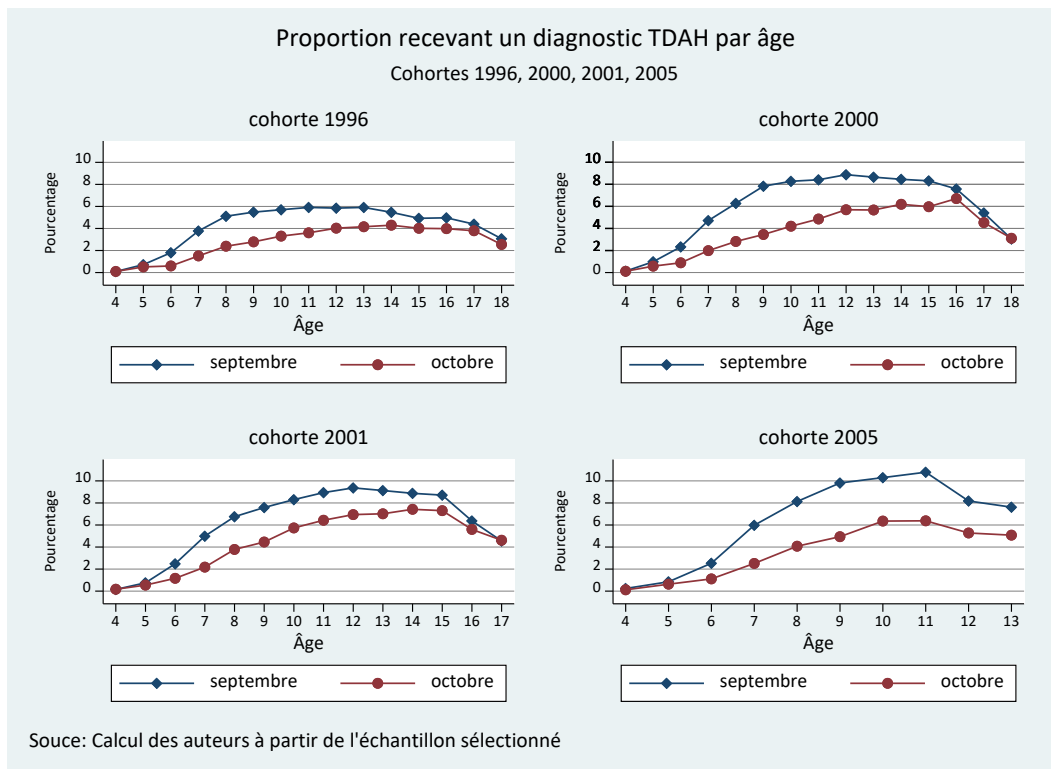


Source: Authors' calculations using NLSCY 1994-2008

Source : Currie *et al.* (2014).

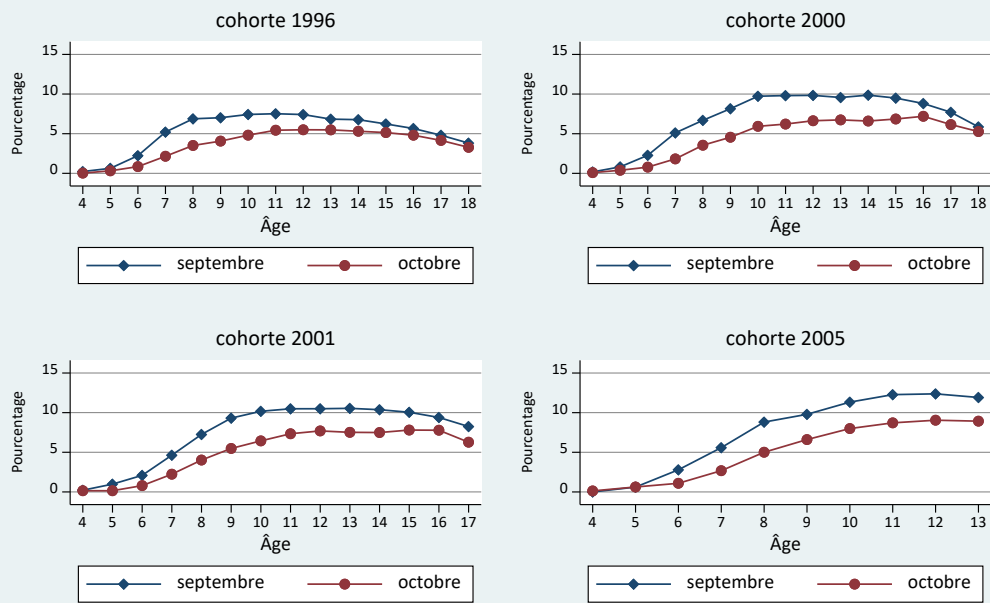
## ANNEXE C : Figures complémentaires produites à partir des données de la RAMQ

Pour les Figures C1 et C2, la variable d'analyse indique ici si l'enfant a reçu un diagnostic à un âge donné, ou une prescription à un âge donné. Il ne s'agit donc pas des taux cumulés. Ainsi, les points correspondent au pourcentage des jeunes d'une cohorte donnée avec un diagnostic TDAH à un âge donné.



**Figure C1 : Évolution des taux de diagnostics TDAH par âge selon la cohorte sélectionnée**

Proportion recevant une prescription de médicaments TDAH par âge  
Cohortes 1996, 2000, 2001, 2005



Source: Calcul des auteurs à partir de l'échantillon sélectionné

Figure C2: Évolution des taux de prescriptions de médicaments TDAH par âge selon le mois (septembre et octobre) et la cohorte sélectionnée