

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL

IMPORTANCE DES FAUX DIAGNOSTICS DANS LE TRAITEMENT DU  
TROUBLE DÉFICITAIRE DE L'ATTENTION AVEC OU SANS  
HYPERACTIVITÉ : LE CAS DES ENFANTS AUX ÉTATS-UNIS

MÉMOIRE

PRÉSENTÉ

COMME EXIGENCE PARTIELLE

DE LA MAÎTRISE EN ÉCONOMIQUE

PAR

PATRICK GAGNON SANSCHAGRIN

AOÛT 2017

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL  
Service des bibliothèques

Avertissement

La diffusion de ce mémoire se fait dans le respect des droits de son auteur, qui a signé le formulaire *Autorisation de reproduire et de diffuser un travail de recherche de cycles supérieurs* (SDU-522 – Rév.07-2011). Cette autorisation stipule que «conformément à l'article 11 du Règlement no 8 des études de cycles supérieurs, [l'auteur] concède à l'Université du Québec à Montréal une licence non exclusive d'utilisation et de publication de la totalité ou d'une partie importante de [son] travail de recherche pour des fins pédagogiques et non commerciales. Plus précisément, [l'auteur] autorise l'Université du Québec à Montréal à reproduire, diffuser, prêter, distribuer ou vendre des copies de [son] travail de recherche à des fins non commerciales sur quelque support que ce soit, y compris l'Internet. Cette licence et cette autorisation n'entraînent pas une renonciation de [la] part [de l'auteur] à [ses] droits moraux ni à [ses] droits de propriété intellectuelle. Sauf entente contraire, [l'auteur] conserve la liberté de diffuser et de commercialiser ou non ce travail dont [il] possède un exemplaire.»

## REMERCIEMENT

La réalisation de ce mémoire a été possible grâce au concours de plusieurs personnes à qui je voudrais témoigner toute ma reconnaissance.

Tout d'abord, je souhaite remercier mon directeur, Philip Merrigan, pour sa patience et pour ses conseils qui ont contribué à alimenter ma réflexion. Je désire également remercier l'ensemble du corps professoral du département d'économie de l'UQÀM pour leur enseignement et leur disponibilité.

Merci aux soutiens financiers du Groupe d'Analyse et merci de m'avoir gracieusement offert d'utiliser une banque de données de réclamations d'assurances privées.

Je tiens également à remercier Jovanka. Tu m'as accompagné dans mes moments de découragement, de stress et d'hésitation. Je te remercie de ta patience, de ta compréhension et d'être une patate.

Enfin, je souhaite dédier ce mémoire à ma mère à qui je n'ai pas eu le temps de prouver qu'il est possible de passer son secondaire à jouer à des jeux vidéo, de compléter son cégep en 3 ans, son baccalauréat en 5 ans et finalement obtenir un diplôme de maîtrise. Merci d'avoir cru que l'éducation était aussi importante. Merci de m'avoir tout donné au détriment de ta propre santé, je ne serais pas la personne que je suis aujourd'hui sans toi. Merci.

## AVANT-PROPOS

Les points de vue et opinions exprimés dans ce travail sont ceux de l'auteure et ne représentent pas nécessairement ceux du Groupe d'Analyse.

## TABLE DES MATIÈRES

LISTE DES FIGURES.....	vi
LISTE DES TABLEAUX.....	vii
RÉSUMÉ.....	viii
INTRODUCTION .....	1
CHAPITRE I	
REVUE DE LITTÉRATURE.....	5
1.1 Introduction.....	5
1.2 Accumulation du capital humain .....	5
1.2.1 Indice de sévérité et effets fixes.....	6
1.2.2 Effets à long terme.....	8
1.3 Niveau optimal de diagnostic.....	9
1.3.1 Modèle à variable instrumentale.....	9
1.3.2 Modèle par discontinuité .....	11
CHAPITRE II	
DESCRIPTION DES DONNÉES.....	13
2.1 Description de la banque de données.....	13
2.2 Méthode d'imputation de la date de naissance .....	13
2.3 Création des cohortes .....	15
2.4 Préparation des données.....	16
2.5 Limitations .....	18

CHAPITRE III	
METHODOLOGIE.....	20
3.1 Introduction.....	20
3.2 Modèle de régression par discontinuité.....	21
3.2.1 Test et limitation.....	24
3.2.2 Modèle.....	26
CHAPITRE IV	
RÉSULTATS.....	27
4.1 Introduction.....	27
4.2 Validité de la méthode.....	27
4.2.1 Caractéristiques de l'échantillon.....	27
4.2.2 Densité de la variable d'assignation.....	29
4.2.3 Présentation graphique des données brutes de la variable dépendante....	31
4.2.4 Écart de taux pour différentes conditions.....	35
4.3 Résultat.....	36
CHAPITRE V	
CONCLUSION.....	40
ANNEXE A	
Liste des codes d'identifications.....	43
BIBLIOGRAPHIE.....	44

## LISTE DES FIGURES

Figure		Page
3.1	Forme fonctionnelle linéaire par rapport à une forme fonctionnelle non-linéaire.....	26
4.1	Distribution du nombre d'enfants par FADM.....	30
4.2	Test de densité de McCrary.....	30
4.3	Taux de diagnostic de TDAH par FADM.....	32
4.4	Sensibilité des estimés au choix de la FADM.....	34
4.5	Sensibilité des estimés au choix de la forme polynomiale.....	35
4.6	Taux de diagnostic par cohorte.....	36

## LISTE DES TABLEAUX

Tableau		Page
2.1	Liste des dates limites d'admissions scolaires par États.....	17
4.1	Caractéristique des enfants dans l'échantillon.....	28
4.2	Résultat par spécification du modèle.....	39

## RÉSUMÉ

L'objectif de la présente recherche est d'évaluer à l'aide d'une banque de données de réclamations d'assurances américaines l'impact d'être relativement jeune au sein d'une classe sur la probabilité d'être diagnostiqué d'un trouble déficitaire de l'attention et de l'hyperactivité (TDAH). Pour y parvenir nous utilisons une méthode par plan expérimental de régression par discontinuité autour de la date limite d'entrée à l'école d'un enfant aux États-Unis. Les résultats de la présente recherche semblent indiquer que l'âge relative des enfants joue un rôle important sur la probabilité d'être diagnostiquer TDAH et expose à la fois les faiblesses de la méthode utilisé pour poser un diagnostiques de TDAH aux États-Unis.

**MOTS-CLÉS :** trouble déficitaire de l'attention et de l'hyperactivité, faux diagnostique, plan expérimental de régression par discontinuité

## INTRODUCTION

En 1999, le département de la santé et des ressources humaines américaines rapportait qu'un enfant sur quatre présentait des signes de troubles émotionnels et comportementaux. Parmi ces troubles, le déficit de l'attention avec ou sans hyperactivité (TDAH) affectait environ 4 à 5 % des enfants américains (Cuffe *et al.*, 2009) en plus d'être le trouble comportemental le plus fréquemment diagnostiqué chez les enfants. Au cours des dernières années, l'importance des troubles mentaux chez les enfants a largement supplanté celui des troubles physiques en ce qui a trait aux limitations que subissent ceux-ci. De ce fait, aujourd'hui, le TDAH est trois fois plus susceptible d'être à l'origine d'une limitation quelconque que ne l'est, par exemple, l'asthme (Currie et Kahn, 2012).

Parallèlement à la reconnaissance du TDAH par la communauté médicale, les États-Unis ont fait face à une croissance du nombre de prescriptions de psychostimulants de l'ordre de 700 % pour la période allant de 1991 à 2005 (Mayes et Erkulwater, 2008). Cette forte augmentation du nombre de prescriptions, le peu d'informations disponibles sur les effets de la prise de stimulants sur des enfants et enfin le manque d'études démontrant les effets bénéfiques à long terme sur l'éducation et le travail, ont amené plusieurs chercheurs de différentes disciplines à s'interroger sur la nature de la situation. Les recherches récentes sur le sujet se sont articulées autour de trois axes : les effets nocifs pour la santé, les effets bénéfiques à moyen et long terme ainsi que le niveau optimal de diagnostics et de traitements. Les deux derniers axes ayant eu un écho plus important chez les économistes.

À l'origine, la controverse qui entoure la prise de médicaments pour traiter le TDAH a été alimentée par le court laps de temps sur lequel porte la majorité des études cliniques (Douglas, 1999, Bedard *et al.*, 2007). Or, on peut raisonnablement s'attendre à ce que les effets positifs de la prise de stimulants chez un enfant aillent au-delà de la simple augmentation de la capacité à résoudre un puzzle ou la diminution de l'hyperactivité en classe sur une période de deux à trois mois. En effet, étant donné les risques potentiels à long terme et les effets secondaires<sup>1</sup> rattachés aux traitements du TDAH, on peut penser que des effets tel que la poursuite d'études postsecondaires ou encore l'intégration sur le marché du travail soient des résultats attendus pour justifier que le jeu en vaille la chandelle.

Un autre élément à la base du débat entourant la prise de stimulants chez les enfants présentant des signes de TDAH est lié aux dépenses de santé, en général, aux États-Unis. En effet, les États-Unis investissent davantage que les autres pays de l'OCDE en santé. Pourtant ces investissements ne se reflètent pas très bien dans les performances relatives du pays en termes d'indicateurs tels que l'espérance de vie et le taux de mortalité chez les nouveaux nés. D'ailleurs, le programme de recherche utilisant les données du Dartmouth Atlas suggère que Medicare pourrait réduire ses dépenses de 30 % sans que cela ne réduise statistiquement ses performances en santé. (Evans *et al.*, 2010). Ce n'était donc qu'une question de temps avant que le débat sur le niveau optimal d'utilisation des ressources en santé aux États-Unis ne soit transposé au cas du TDAH.

Bien que l'objet de ce mémoire porte sur nos voisins du Sud, il ne faut pas croire que le Québec soit épargné par ce problème. Au contraire, le sujet de sur-diagnostic refait surface de façon sporadique dans nos médias et soulève les mêmes

---

<sup>1</sup> En 2006, le FDA a voté l'ajout d'un label spécifiant la présence de risques cardiovasculaires associés à la prise de stimulants pour traiter le TDAH (Nissen, 2006). De plus, l'insomnie, les maux de tête, les sauts d'humeurs, l'anxiété et la dépression sont tous des effets secondaires associés aux stimulants (Schachter *et al.*, 2001).

questionnements. Le philosophe Jean-Claude St-Onge a d'ailleurs écrit un article intitulé « TDAH? Pour en finir avec le dopage des enfants ». Dans ce dernier, il dénonce, entre autre, les critères vagues du Manuel de diagnostic des troubles mentaux (DSM) utilisé par les médecins du Québec pour établir un diagnostic, le même manuel que les médecins américains utilisent. L'auteur avance d'ailleurs que le pourcentage d'individus diagnostiqués TDAH aux États-Unis en 2011 s'élève à 11 % alors qu'au Québec 13 % des jeunes du secondaire aurait été diagnostiqués à la même époque. Le problème n'est donc pas circonscrit aux États-Unis.

Ce mémoire examinera deux axes reliés à la question du niveau optimal de diagnostique du TDAH. D'abord, le premier objectif sera de réévaluer, à l'aide d'un modèle par discontinuation autour de la date limite d'admission scolaire, l'effet de l'âge relatif d'un enfant au sein d'une classe sur la probabilité d'être diagnostiqué TDAH. L'âge relatif découle du résultat d'une loterie. En effet, chaque année, au début de l'année scolaire, l'enfant participe à une loterie dont le ticket est, en quelque sorte, sa date de naissance. Celui-ci « gagne » ou non le droit d'entrer à l'école un an plus tard. Les enfants ayant « perdu » à la loterie se retrouve dans la même classe que les enfants ayant « gagné » à la loterie l'année précédente et sont donc relativement plus jeunes que leurs camarades de classe. Cette différence d'âge, ou âge relative, semble avoir un effet considérable sur la probabilité d'être diagnostiqué TDAH. En supposant que la date de naissance n'est pas elle-même corrélé avec la probabilité d'être diagnostiqué TDAH, environ un tiers des diagnostics de TDAH aux États-Unis seraient lié à ce phénomène.

Le présent mémoire est organisé de la façon suivante. Le premier chapitre contient la revue de littérature qui permet de situer l'état du sujet et de montrer la pertinence de ce mémoire. Le deuxième chapitre décrit la provenance des données ainsi que l'échantillon utilisé. Le troisième chapitre traite de la méthodologie et présente les

statistiques descriptives. Le quatrième chapitre présente les résultats et les limitations du mémoire alors que le cinquième chapitre apporte une conclusion à ce mémoire.

## CHAPITRE I

### REVUE DE LITTÉRATURE

#### 1.1 Introduction

Dans le cadre du présent mémoire, la revue de littérature a pour objectif de présenter l'évolution de la recherche entourant le TDAH. Pour y parvenir, deux approches pertinentes sont abordées : la littérature couvrant les effets sur l'accumulation du capital humain et la littérature portant sur le niveau optimal de diagnostic. L'objectif de ce tour d'horizon vise à situer le sujet ainsi qu'à exposer le courant de recherche dans lequel s'inscrit ce mémoire.

#### 1.2 Accumulation du capital humain

Les premières études à s'intéresser à l'effet du TDAH sur l'accumulation du capital humain ont été menées par des psychologues et des médecins au début des années 2000. Trois études ressortent particulièrement et sont couvertes par la revue de littérature menée par Mannuzza et Klein (2000). Dans le cadre de la première étude, les enfants diagnostiqués TDAH sont jumelés avec un enfant-contrôle provenant de la même école et n'ayant jamais présenté ni de troubles comportementaux ni de redoublements scolaires. Dans la seconde étude, les enfants contrôles sont issus du même centre médical et n'ont jamais présenté de troubles comportementaux durant une

période de suivi de neuf ans. La troisième étude, similaire à la première, utilise un groupe d'écoles de la région de San Francisco.

Les résultats des études montrent systématiquement que les enfants diagnostiqués TDAH obtiennent de moins bons résultats que les enfants non-TDAH. Ces résultats inférieurs se définissent notamment par le nombre d'années d'étude, par le risque de redoubler une année scolaire ou encore par la probabilité de souffrir de troubles mentaux à long terme.

Une critique importante de ces études repose sur le choix des enfants contrôles. En effet, le fait que ceux-ci soient choisis sur la base qu'ils n'ont jamais présenté de troubles comportementaux conduit potentiellement à surestimer les effets négatifs du TDAH (Currie et Stabile, 2006). De plus, ces études ne prennent pas en compte les éventuelles disparités de revenu familial ou encore le niveau d'éducation des parents. Or, la prévalence du TDAH est deux fois plus élevée chez les enfants issus d'un milieu familial disposant d'un revenu inférieur à 20 000 \$ (Cuffe *et al*, 2009).

### 1.2.1 Indice de sévérité et effets fixes

Les lacunes méthodologiques des études précédentes (le choix des enfants contrôles et le revenu familial comme variable omise) amènent Currie et Stabile (par la suite appelé JCMS) à s'intéresser au cas de l'accumulation du capital humain chez les enfants TDAH. Leur première étude utilise les recensements du « American Nation Longitudinal Survey of Youth » (NLSY) et le « Canadian National Longitudinal Survey of Children and Youth » (NLSCY) pour les enfants âgés de 4 à 11 ans. Pionnières dans le domaine, cette étude introduit deux innovations importantes dans l'estimation des effets du TDAH sur différents indicateurs de réussites scolaires.

La première innovation proposée par les auteurs consiste à créer un indice de sévérité du TDAH à l'aide d'une liste de symptômes tel que défini par le DSM-IV (American Psychiatric Association, 1994). Selon l'association psychiatrique

américaine, le TDAH est caractérisé par l'incapacité de l'enfant à porter attention et/ou par de l'hyperactivité. Pour qu'un individu soit diagnostiqué TDAH, celui-ci doit présenter six symptômes ou plus dans deux contextes différents, tel que l'école et la maison.

L'introduction de cet indice comme méthode d'évaluation dans l'analyse du TDAH permet entre autre de contourner les problèmes liés aux modifications des lois portant sur l'admissibilité du TDAH (dans le cadre de programme tel que Medicaid) ainsi que les problèmes liés à l'accessibilité à un médecin. Ces questions seront abordées plus en détail dans le second chapitre portant sur les données.

La deuxième innovation proposée par JCMS vise à introduire un modèle à effets fixes pour contrôler les effets de famille dans l'analyse du TDAH. À des fins de comparaison, les auteures estiment d'abord la régression par moindres carrés ordinaires (MCO) entre le 90<sup>ième</sup> centile de leur indice de sévérité du TDAH et les variables de résultats d'intérêts tels que les notes aux tests de mathématique et de lecture, la probabilité de redoubler une année scolaire, l'éducation spécialisée, et la délinquance. Dans le cas où l'indice de TDAH est positivement corrélé avec d'autres variables de contrôles affectant les résultats, l'estimé par MCO surestime l'effet réel du TDAH. Pour tester cette hypothèse, JCMS estiment ensuite un second modèle en ajoutant un vecteur de contrôle qui exclut les caractéristiques communes aux enfants de mêmes parents et regroupe les variables par grappe de familles. La comparaison de ces deux modèles permet d'identifier si les résultats obtenus par MCO sont influencés par des variables omises au niveau des familles. Ce type d'estimation ne permet toutefois pas de cerner les effets inobservables individuels qui peuvent affecter les résultats. Cependant, selon JCMS, comme les enfants TDAH sont généralement diagnostiqués avant l'âge de 7 ans, un tel contrôle entraîne principalement des erreurs de mesure. Enfin, comme les deux modèles produisent des estimés similaires, les auteurs en

arrivent à la conclusion que l'erreur de mesure ou de retombé (« spill over ») n'est pas problématique.

Les deux principales innovations apportées par JCMS, soit la création d'un indice de TDAH ainsi que le contrôle pour les effets fixes de familles, n'affectent pas le sens des résultats obtenus dans la littérature antérieure. En effet, JCMS trouvent que l'indice de sévérité du TDAH affecte positivement la délinquance, la probabilité de redoubler une année scolaire, l'éducation spécialisée et négativement les résultats aux tests de mathématique et de lecture.

### 1.2.2 Effets à long terme

Près d'un an après la parution de l'étude de JCMS (2006), Fletcher et Wolfe (2008), se penchent sur la question de l'accumulation du capital humain chez les enfants TDAH en utilisant une banque de données différente et en s'intéressant davantage aux effets à long terme.

La banque de données utilisée est celle du « National Longitudinal Study of Adolescent Health » (Add health). Celle-ci contient le suivi des enfants âgées entre 5 et 12 ans pour la période allant de 1994 à 2000. À la différence du NLSY et du NLCSY utilisé par JCMS, dans laquelle les parents et les enseignants remplissaient le formulaire sur le comportement à chaque vague de recensements, la banque de données « Add Health » utilise la réponse rétrospective des enfants maintenant âgés entre 18 et 28 ans.

En utilisant une méthodologie similaire à celle de JCMS, les estimations pour les effets de l'indice de sévérité du TDAH donnent des résultats analogues à court terme. Cependant, en regardant les effets à long terme chez les jeunes adultes, les auteurs ne trouvent aucuns effets significatifs en contrôlant les effets fixes de familles.

Fletcher et Wolfe (2008) avancent trois hypothèses pour expliquer ces résultats. Premièrement, les effets du TDAH sont à court terme par nature. Deuxièmement, les parents deviennent plus aptes à compenser pour les manques de leurs enfants, ce qui est capturé par les effets de famille à long terme, mais qui n'est pas aussi déterminant à court terme. Troisièmement, les auteurs démontrent que la présence d'un enfant TDAH dans une famille affecte négativement les résultats des autres enfants de la famille. Cela voudrait donc signifier qu'en se concentrant exclusivement sur les enfants affectés par le TDAH, les modèles sous-estiment les effets sur l'accumulation du capital humain.

### 1.3 Niveau optimal de diagnostic

#### 1.3.1 Modèle à variable instrumentale

L'absence de critères non-subjectifs dans le processus de diagnostic du TDAH et le fait que la majorité des prescriptions pour les psychostimulants soit faite par des médecins de famille et des pédiatres plutôt que par des professionnels de la santé mentale, amène Elder (2010) à s'intéresser à l'importance de ces critères dans les diagnostics du TDAH.

L'auteur teste la subjectivité des diagnostics de TDAH aux États-Unis en comparant le taux de diagnostic chez les enfants de deux cohortes distinctes. La première cohorte (appelé cohorte contrôle par la suite) est composée d'enfants nés juste avant la date limite d'admission à l'école, dans leur État de résidence respectif, tandis que la seconde (appelé cohorte traitement par la suite) contient tous les enfants nés après la date limite. La seconde cohorte correspond aux enfants ayant reçu le traitement, c'est-à-dire qu'ils entrent à l'école un an plus tard que les enfants de la première cohorte. Par exemple un enfant né le 30 septembre dans un État où la date limite est le 1<sup>er</sup> octobre se retrouverait dans la cohorte contrôle puisqu'il pourrait

débuter l'école en septembre alors qu'un autre enfant né le 2 octobre devrait attendre en septembre de l'année suivante avant de pouvoir commencer l'école. La liste des dates limites d'admission scolaire par État est présentée dans le tableau 1.

Cette discontinuité autour de la date limite fait en sorte qu'à l'intérieur d'une même classe nous retrouvons des écarts d'âges pouvant aller jusqu'à un an. Ceci représente une différence de 20 % à la maternelle, 14 % en première année et 10 % en cinquième année. Comme il est raisonnable de croire qu'il ne devrait pas y avoir de différences de caractéristiques menant à un diagnostic du TDAH entre des enfants sur la base de leur date de naissance, les résultats d'Elder (2010) surprennent alors.

L'auteur trouve que les enfants nés le mois précédant la date limite d'admission (cohorte contrôle) ont un taux de diagnostique de 8,4 % alors que ceux nés le mois suivant (cohorte traitement) ont un taux de 5,1 %. L'écart est d'autant plus frappant lorsque nous regardons la différence pour les États dont la date limite est le 1<sup>er</sup> septembre (15 États). En effet, les enfants de la cohorte contrôle ont un taux de diagnostique de 10 % alors que ceux de la cohorte traitement ont un taux de 4,5 %.

Les parents dont les enfants présentent des symptômes du TDAH avant d'entrer à l'école ont tendance à retarder l'entrée à l'école de leurs enfants. Cette pratique conduit à une corrélation positive entre le diagnostic du TDAH et l'âge du début de l'entrée à l'école (Elder et Lubotsky 2009) et induit un biais positif dans les estimés par MCO. Afin de corriger cette problématique, l'auteur utilise les observations dans le voisinage de la discontinuité comme source exogène potentielle de variation dans l'âge d'entrée à l'école (variable instrumentale).

Les résultats de l'étude présentent que, dans le cas du scénario de référence, augmenter d'une année l'âge d'entrée à l'école conduit à une diminution de 4,9 points de pourcentage le taux de diagnostique du TDAH. De plus, l'auteur avance que si l'effet mesuré est strictement influencé par des diagnostics inappropriés, cela

implique alors que 20 % des 2,5 millions d'enfants TDAH aux États-Unis sont faussement diagnostiqués.

### 1.3.2 Modèle par discontinuité

Presqu'à la même période qu'Elder (2010), Evans *et al.* (2010) s'intéressent au même phénomène en utilisant une méthode par variable instrumentale (VI) et une autre par plan expérimental de discontinuité de la régression (PDR). Comme la méthode par VI est similaire à celle utilisée par Elder (2010), le focus sera mis sur les résultats obtenus par PDR.

Evans *et al.* (2010) rapportent que selon l'Institut de Médecine, à l'échelle du pays, moins de la moitié des diagnostics posés s'appuient sur un fondement médical. La subjectivité des diagnostics médicaux aux États-Unis semble donc également au cœur des motivations qui amènent les auteurs à s'intéresser au cas du TDAH.

Utilisant le « National Health Interview Survey » (NHIS), le « Medical Expenditures Panel Survey » (MEPS) et une banque de données de prescriptions de médicaments privés, les auteures estiment que l'effet de l'âge relatif influe sur la probabilité d'être diagnostiqué TDAH.

Les trois banques de données utilisées par Evans *et al.* (2010) contiennent plusieurs limitations. D'abord, aucune des trois banques de données ne possède l'état de résidence au moment d'entrer à la maternelle. Les données ne sont pas disponibles ou insuffisamment grandes en deçà de sept ans. La banque de données de prescriptions privées contient uniquement les médicaments prescrits sur une période de trois ans et ne couvre que 32 États américains. Finalement, la mesure du niveau scolaire de l'enfant est basée sur les réponses des parents et ceux-ci indiquent souvent le niveau actuel à l'école plutôt que le plus haut niveau scolaire complété. Ces réponses augmentent

artificiellement le nombre d'enfants relativement jeunes dans une classe. Comme il n'y a pas non plus d'informations dans les banques de données concernant les enfants qui redoublent une année, le niveau scolaire actuel des enfants est systématiquement surestimé.

Malgré toutes ces limitations, Evans *et al.* (2010) obtiennent un écart significatif entre les enfants de la cohorte contrôle et ceux de la cohorte traitement soit 9,7 % et 7,6 % pour le NHIS, 4,5 % et 4 % pour le MEPS et 6,5 % et 5,2 % de taux d'utilisation de stimulants avec la banque de données de prescriptions. Les taux reportés pour NHIS sont particulièrement élevés par rapport aux intervalles disponibles dans la littérature, ce qui est peut-être dû à un biais dans l'indice de sévérité du TDAH construit par les auteurs.

Le résultat qui ressort de l'article est qu'être né moins de 120 jours après la date limite d'entrée à l'école (c'est-à-dire, recevoir le traitement) diminue de 2 % la probabilité d'être diagnostiqué TDAH. De plus, faire partie de la cohorte traitement diminue la probabilité d'être traité pour le TDAH de 13 à 27 % et de 24 % la probabilité d'être diagnostiqué TDAH.

## **CHAPITRE II**

### **DESCRIPTION DES DONNÉES**

#### 2.1 Description de la banque de données

Pour les fins de l'analyse, la banque de données de réclamations d'assurances privées Américaine Optum a été utilisée. Celle-ci contient plus de quatorze millions d'individus couverts par soixante-cinq compagnies du palmarès Fortune 500 et couvre l'ensemble des États américains pour la période allant de 1997 à 2014.

#### 2.2 Méthode d'imputation de la date de naissance

Un élément crucial de l'analyse par discontinuation autour de la date limite d'entrée à l'école est évidemment la disponibilité de la date de naissance des individus dans la banque de données. Malheureusement, depuis 2006, la banque de données Optum a cessé d'indiquer les dates de naissances exactes et se limite dorénavant à l'année de naissance. Une partie importante de la préparation des données de réclamations utilisées dans le présent mémoire a donc consisté à créer cette variable.

En premier lieu, l'ensemble des données d'admissibilités des enfants âgés de moins de dix-sept ans et dont la période d'admissibilité était supérieure ou égale à sept ans ont été extraites. De façon à mieux préciser la date de naissance attribuée aux enfants, il a d'abord été nécessaire d'identifier le mois de naissance. Comme les données d'admissibilité sont disponibles mensuellement, il a été assez simple d'identifier celui-ci en observant durant quel mois l'âge en année changeait et de produire par la suite une variable d'âge estimée mensuellement. Cette variable a servi à restreindre la taille de l'échantillon aux enfants ayant moins de 0,083 ans au moment de leur admission.

Ensuite, comme il existe une variable identifiant les unités familiales dans la banque de données, il a été alors possible de retrouver l'ensemble des membres de la famille des enfants extraits. En conservant uniquement les femmes dont le statut ne correspondait pas à celui d'un dépendant, il a été possible de retrouver celles qui avaient vécu un accouchement ayant donné naissance à un enfant vivant. Pour se faire, les codes statistiques de classification internationaux des maladies et des problèmes reliés à la santé 9<sup>ième</sup> révision (ICD-9) ont été utilisés (Annexe A).

Chaque procédure médicale est accompagnée de la date à laquelle celle-ci a eu lieu. Une fois les dates d'accouchements retrouvés, celles-ci ont été assignées comme date de naissance à l'aide de 1) l'âge estimé, 2) la date à laquelle a eu lieu la procédure, et 3) la 1<sup>ère</sup> date d'admissibilité dans la banque de données. Pour juger de la crédibilité de la date de naissance, la variable d'écart (ECART) a été définie comme :

$$ECART = \min_{\text{jours}} \{ \text{date prodécure}_t - 1^{\text{ième}} \text{ date d'admissibilité} \}$$

$$s. c. (\text{âge estimé} - \text{âge réel}) \leq |0,083 \text{ an}|$$

Par exemple, dans le cas où la première admissibilité disponible est le 1<sup>er</sup> septembre 2002 (disponible mensuellement) et que la date de procédure

d'accouchement de la mère est le 5 septembre 2002, la variable ECART s'est vu attribué une valeur de 4 jours. La date de naissance est considérée crédible seulement si l'écart entre l'âge estimé et l'âge imputé est inférieur ou égal au plus faible niveau de précision en valeur absolue, soit 0,083 ans (30 jours).

L'identité des compagnies d'assurances privées américaines composant la banque de données est anonyme » Il n'est donc pas possible de connaître avec certitude le détail des réglementations associées au transfert de l'assurance d'une mère vers un nouveau née. Par contre, en recherchant parmi plusieurs compagnies d'assurances figurant dans le palmarès Fortune 500, la procédure la plus répandue consistait à étendre la couverture d'assurance individuelle de la mère à l'enfant durant une période d'un mois. Ainsi, comme la 1<sup>ière</sup> date d'admissibilité est précise à  $\pm 30$  jours et que la norme semble être de transférer l'assurance de la mère à l'enfant pour un période de 1 mois, seuls les ECART de  $\pm 30$  jours sont retenus pour l'échantillon final.

Finalement, seules les données de réclamation disponibles pour une année complète ont été conservé afin d'éviter de créer des sauts artificiels dans la densité de la variable d'assignation. Suite à l'application de toutes ces conditions, la taille de l'échantillon est de 28 245 enfants âgés entre sept et quinze ans.

### 2.3 Création des cohortes

Une autre variable nécessitant d'être imputée avec précision afin de déterminer la date limite d'admission de l'enfant est la variable État de résidence. Heureusement, contrairement au cas des données utilisées par Evans *et al.* (2010), les données de réclamation reportent mensuellement l'État de résidence pour chaque individu. Les cohortes jeune et vieille ont donc été créées en utilisant l'État de résidence des enfants au mois de septembre alors qu'ils étaient âgés de cinq ans. Les enfants ayant une valeur manquante, qui représentaient un peu moins de 0,2 % de l'échantillon, ont été exclus.

Comme les États du Colorado, du Maryland, du Massachusetts, du New-Hampshire, du New-Jersey, de New-York, de Pennsylvanie et du Vermont n'ont pas de réglementations uniformes à travers l'État, les enfants résidant dans ces États ont été retirés de l'analyse. De plus, comme il existe une marge d'une journée entourant la date exacte de naissance des enfants, et ce même si la date de naissance est imputée correctement, les enfants nés exactement à la date limite ont également été retirés de l'étude. La taille de l'échantillon résultante est de 19 882 enfants âgés entre sept et quinze ans. La liste des dates limites effectives par États est présentée dans le tableau 1.

#### 2.4 Préparation des données

Afin, d'identifier les enfants dans chaque cohorte atteints du TDAH, les codes ICD-9 ont également été utilisés (Annexe A). De façon à ne pas identifier de faux diagnostics dû à une erreur de compilation des données, seuls les enfants ayant reçu au moins deux diagnostics de TDAH à deux dates distinctes sont considérés comme étant atteint du TDAH. Aucune distinction n'est faite entre les trois cas distincts du TDAH soit, ceux ayant un trouble d'attention uniquement, un trouble d'hyperactivité uniquement, et les deux.

Les enfants ayant reçu un diagnostic de TDAH avant d'entrer à l'école (c'est-à-dire, avant l'âge de cinq ans) ont également été retiré de l'analyse puisque leur diagnostic n'est pas influencé par la perception de l'enseignant par rapport à ses camarades de classe. En effet, l'effet de l'âge relatif d'un enfant ne peut être mesuré que si celui-ci est comparé à ses camarades de classes, ce qui est l'objet du présent mémoire.

Tableau 2.1 Liste des dates limites d'admissions scolaires par États

État	Date limite	En vigueur depuis:	État	Date limite	En vigueur depuis:
AL	1 <sup>er</sup> septembre	1990	MT	10 septembre	1984*
AK	1 <sup>er</sup> septembre	1988	NE	15 octobre	1984*
AZ	31 août	1984*	NV	30 septembre	1984*
AR	15 septembre	1999	NH	N/A	N/A
CA	2 décembre	1987	NJ	N/A	N/A
CO	N/A	N/A	NM	31 août	1984*
CT	1 <sup>er</sup> janvier	1984*	NY	N/A	N/A
DE	31 août	1996	NC	16 octobre	1984*
DC	31 décembre	1984*	ND	31 août	1984*
FL	1 <sup>er</sup> septembre	1984*	OH	30 septembre	1984*
GA	1 <sup>er</sup> septembre	1985	OK	1 <sup>er</sup> septembre	1984*
HI	31 décembre	1984*	OR	1 <sup>er</sup> septembre	1985
ID	1 <sup>er</sup> septembre	1993	PA	N/A	N/A
IL	1 <sup>er</sup> septembre	1988	RI	1 <sup>er</sup> septembre	2003
IN	1 <sup>er</sup> juillet	2005	SC	1 <sup>er</sup> septembre	1992
IA	15 septembre	1984*	SD	1 <sup>er</sup> septembre	1984*
KS	31 août	1995	TN	30 septembre	1984
KY	1 <sup>er</sup> octobre	1984*	TX	1 <sup>er</sup> septembre	1995
LA	30 septembre	1996	UT	1 <sup>er</sup> septembre	1988
ME	15 octobre	1984*	VT	N/A	N/A
MD	30 septembre	2006	VA	30 septembre	1984*
MA	N/A	N/A	WA	31 août	1984*
MI	1 <sup>er</sup> septembre	1984*	WV	31 août	1984*
MN	1 <sup>er</sup> septembre	1984*	WI	1 <sup>er</sup> septembre	1984*
MS	1 <sup>er</sup> septembre	1984*	WY	15 septembre	1984*
MO	31 juillet	1997			

**Note:** N/A correspond aux États qui n'ont pas de réglementations uniformes.

\* Indique que la réglementation est en vigueur depuis au moins 1984.

## 2.5 Limitations

L'avantage d'utiliser une banque de données de réclamations est la possibilité d'obtenir un échantillon de grande taille par rapport à l'échantillon d'un recensement traditionnel, en plus d'obtenir l'ensemble de l'information médicale des individus. Cependant, ces gains se font au détriment d'une perte importante d'informations socioéconomiques. La raison pour laquelle cet inconvénient ne représente pas une contrainte majeure sera abordée plus en détail dans le chapitre 3.

Posséder directement l'information médicale des enfants est un avantage puisque les évaluations des parents peuvent souffrir d'un important effet de demande, alors que les évaluations des enseignants sont possiblement corrélées avec les résultats scolaires. Cependant, selon JCMS (2006), la construction d'une échelle de TDAH, a le mérite de contourner deux problèmes potentiels. Premièrement, cela permet d'éviter la critique selon laquelle l'échantillon utilisé est seulement représentatif des individus qui ont accès à un médecin ou qui souhaitent obtenir un diagnostic. Deuxièmement, toujours selon les auteures, une mesure du TDAH basée sur les symptômes permet d'éviter le biais associé à un éventuel sur ou sous diagnostic du TDAH aux États-Unis. Rien n'indique qu'une méthode soit strictement supérieure à l'autre.

Une autre limitation évidente des banques de données de réclamations privées est le fait que la population ne soit pas représentative de la population américaine en général. En effet, la banque de données Optum ne contient qu'une partie de la population assurée commercialement aux États-Unis. Il s'agit d'un point pertinent puisque la prévalence du TDAH est plus élevée chez les enfants provenant de familles défavorisées. Cela n'aurait cependant pas d'effets significatifs sur la probabilité d'être diagnostiqué TDAH selon JCMS (2006) et Fletcher et Wolfe (2008). D'ailleurs, Fletcher et Wolfe montrent que le revenu moyen de l'échantillon du NLSY utilisé par JCMS (2006) est significativement inférieur à celui de leur étude. Ces derniers obtiennent malgré tout des résultats comparables. Le niveau de revenu moyen ne

devrait donc pas affecter notre estimé de l'effet du traitement sur la probabilité d'être diagnostiqué TDAH. En d'autres termes, le revenu affecterait le niveau de diagnostic du TDAH, mais n'affecterait pas l'effet incrémental entre la cohorte contrôle et la cohorte traitement.

Évidemment, il est impossible de réduire la différence entre les américains bénéficiant de plans d'assurances privés et ceux sans assurances strictement à leurs écarts de revenu. Les résultats obtenus dans le cadre de ce mémoire devraient donc être interprétés en tenant compte du fait que l'échantillon utilisé n'est pas représentatif de la population américaine en générale. Cependant, il est raisonnable de croire que l'effet de traitement présenté dans le cadre du présent mémoire, s'il est biaisé, représente une borne inférieure.

Enfin, bien que la présence d'erreur de mesure soit inévitable, Trochim *et al.* (1991) montrent que la présence de telles erreurs ne biaise pas les résultats d'un PDR dans le cas où elles sont aléatoires.

## CHAPITRE III

### METHODOLOGIE

#### 3.1 Introduction

Le premier modèle à considérer pour évaluer l'effet de l'âge relatif sur la probabilité d'être diagnostiqué TDAH est un modèle de la forme suivante :

$$TDAH_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + Jeune_i \beta_2 + \varepsilon_i \quad (1)$$

où TDAH est égal à un si l'enfant est diagnostiqué TDAH et zéro autrement. L'indice  $i$  représente l'individu,  $X$  est un vecteur de caractéristiques de contrôles quelconques et jeune est défini relativement à un certain seuil par rapport à sa classe.

Théoriquement un estimé par MCO de  $\beta_2$  pourrait être non biaisé. Cependant, comme West *et al.* (2010) ainsi que Elder et Lubotsky (2009) le soulèvent, il existe un phénomène appelé « redshirting » qui consiste à reporter d'une année l'entrée d'un enfant à l'école si celui-ci présente des signes de troubles comportementaux. Ce phénomène toucherait selon West *et al.* (2010) près de 9 % des enfants et ceux qui auraient recours à ce type de procédure seraient deux fois plus susceptibles d'être diagnostiqués pour des troubles comportementaux. La corrélation positive entre l'âge

et le TDAH conduirait donc à un biais positif de l'estimé de l'effet de l'âge sur la probabilité d'être diagnostiqué.

Pour cette raison, une approche utilisant la discontinuité autour de la date limite d'entrée à l'école sera utilisée dans le cadre de ce mémoire pour estimer l'effet de l'âge relatif d'un enfant sur la probabilité d'être diagnostiquée TDAH.

### 3.2 Modèle de régression par discontinuité

Le PDR a d'abord été introduit par Thistlethwaite et Campbell (1960) afin de mesurer l'effet de traitement sur le parcours scolaire suite à l'obtention d'une distinction académique. Les auteurs utilisent l'existence d'un seuil dans la variable de résultat scolaire (variable d'assignation) au-delà duquel un élève se voit assigner la distinction (le traitement). Ce type de design est appelé « sharp » dans la littérature puisque la variable de traitement prend la valeur zéro en deçà du seuil et un au-dessus. Par contraste, le cas où la variable d'assignation a une pente non-nul est appelé « fuzzy ».

Les modèles PDR ont connu un regain de popularité au cours des dernières années. Lee et Lemieux (2010) avancent qu'une part de cet intérêt croissant pour la méthode est dû au fait que le PDR est potentiellement plus crédible que les stratégies d'identifications basées sur les expériences naturelles tel que la différence en différence et la VI. Cette crédibilité des modèles PDR est dûe (voir Lee 2008) au fait qu'il n'est pas nécessaire de supposer que la variation dans le traitement est aléatoire, mais plutôt, le fait que la variation soit aléatoire est le résultat de l'incapacité des individus à contrôler précisément de quel côté du seuil ceux-ci se retrouvent. Il s'agit de la condition de continuité de la variable d'assignation.

Cela nous amène à l'un des éléments fondamentaux des modèles PDR, soit l'impossibilité pour l'agent de déterminer avec précision s'il obtiendra le traitement. En effet, pour que la méthode soit appropriée, il doit être convaincant que les individus n'ont pas de contrôle parfait sur leur capacité à obtenir le traitement. Ces derniers peuvent cependant exercer un certain contrôle sur la variable d'assignation et même avoir un incitatif à recevoir le traitement. Pour que l'identification via un PDR soit valide il faut que l'hypothèse selon laquelle, pour les individus à la discontinuité, le fait d'être juste au-dessus ou juste en-dessous du seuil repose sur un élément de chance. Dans le cas où cette hypothèse apparaît respectée, l'échantillon aux abords de la discontinuité peut être considéré comme étant localement aléatoire. Dans le cadre de ce mémoire, cette condition est remplie de façon triviale puisque les enfants n'ont techniquement aucun contrôle sur leur propre date de naissance ou encore sur leur État de résidence.

Cependant, certains auteurs avancent qu'ils existent un effet de jour sur la date de naissance. En fait, il y aurait moins de naissances enregistrées le samedi et le dimanche comparativement aux jours de la semaine du simple fait qu'il y a moins de médecin disponible la fin de semaine et que les grossesses anticipées ne sont pas programmées la fin de semaine. De plus, il existe aussi la possibilité que certains parents demandent une dérogation afin que leur enfant entre plus tôt ou plus tard à l'école dépendamment de sa proximité avec la date limite d'acceptation. Malheureusement, les règles de dérogations sont extrêmement variées et complexes et ne seront pas directement contrôlées dans le cadre de ce mémoire. Par contre, la sensibilité des estimés aux effets de jour et la validité du modèle PDR seront approfondies en utilisant le test de densité proposé par McCrary (2008) et à l'aide d'écarts types ajustés par groupe de jour autour de la date d'entrée à l'école.

Enfin, le fait de considérer l'échantillon aux abords de la discontinuité comme localement aléatoire a des répercussions cruciales sur l'interprétation et les limitations

des modèles PDR et mérite que l'on s'y attarde un peu. Pour mieux comprendre comment l'imprécision des agents mène à un échantillon localement aléatoire, posons le modèle PDR simple de la façon suivante :

$$TDAH = D\tau + X\beta_1 + U \quad (2)$$

$$D = I[FADM > c] \quad (3)$$

$$FADM = X\beta_2 + V \quad (4)$$

où TDAH est la variable d'intérêt,  $X$  est un vecteur de caractéristiques,  $D$  est la variable binaire de traitement,  $c$  correspond au seuil ( $FADM = 0$ ) au-delà duquel l'individu reçoit le traitement, la fenêtre d'admissibilité ( $FADM$ ) est définie comme la différence en jour entre la date de naissance de l'enfant et la date d'entrée à l'école, et  $\tau$  correspond à l'effet de traitement. Dans ce modèle, il n'est pas nécessaire qu'il y ait la présence d'une condition d'exclusion entre  $\beta_1$  et  $\beta_2$  comme c'est le cas avec une VI. Il n'est pas non plus nécessaire de faire des hypothèses sur la corrélation entre  $X$ ,  $U$  et  $V$ . En pratique, comme un modèle PDR consiste à faire la régression de TDAH sur  $FADM$ , et que  $FADM$  affecte soit directement TDAH ou indirectement via sa corrélation avec la variable inobservable  $U$ , il est alors possible de faire l'hypothèse implicite que  $FADM$  affecte uniquement TDAH indirectement via l'équation (3). Il s'agit d'une simplification acceptable puisqu'il n'est de toute façon pas possible de faire la distinction entre les deux mécanismes (Lee et Lemieux, 2010).

Lee (2008) définit un individu comme ayant un contrôle imparfait sur la variable  $FADM$  si conditionnellement à  $X = x$  et  $U = u$  la densité de  $V$  est continue. Ce résultat découle du fait qu'un individu capable de choisir précisément  $FADM$  choisirait conditionnellement à un certain jeu de caractéristiques observables et inobservables toujours le même résultat ce qui mènerait à une distribution dégénérée

de  $FADM$ . Un autre cas de figure est celui où l'individu peut choisir parfaitement s'il recevra ou non le traitement, mais une fois le traitement reçu, la valeur exacte de  $FADM$  est soumise à une erreur aléatoire. Ce scénario conduit à une densité de zéro avant la discontinuité et positif au-delà. La situation où  $V$  et donc  $FADM$  est continue semble bien correspondre à celle d'un individu qui possède un contrôle imparfait sur  $FADM$ .

De façon formelle, selon Cameron et Trivedi (2005), dans le cas où la fonction d'espérance conditionnelle  $E[U|FADM]$  est continue en  $c$  et que la fonction d'effet de traitement moyen conditionnelle  $E[\tau|FADM]$  est continue à droite de  $c$  il s'en suit que l'échantillon aux abords de  $FADM = 0$  est aussi bien qu'aléatoirement assigné.

Ce résultat est important puisqu'il permet d'introduire l'effet de traitement estimé dans un cadre d'analyse de résultat potentiel (« potential outcome framework ») et permet d'interpréter l'effet du traitement (Équation 5) comme une mesure de l'effet de traitement moyen local (LATE) pondéré. La pondération correspondant à la probabilité pour un individu de se retrouver aux abords de la discontinuité (voir Hahn *et al.*, 2001). Il n'est cependant pas possible de savoir dans quelle mesure le LATE pondéré se rapproche du LATE.

### 3.2.1 Test et limitation

La possibilité d'identifier un LATE repose sur l'hypothèse que  $E[TDAH_0|FADM = j]$  pour le groupe contrôle et  $E[TDAH_1|FADM = j]$  pour la cohorte recevant le traitement est continu en  $j$ . Le problème est qu'il n'existe aucun moyen de tester cette hypothèse, puisqu'il est seulement possible d'observer une réalisation de TDAH par individu avec ou sans traitement. Il s'agit du problème fondamental de l'inférence causale (Holland, 1986).

Bien qu'il ne soit pas possible de tester cette hypothèse, il existe plusieurs tests empiriques permettant de renforcer la validité d'un PDR. De plus, comme l'échantillon est considéré comme localement aléatoire, il est attendu que celui-ci possède les mêmes

caractéristiques qu'un échantillon obtenu d'une expérience aléatoire. Cette confirmation de la validité du modèle se fait par un tableau présentant les caractéristiques prédéterminées des individus de chaque côté de la discontinuité (Voir Section 2 du Chapitre 5). À l'exception des variations dues aux aléas d'un tirage, celles-ci ne devraient pas être statistiquement différentes entre le groupe contrôle et le groupe traitement si l'échantillon est réellement localement aléatoire.

Les modèles PDR sont vulnérables aux problèmes rattachés aux choix de la forme fonctionnelle utilisée pour l'analyse. Une bonne illustration de ce type de problème inhérent au PDR est celle de la comparaison entre un modèle linéaire dans un contexte où la vraie fonction est non-linéaire. Il est donc possible d'identifier faussement une discontinuité en raison d'une mauvaise spécification de la forme fonctionnelle ou d'obtenir un estimé biaisé de l'effet de traitement.

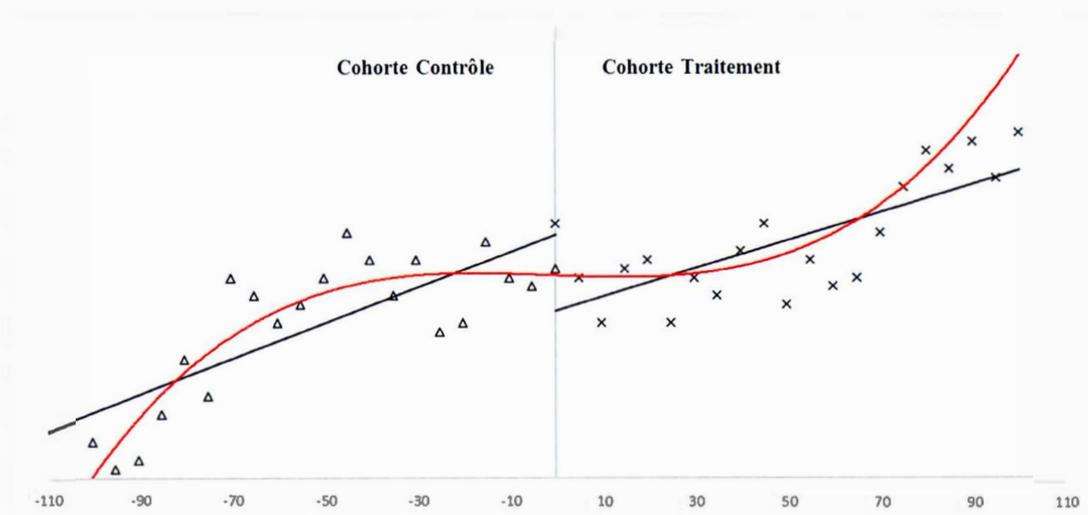


Figure 3.1 Forme fonctionnelle linéaire par rapport à une forme fonctionnelle non-linéaire

### 3.2.2 Modèle

La spécification du modèle utilisé dans le cadre de ce mémoire correspond à effectuer séparément une régression de chaque côté de la discontinuité tel que le modèle sera défini par :

$$TDAH_l = \alpha_l + f_l(FADM) + \varepsilon \text{ lorsque } Jours < 0 \quad (6)$$

$$TDAH_r = \alpha_r + f_r(FADM) + \varepsilon \text{ lorsque } Jours > 0 \quad (7)$$

Où  $f(.)$  est une fonction quelconque et l'effet de traitement correspond à la différence entre  $\alpha_r$  et  $\alpha_l$ . Plus précisément,  $f(.)$  sera testé pour des formes polynomiales de degré 1 à 5, ainsi qu'à l'aide de la méthode par Kernel triangulaire et pour différentes valeurs de  $FADM$ .

## CHAPITRE IV

### RÉSULTATS

#### 4.1 Introduction

Cette section présente les résultats obtenus dans le cadre de l'analyse des données de réclamations commerciales aux États-Unis pour les 19 882 enfants ayant été observés pour une période d'au minimum sept ans et pour les années possédant des données d'assurances complètes (c'est-à-dire, en excluant 1998 et 2006).

#### 4.2 Validité de la méthode

Suivant la liste proposée par Lee et Lemieux (2010), cette section présente les vérifications qui ont été faites pour valider l'utilisation d'un modèle PDR afin d'analyser l'effet de l'âge relatif sur la probabilité d'être diagnostiqué TDAH.

##### 4.2.1 Caractéristiques de l'échantillon

Le tableau 2 présente les caractéristiques de l'échantillon pour la valeur de la *FADM* de référence retenue. On peut voir que les proportions des variables démographiques sont similaires entre l'échantillon complet, la *FADM* de 90 jours, et entre la cohorte contrôle et traitement. Il s'agit d'une caractéristique attendue dans le

cas où l'échantillon est aléatoirement distribué, ce qui est une conséquence de l'incapacité des parents à choisir avec précision la cohorte à laquelle l'enfant appartiendra. De plus, dans le cas où les parents sont en mesure de retarder (ou de devancer) l'entrée de leurs enfants à l'école, il est intéressant de voir que cela ne semble pas affecter une cohorte plus qu'une autre sur la base des caractéristiques démographiques disponibles.

Tableau 4.1 Caractéristique des enfants dans l'échantillon

Variables démographiques	Échantillon complet	± 90 jours	Cohorte contrôle [-90, -1]	Cohorte traitement [1, 90]
Nombre d'observations, N	19 882	14 953	7 665	7 236
Âge moyen*	9,30	9,15	9,22	9,07
Femme, (%)	49,73 %	49,31 %	49,26 %	49,43 %
Revenu du principal assuré†	49 273 \$	49 624 \$	49 409 \$	50 072 \$
États de résidence les plus prévalents, N (%)				
	3992 (20,08 %)	2967 (19,84 %)	1553 (20,26 %)	1414 (19,4 %)
Texas	1511 (7,60 %)	1125 (7,52 %)	563 (7,35 %)	562 (7,71 %)
Floride	1470 (7,39 %)	1099 (7,35 %)	551 (7,19 %)	548 (7,52 %)
Arizona	1406 (7,07 %)	1066 (7,13 %)	547 (7,14 %)	519 (7,12 %)
Californie	1124 (5,65 %)	863 (5,77 %)	461 (6,01 %)	402 (5,52 %)
Ohio	956 (4,81 %)	756 (5,06 %)	386 (5,04 %)	370 (5,08 %)
Caroline du Nord	888 (4,47 %)	687 (4,59 %)	344 (4,49 %)	343 (4,71 %)
Illinois	838 (4,21 %)	643 (4,30 %)	332 (4,33 %)	311 (4,27 %)
Orégon	646 (3,25 %)	490 (3,28 %)	267 (3,48 %)	223 (3,06 %)
Géorgie	631 (3,17 %)	430 (2,88 %)	214 (2,79 %)	216 (2,96 %)
Connecticut	535 (2,69 %)	385 (2,57 %)	188 (2,45 %)	197 (2,70 %)
Montana	526 (2,65 %)	418 (2,80 %)	202 (2,64 %)	216 (2,96 %)
Michigan	500 (2,51 %)	365 (2,44 %)	180 (2,35 %)	185 (2,54 %)
Oklahoma	432 (2,17 %)	331 (2,21 %)	179 (2,34 %)	152 (2,09 %)
Virginie	397 (2,00 %)	303 (2,03 %)	147 (1,92 %)	156 (2,14 %)
Tennessee	391 (1,97 %)	299 (2,00 %)	153 (2,00 %)	146 (2,00 %)
Kentucky	368 (1,85 %)	275 (1,84 %)	131 (1,71 %)	144 (1,98 %)
Wisconsin	335 (1,68 %)	255 (1,71 %)	140 (1,83 %)	115 (1,58 %)
Maryland	312 (1,57 %)	244 (1,63 %)	118 (1,54 %)	126 (1,73 %)
Indiana	265 (1,33 %)	194 (1,30 %)	98 (1,28 %)	96 (1,32 %)

\* L'âge moyen correspond à l'âge de l'enfant en date de la dernière journée admissible dans la banque de donnée.

† Le revenu du principal assuré correspond au revenu enregistré dans la banque de donnée au mois de septembre lorsque l'enfant avait 5 ans et est exprimé en dollar américain de 2015.

#### 4.2.2 Densité de la variable d'assignation

Toujours dans le but de renforcer l'hypothèse fondamentale sous-jacente selon laquelle les enfants (parents) ont aux mieux un contrôle imparfait sur l'obtention du traitement, il est intéressant de présenter la distribution de la variable d'assignation de chaque côté de la discontinuité. Cette représentation graphique permet d'identifier de potentielles manipulations dans la *FADM*.

L'histogramme présenté à la figure 2 permet de voir que la distribution des enfants TDAH autour de la discontinuité (par exemple, la date d'entrée à l'école) s'approche d'une distribution normale ce qui est attendu dans le cas où le modèle PDR est valide. Cependant, on peut voir d'importants écarts entre certain panier de jours, ceci pourrait indiquer un problème de contrôle dans la variable d'assignation (*FADM*) et donc l'échantillon pourrait ne pas être localement aléatoire. Pour vérifier s'il y a bel et bien une différence statistique à la discontinuité, McCrary (2008) a ainsi développé un test formel. Le test a été réalisé à l'aide du progiciel « DCdensity » dans Stata 14 et le résultat est présenté à la figure 3.

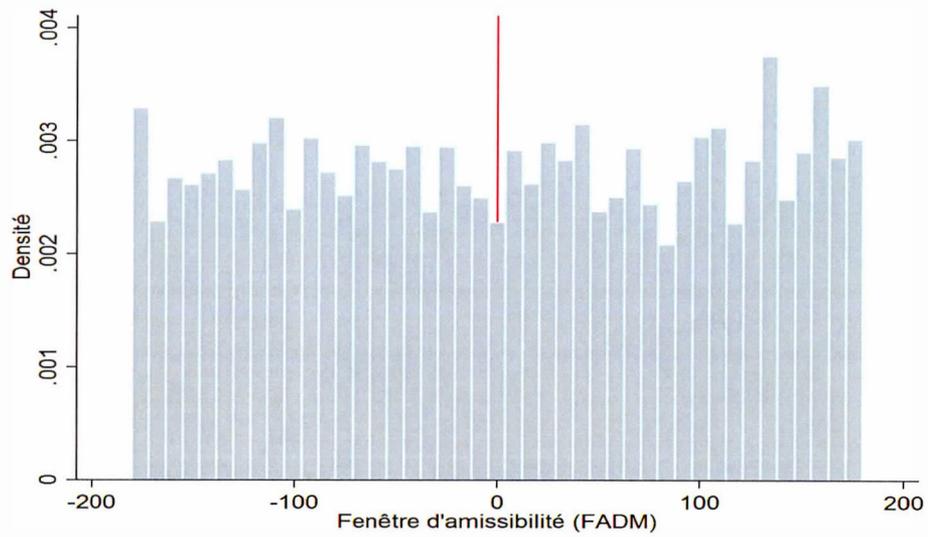


Figure 4.1 Distribution du nombre d'enfants par FADM

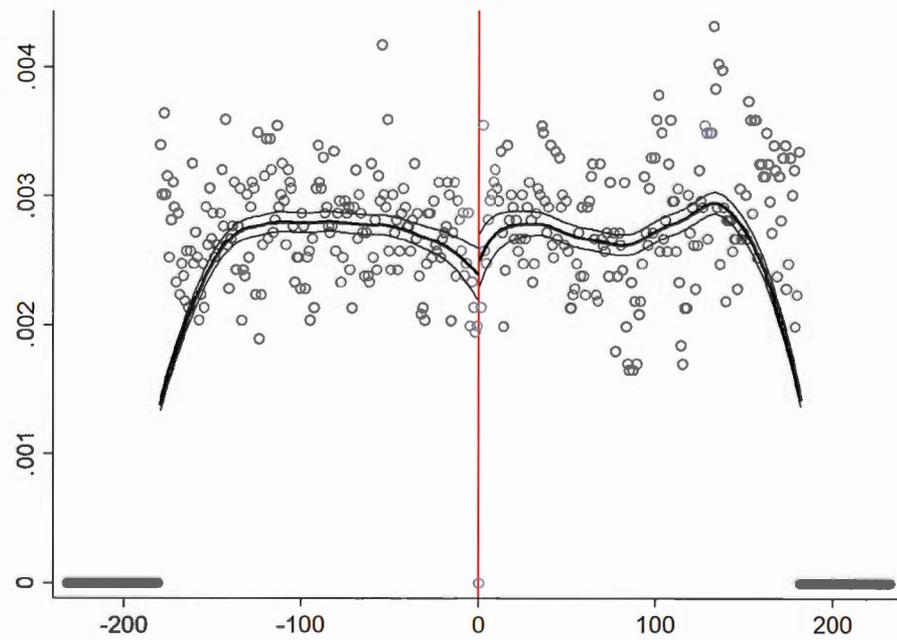


Figure 4.2 Test de densité de McCrary

La figure 3 permet de voir aisément que la différence à la discontinuation se trouve à l'intérieure des intervalles de confiances de l'estimé et donc que celle-ci est non-significative au seuil de 5 %. Le test de McCrary a également été effectué tous les dix jours pour des valeurs de *FADM* allant de -180 jours à 180 jours et une seule différence de densité s'est révélé statistiquement significative au seuil de 5 %. Ce résultat, encore une fois, permet de renforcer la validité de la méthode utilisée, c'est-à-dire que la variable d'assignation (la date de naissance de l'enfant) ne peut être manipulée précisément de façon à garantir qu'un enfant reçoive le traitement. Comme mentionné dans le chapitre sur les données, les enfants nés exactement le jour de la date limite d'entrée à l'école ont été retirés de l'analyse, ce qui explique une densité de zéro à la discontinuité.

#### 4.2.3 Présentation graphique des données brutes de la variable dépendante

Maintenant que les problèmes potentiels concernant la manipulation de la variable d'assignation ont été testés, il s'agit de présenter graphiquement la spécification de référence du modèle (figure 4). Le reste de cette section s'attarde à tester la sensibilité des estimés aux choix de la forme polynomiale ainsi qu'aux valeurs de la *FADM*. La spécification de référence utilise une *FADM* de 90 jours avec une forme linéaire estimée à l'aide de la méthode par Kernel triangulaire.

Afin de déterminer la valeur de référence de la *FADM*, trois méthodes de sélections proposées dans la littérature ont été envisagées. La valeur de 90 jours (96,7) a été obtenue suivant la méthode proposée par Imbens et Kalyanaraman (IK; 2012). La méthode proposée par IK a été préférée à celle proposée par Calonico *et al.* (CCT; 2014) et par Ludwig et Miller (CV; 2007) puisqu'elle permet la comparaison avec les résultats obtenus par Evans *et al.* (2010). De plus, comme on peut le constater dans la

figure 5, les résultats demeurent robustes face au choix de la méthode choisie pour déterminer la *FADM* optimale.

Le degré de la fonction utilisée pour estimer le modèle a été sélectionné en fonction de la valeur du test AIC tel que suggéré par Lee et Lemieux (2010). Les valeurs du test AIC sont parfaitement conformes à celles obtenues par le test BIC. La forme linéaire a été préférée aux formes polynomiales de degré 2 à 5 puisqu'elle offrait une valeur légèrement inférieure pour le test AIC. Ce type de modèle est appelé localement linéaire dans la littérature.

De son côté, la méthode par Kernel triangulaire est utilisée en raison de son optimalité aux limites et parce qu'elle se comporte bien dans un contexte de PDR (Cheng *et al.*, 1997). Tous les résultats des tests utilisant les formes polynomiales de degré deux à cinq sont présentés dans le tableau 3.

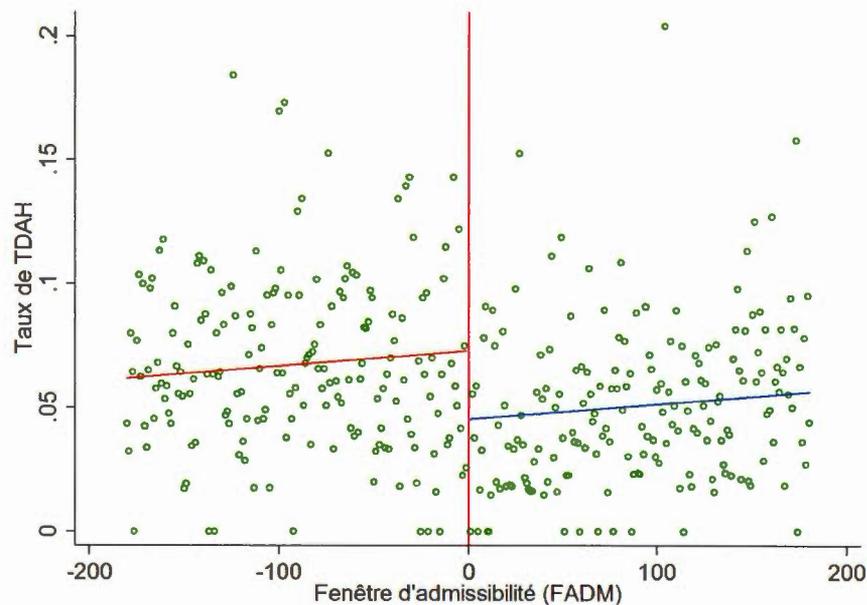


Figure 4.3 Taux de diagnostique de TDAH par FADM

La figure 4 permet de voir, premièrement, qu'il semble bien y avoir un écart de taux de diagnostique entre la cohorte contrôle et celle de traitement, deuxièmement, qu'il existe une variabilité importante dans les données, et troisièmement, que la forme des données brutes n'est pas clairement définie.

Les résultats pour les valeurs de la *FADM* obtenus via la méthode CCT et CV sont présentés dans la figure 5. La figure 5 est particulièrement intéressante puisqu'elle présente graphiquement l'ensemble des estimées possibles en variant la valeur de la *FADM* et en maintenant la spécification du modèle constante. Cela permet de voir que les estimés ne sont pas sensibles au choix de la *FADM* obtenue par la méthode CCT, IK, ou CV. De plus, une fois que la valeur de la *FADM* est au-dessus de 35 jours, les estimés de l'effet de traitement sur le taux de TDAH deviennent remarquablement invariables.

Par contre, on remarque aussi une très grande variabilité lorsque les valeurs de la *FADM* sont inférieures à 35 jours. Lee *et al.* (2008) aborde l'importance de choisir une *FADM* suffisamment petite de façon à capter l'effet autour de la discontinuité, mais suffisamment large de façon à ce que l'estimé ne varie pas de façon excessive pour de petites variations de *FADM*. Il semble clair, en regardant la figure 5, que l'équilibre entre la proximité avec la discontinuité et la volatilité des estimés sont réalisés pour des valeurs de la *FADM* supérieures à 35 jours. Cependant, en comparant le graphique avec celui obtenu par Elder (2010), on peut observer que la variation des estimés est plus grande dans les données du présent mémoire lorsque la valeur de la *FADM* est inférieure à 35 jours. Cela pourrait être dû à la forte variabilité observée dans les données brutes, à l'effet du niveau de précision dans l'établissement de la date de naissance des enfants dans la banque de données, ou encore à l'existence de dérogations dans certains États.

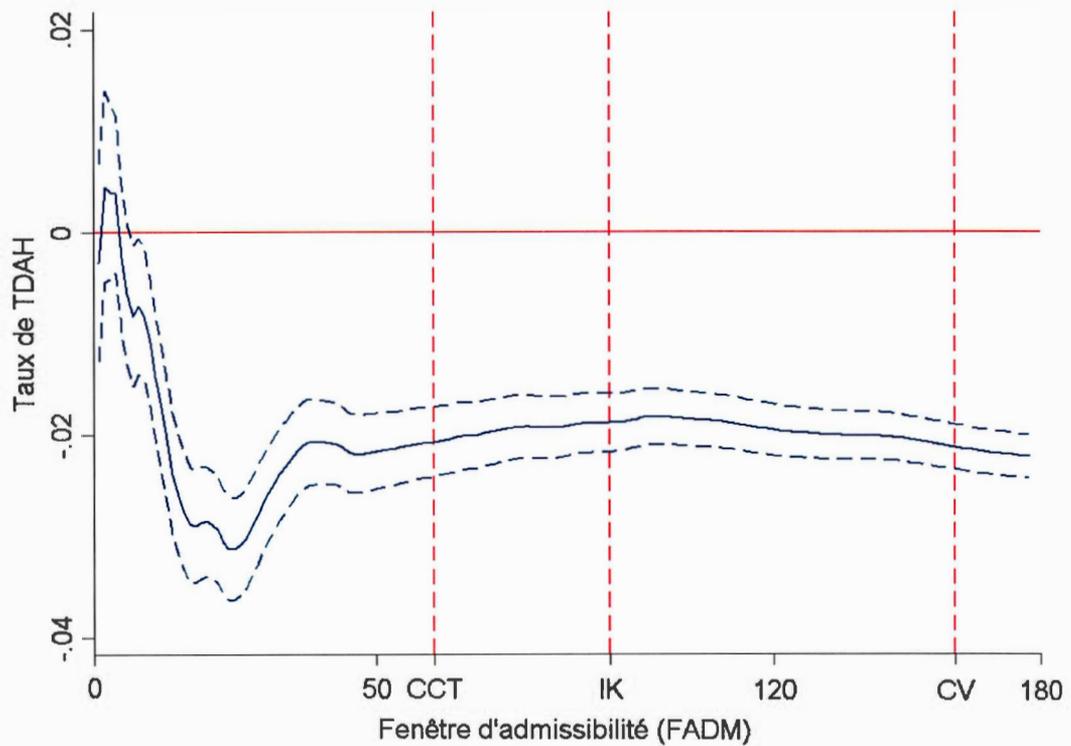


Figure 4.5 Sensibilité des estimés au choix de la FADM

La figure 6 présente les données brutes en utilisant les formes polynomiales de degré deux à cinq. Les résultats des estimés varient entre 1,7 % et 2,7 % et sont significatifs au seuil de 0,01 %. La taille du saut à la discontinuité est extrêmement constante à travers les spécifications choisies et semble indiquer que l'effet de traitement observé n'est pas le fruit d'une mauvaise spécification de la forme fonctionnelle sous-jacente.

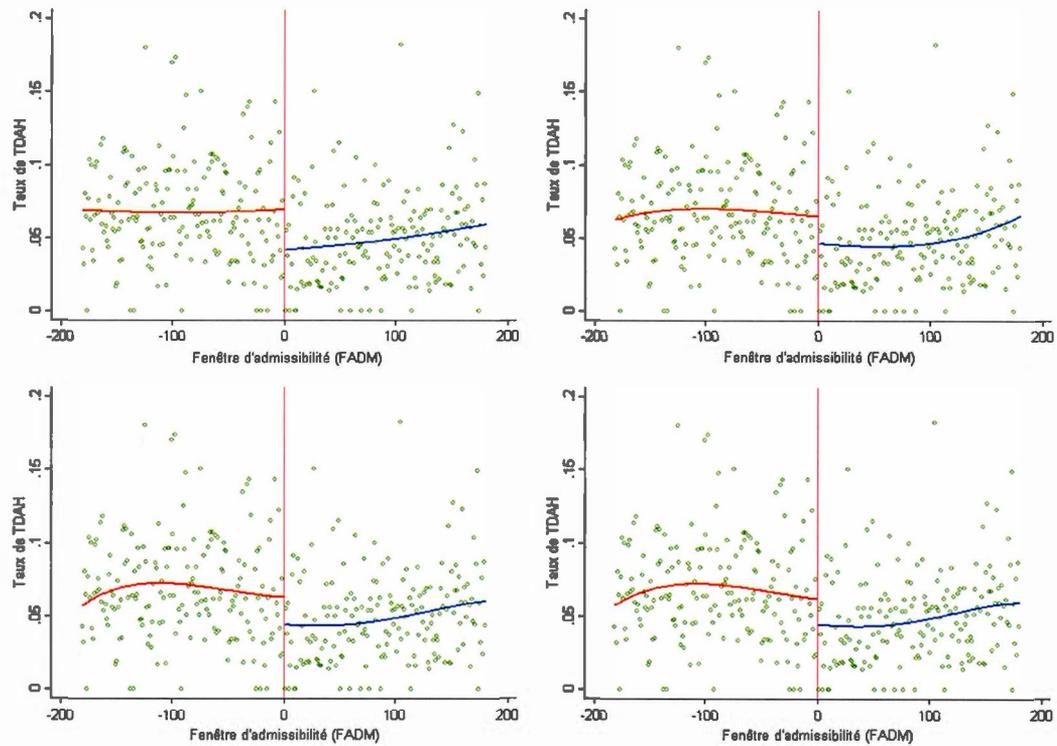


Figure 4.6 Sensibilité des estimés au choix de la forme polynomiale

#### 4.2.4 Écart de taux pour différentes conditions

Dans le cas où les données autour de la discontinuité sont bel et bien localement aléatoires, il ne devrait pas y avoir de différence entre les taux de diagnostic pour des conditions autres que le TDAH. Suivant Evans *et al.* (2010), la figure 7 présente la comparaison entre la fièvre, la varicelle, l'asthme, et la toux entre la cohorte contrôle (gris foncé) et traitement (gris pâle). Puisque les enfants de la cohorte contrôle auront moins de scolarité que ceux de la cohorte traitement, il est possible de croire que c'est l'exposition aux années d'écoles qui est à l'origine de l'écart de taux de diagnostique de TDAH. Pour cette raison la varicelle, la fièvre et la toux sont utilisées puisqu'il

s'agit aussi de conditions potentiellement positivement corrélées avec le nombre d'années scolaires (c'est-à-dire, l'exposition).

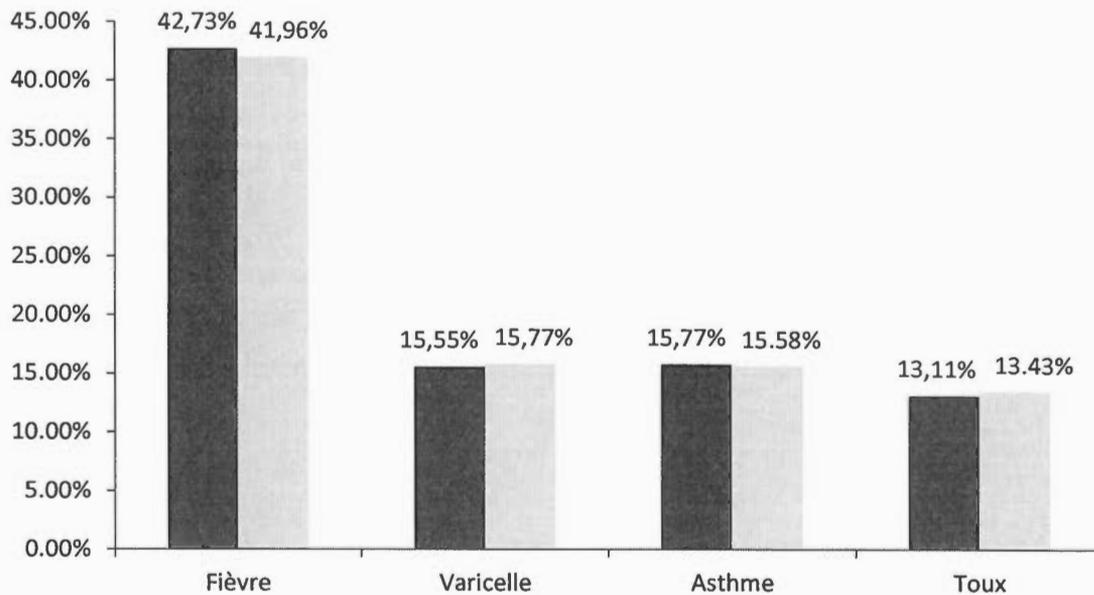


Figure 4.2 Taux de diagnostic par cohorte

Aucun des taux de diagnostics ne diffèrent statistiquement par cohorte, ce qui encore une fois semble indiquer que le modèle PDR est approprié dans le contexte.

L'ensemble des tests proposés par Lee et Lemieux (2010) ont été réalisés et chacun d'entre eux pointe vers la viabilité du modèle PDR dans le contexte actuel. Il semble donc raisonnable et crédible de considérer les données autour de la discontinuité comme localement aléatoire et d'interpréter l'effet de traitement mesuré comme étant celui d'un LATE pondéré.

#### 4.3 Résultat

Le taux moyen de TDAH dans l'échantillon est de 5,8 % ce qui correspond aux estimés obtenus dans la littérature en général, soit approximativement 6 %. En utilisant la spécification de référence pour l'analyse, soit une *FADM* de 90 jours avec une forme

linéaire, l'effet de retarder l'entrée à l'école d'un an (c'est-à-dire, recevoir le traitement) diminue le taux de TDAH de 1,9 % ce qui est consistant avec l'effet de 2,0 % obtenu par Evans *et al.* (2010). Le résultat est cependant largement inférieur à l'effet de 4,9 % trouvé par Elder (2010) à l'aide d'une régression par VI.

Le tableau 3 présente l'ensemble des estimés pour chacune des spécifications avec le nombre d'observations et l'écart type. Dépendamment de la spécification des estimés, ceux-ci varient entre 1,1% et 2,9%. L'ensemble des estimés sont significatifs en utilisant la spécification robuste, biais corrigé, et biais corrigé avec variance robuste du progiciel « rdrobust » développé par Calonico *et al.* (2014). Seul l'écart pour la spécification avec les enfants nés en l'an 2000 et le contrôle par grappe de jour ont donné des résultats statistiquement non-significatifs au seuil de 5 %.

L'effet de traitement est 38 % plus élevé chez les garçons comparativement aux filles. Ce résultat diffère de celui obtenu par Evans *et al.* (2010) qui indiquait un effet de traitement similaire par sexe. Cet effet pourrait expliquer en partie la différence de taux de TDAH entre les garçons et les filles observée dans la littérature. Il est généralement supposé que la différence de taux par sexe provient de l'expression plus prononcée des caractéristiques liées au TDAH chez les garçons (le manque d'attention et l'hyperactivité). Cependant, la différence dans l'effet de traitement obtenue dans le cadre du présent mémoire semble indiquer une possible corrélation entre la trajectoire de développement non-cognitive des enfants selon leur sexe et l'effet de l'âge relatif sur la probabilité d'être diagnostiqué TDAH. En d'autres termes, la manifestation des caractéristiques du TDAH induite par une différence d'âge d'un an serait plus marquée chez les garçons que chez les filles.

Les estimés par années de naissance ne permettent pas de conclure que l'effet de l'âge relatif des enfants sur la probabilité d'être diagnostiqué TDAH ait diminué pour la période allant de 1999 à 2005.

Tableau 4.2 Résultat par spécification du modèle

Spécification	Échantillon	Nombre d'observation	Effet de traitement
Référence	± 90 jours	14 953	-0,0193 (0,0018)
<i>FADM</i>	± 150 jours	18 205	-0,0204 (0,0014)
	± 120 jours	16 569	-0,0189 (0,0016)
	± 60 jours	13 479	-0,0213 (0,0022)
Degré polynomial	2	14 953	-0,0227 (0,0026)
	3	14 953	-0,0272 (0,0034)
	4	14 953	-0,0290 (0,0040)
	5	14 953	-0,0275 (0,0050)
Sexe	Homme	9 887	-0,0224 (0,0026)
	Femme	9 995	-0,01623 (0,0025)
Année de naissance	1999	776	-0,0293 (0,0096)
	2000	1 584	-0,0109 (0,0062)
	2001	2 182	-0,0156 (0,0054)
	2002	3 397	-0,0201 (0,0044)
	2003	4 001	-0,0128 (0,0040)
	2004	4 216	-0,0269 (0,0040)
Grappe	2005	3 726	-0,0192 (0,0041)
	Jours	14 953	-0,0193 (0,0113)

## CHAPITRE V

### CONCLUSION

Le surinvestissement en santé, l'établissement de critères objectifs afin de diagnostiquer les maladies mentales et les bénéfices à long terme des traitements sont tous des enjeux actuelles de santé. La controverse entourant le TDAH englobe et alimente à la fois ces enjeux. L'augmentation du nombre de diagnostics de TDAH ainsi que la hausse des prescriptions de psychostimulant ne sont pas des phénomènes circonscrits chez nos voisins du Sud et affecte également le Québec. Les conclusions du présent mémoire peuvent donc être, à tout le moins partiellement, extrapolées à la situation du Québec.

Au cours du présent mémoire, il a été démontré que le taux de TDAH varie en fonction de l'âge relative des enfants au moment d'entrer à la maternelle. En effet, en utilisant l'ensemble de l'échantillon, la cohorte contrôle à un taux de diagnostic moyen de 5,1 % alors que la cohorte traitement à un taux de 6,7 %, soit un écart de 1,6%. En utilisant la spécification de référence, l'écart est de 1,9% et ce résultat est robuste à travers plusieurs spécifications et est consistant avec la littérature sur le sujet.

Les données de réclamations d'assurances américaines utilisées permettent de s'intéresser au taux optimal de diagnostic aux États-Unis à l'aide d'une banque de données utilisant une définition différente du TDAH. Les études précédentes sur le sujet ont toujours utilisé des données de recensement et construit, d'une façon ou d'une autre, un indice de TDAH basé sur les réponses à un questionnaire. L'intérêt de reproduire l'étude d'Evans *et al.* (2010) et Elder (2010) était donc de vérifier la robustesse des résultats dans un contexte où les enfants TDAH étaient identifiés à l'aide d'un diagnostic médical. Évidemment, si les données de réclamations d'assurance sont soumises à plusieurs limitations et ne sont pas exemptes d'erreurs de mesure, elles apportent néanmoins un angle d'étude intéressant.

Les résultats obtenus semblent indiquer qu'il existe une proportion importante de la population qui est diagnostiquée TDAH sans pour autant en posséder les marqueurs biologiques sous-jacents. Pour mettre en perspective ce résultat, aux États-Unis, en supposant que les enfants dans la cohorte traitement soient tous adéquatement diagnostiqués et que la date de naissance n'influence pas la probabilité d'être diagnostiqué TDAH, cela voudrait dire qu'environ un tiers des enfants diagnostiqués TDAH le sont sans fondements médicaux. Toujours aux États-Unis, cela représente près de 1.5 millions d'enfants et des dépenses d'environ 500 millions par an consacrées au traitement d'enfants ayant reçu un faux diagnostic. De plus, environ 20 % de ce montant est assumé par les contribuables américains via Medicaid.

Cependant, il est possible que l'effet de traitement mesuré capte en partie le sous-diagnostic chez les enfants relativement âgés (cohorte traitement). En effet, si l'hyperactivité semble exacerbée chez les enfants relativement jeunes (cohorte contrôle) en comparaison avec leurs camarades relativement âgés, il est tout à fait plausible que l'inverse se produise également. Dans ce cas, la condition de certains

enfants dans la cohorte traitement ne serait pas détectée et pourrait entraîner des conséquences sur l'accumulation de capital humain de l'enfant à court ou à long terme.

Qu'il s'agisse de sur-diagnostic ou de sous-diagnostic, les diagnostics inappropriés peuvent entraîner plusieurs effets négatifs sur les enfants touchés. Premièrement, les traitements pour le TDAH sont reconnus par la « Federal Drug Association » comme étant à l'origine de problèmes cardiovasculaires importants. De plus, une étude clinique a également démontré une association entre la prise de psychostimulant pour le TDAH, sur une période de 24 mois, et une réduction de la croissance physique chez les enfants (MTA Cooperative Group, 2004). Deuxièmement, un faux diagnostic de TDAH peut avoir un effet stigmatisant sur la socialisation de l'enfant. Celui-ci risque également de se retrouver dans une classe, voir une école spécialisée. À cela vient s'ajouter le fait qu'un faux diagnostic de TDAH peut empêcher un enfant de recevoir le traitement approprié à sa vraie condition (par exemple, l'hyperactivité, le trouble de concentration). Troisièmement, le fardeau financier associé au prix exorbitant de certains traitements peut affecter négativement le bien-être de la famille en créant un stress financier indu sur celle-ci.

En définitive, les résultats obtenus dans le cadre du présent mémoire s'inscrivent dans la même lignée que ceux mis de l'avant par des études précédentes sur le sujet. L'écart de taux de TDAH observé en raison de l'âge relatif des enfants au moment de débiter l'école démontre un problème sérieux sur l'objectivité des critères de diagnostic proposée par le manuel DSM et sur la capacité des médecins à les appliquer adéquatement. Finalement, il aurait été intéressant d'examiner les prescriptions de psychostimulant parmi les deux cohortes et d'observer leur adhérence au traitement à travers le temps pour mieux déterminer s'il existe des différences entre la cohorte contrôle et traitement. L'impact du revenu sur la probabilité d'être diagnostiqué TDAH aurait également été une piste de recherche intéressante tout comme la différence dans l'effet de traitement par sexe.

## ANNEXE A

Liste des codes ICD-9 utilisés pour identifier les conditions médicales sélectionnées

<b>Conditions</b>	<b>Code ICD-9</b>
TDAH	314.xx
Accouchement sans complication	650.xx, 651.xx
Asthme	493.xx
Fièvre	780.6x
Toux	464.xx
Varicelle	V05.4x

## BIBLIOGRAPHIE

- American Psychiatric Association. (2015). *DSM-5®: manuel diagnostique et statistique des troubles mentaux*. Elsevier Masson.
- Bedard, A. C., Jain, U., Hogg-Johnson, S., et Tannock, R. (2007). Effects of methylphenidate on working memory components: influence of measurement. *Journal of child psychology and psychiatry and allied disciplines*. 48(9), 872–880.
- Cameron, A. C. et Trivedi, P. K. (2005). *Microeconometrics : methods and applications*. Cambridge university press.
- Calonico, S., Cattaneo, M.D. et Titiunik, R., (2014). Robust nonparametric confidence intervals for regression discontinuity designs. *Econometrica*. 82(6), 2295-2326.
- Cheng, M. Y., Fan, J., & Marron, J. S. (1997). On automatic boundary corrections. *The annals of statistics*. 25(4), 1691-1708.
- Cuffe, S. P., Moore, C. G., et McKeown, R. (2009). ADHD and health services utilization in the national health interview survey. *Journal of attention disorders*. 12(4), 330–340.
- Currie, J., et Kahn, R. (2012). Children with disabilities: introducing the issue. *Future of children*. 22(1), 3–11

- Currie, J., et Stabile, M. (2006). Child mental health and human capital accumulation: the case of ADHD . *Health economics*. 25(6), 1094–1118.
- Douglas, V. I. (1999). *Cognitive control processes in attention-deficit/hyperactivity disorder*. Handbook of disruptive behavior disorder. Springer US. pp.105–138.
- Elder, T. E. (2010). The importance of relative standards in ADHD diagnoses: evidence based on exact birth dates. *Journal of health economics*. 29(5), 641–656.
- Elder, T. E., & Lubotsky, D. H. (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. N., Morrill, M. S., et Parente, S. T. (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.
- Fletcher, J., et Wolfe, B. (2008). Child mental health and human capital accumulation: the case of ADHD revisited. *Journal of health economics*. 27(3), 794–800.
- Hahn, J., Todd, P., & Van der Klaauw, W. (2001). Identification and estimation of treatment effects with a regression discontinuity design. *Econometrica*. 69(1), 201-209
- Holland, P. W. (1986). Statistics and causal inference. *Journal of the American statistical association*. 81(396), 945-960.
- Imbens, G., & Kalyanaraman, K. (2011). Optimal bandwidth choice for the regression discontinuity estimator. *The review of economic studies*. rdr043

- Lee, D. S. (2008). Randomized experiments from non-random selection in U.S. house elections ». *Journal of econometrics*. 142(2), 675–697.
- Lee, D. S., et Lemieux, T. (2010). Regression discontinuity designs in economics. *Journal of economic literature*. 48(2), 281-355.
- Ludwig, J. et Miller, D.L. (2007). Does head start improve children's life chances? Evidence from a regression discontinuity design. *The quarterly journal of economics*. 122(1), 159-208.
- McCrary, J. (2008). Manipulation of the running variable in the regression discontinuity design: a density test. *Journal of econometrics*. 142(2), 698-714.
- Mannuzza, S., & Klein, R. 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.
- MTA Cooperative Group, (2004). National institute of mental health multimodal treatment study of ADHD follow-up: 24-month outcomes of treatment strategies for attention-deficit/hyperactivity disorder. *Pediatrics*. 113(4), 754-761.
- Schachter, H. M., King, J., Langford, S., et 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.

- Steven E. Nissen, M. D. (2006). ADHD drugs and cardiovascular risk. *The New England journal of medicine*. 354(21), 2296–2298
- Trochim, W. M., Cappelleri, J. C., et Reichardt, C. S. (1991). Random measurement error does not bias the treatment effect estimate in the regression-discontinuity design: II. When an interaction effect is present. *Evaluation review*. 15(5), 571-604
- Thistlethwaite, D. L., et Campbell, D. T. (1960). Regression-discontinuity analysis: an alternative to the ex post facto experiment. *Journal of educational psychology*. 51(6), 309-317
- West, J., Meek, A., & Hurst, D. (2000). Children Who Enter Kindergarten Late or Repeat Kindergarten: Their Characteristics and Later School Performance. *Stats in brief*