

Université de Montréal

Rapport de recherche

L'impact de l'activité physique sur la situation économique des individus

Rédigé par :  
Laurin, Louis-Philippe

Dirigé par :  
Bellou, Andriana

Département de sciences économiques  
Faculté des arts et des sciences

30 août 2012

## TABLE DES MATIÈRES

INTRODUCTION	III
II. REVUE DE LITTÉRATURE	5
II.1 Michael Lechner – Long-run Labour Market and Health Effects of Individual Sport Activities	5
II.2 Betsey Stevenson – Beyond de Classroom: Using Title IX to Measure the Return of High School Sports	6
II.3 Rod Dishman, James Sallis, Diane Orenstein – The Determinant of Physical Activity and Exercise	6
II.4 Centers of Disease Control and Prevention and American College of Sport Medecine – Physical Activity and Public Health	7
III. LA PROBLÉMATIQUE	8
IV. DESCRIPTION DE L'ÉCHANTILLON STATISTIQUE	10
V. LE MODÈLE	12
V.1 Le modèle instrumental	12
V.2 Modèle instrumental à effet retardé	14
V.3 Les effets fixes	14
VI. ANALYSE DES RÉSULTATS	16
CONCLUSION	22
BIBLIOGRAPHIE	24
ANNEXE	25

## INTRODUCTION

L'impact de l'activité physique sur la situation économique des gens est un sujet plutôt jeune en économie du travail notamment parce que les données qui permettent de tirer des conclusions intéressantes ne sont disponibles que depuis quelques années. Alors que les bienfaits d'une pratique du sport sur la santé sont bien connus, l'impact de celle-ci sur les salaires sont difficiles à calculer puisque plusieurs variables qui expliquent une bonne performance sur le marché du travail entraînent également une participation plus élevée au sport. On observe toutefois que de plus en plus d'entreprises encouragent leurs employés à être actifs, entre autre en offrant l'accès à des centres d'entraînement. Le gouvernement canadien abonde dans la même direction depuis la création d'un crédit d'impôt à l'activité physique des jeunes en 2007. Que ce soit par des avantages sociaux ou pour des raisons d'amélioration de la santé publique, il est intéressant de se questionner si l'activité physique promue par ces mesures rend les individus plus productifs au travail.

Dans une étude parue en 2009, Michael Lechner<sup>1</sup> utilise la méthode du *propensity matching score* afin d'isoler l'effet à long terme du sport sur les salaires et la participation au marché du travail. Un autre article de Betsey Stevenson utilise un changement dans la politique américaine, le Title IX, comme choc exogène stimulant l'activité physique chez les filles au secondaire. Avec cet instrument, l'auteur mesure les bienfaits économiques de la participation sportive à l'adolescence. Finalement, Dishman, Sallis et Orenstein font la revue d'études sur les déterminants de la décision à commencer à s'entraîner et de celle de rester actif.

---

<sup>1</sup>**Michael Lechner**, « *Long-run Labour Market and Health Effects of Individual Sport Activities* », *Journal of Health Economics*, Volume 28, Numéro 4, Juillet 2009, pp. 839 – 854.

En utilisant le PSID (Panel Study of Income Dynamics) américain et le niveau de sport des femmes comme instrument pour le niveau de sport de leur mari, il sera montré dans ce projet que l'activité sportive a un effet positif significatif sur les salaires des têtes de ménage.

Dans la prochaine section, nous ferons une revue de littérature. La problématique sera ensuite présentée à la section III. À cela suit la description de la base de données et de la méthode d'inférence utilisée. Le modèle est présenté en V, puis les résultats sont donnés et analysés en VI.

## II. REVUE DE LITTÉRATURE

### II.1 Michael Lechner – Long-run Labour Market and Health Effects of Individual Sport Activities<sup>2</sup>

Dans cet article paru en 2009, Michael Lechner cible les effets à long terme d'une activité sportive intensive sur la situation économique des individus. Les données utilisées sont tirées du German Socio-Economic Panel (GSOEP) de 1984 à 2006. Les problèmes reliés à l'étude des effets positifs du sport soulevés dans l'article sont entre autres que plusieurs des variables qui expliquent une bonne performance sur le marché du travail expliquent également un niveau de sport élevé. De plus, si on suppose que les gens qui ont plus d'argent font généralement plus de sport, il y a biais de sélection. Finalement, selon l'auteur, il est impossible de conditionner sur les variables « confondatrices » du sport et du revenu à long terme puisque certaines d'entre elles sont inobservables et que ces mêmes caractéristiques peuvent également dépendre du sport. La méthode suggérée par l'auteur est le *propensity matching score* par strate. Un modèle *probit* est développé dans un sous-échantillon particulier à partir de caractéristiques démographiques et économiques afin d'expliquer la décision d'être actif ou pas, dépendamment si l'individu était actif ou pas l'année précédente. L'article arrive aux résultats qu'un individu qui participe à au moins une activité sportive intensive par mois gagnera en moyenne 1200 euros de plus par année sur une période de 16 ans.

---

<sup>2</sup> **Michael Lechner**, « *Long-run Labour Market and Health Effects of Individual Sport Activities* », *Journal of Health Economics*, Volume 28, Numéro 4, Juillet 2009, pp. 839 – 854.

## **II.2 Betsey Stevenson – Beyond de Classroom: Using Title IX to Measure the Return of High School Sports<sup>3</sup>**

Les effets du sport sur la situation économique des individus sont également le sujet de cet article. Toutefois, il s'agit ici de l'impact que la pratique du sport au secondaire peut avoir sur le niveau d'éducation et le taux de participation des femmes sur le marché du travail. Le problème décrit par l'auteur est le fait que certaines variables ne sont pas observables, telles que l'habileté à communiquer, à bien travailler avec les autres, la compétitivité et la discipline. Ces variables expliquent autant la participation au sport que la réussite économique. L'auteur utilise une loi passée dans les années 1970 aux États-Unis qui devait modifier le taux de participation des adolescentes aux activités sportives au secondaire. Les périodes de transitions étant différentes à travers les États, il est donc possible d'observer un choc exogène, dissocié de possibles changements temporels, qui augmente le taux de participation des femmes au sport. Avec cet instrument, l'auteur déduit qu'une augmentation de 10% de la participation des femmes à des sports au secondaire augmente de 1% leur présence à l'université et de 1% à 2% leur implication sur le marché du travail.

## **II.3 Rod Dishman, James Sallis, Diane Orenstein – The Determinant of Physical Activity and Exercise<sup>4</sup>**

Les auteurs de cet article font la revue de littérature sur les facteurs explicatifs du sport. Ils regroupent les déterminants en trois classes (caractéristiques personnelles, environnementales, caractéristiques de l'activité elle-même) et caractérisent leur intensité sur la variable dépendante. Par exemple, les fumeurs et obèses, les gens qui ne croient

---

<sup>3</sup>**Betsey Stevenson**, « *Beyond de Classroom: Using Title IX to Measure the Return of High School Sports* », Working paper, 2 février 2010.

<sup>4</sup>**Rod Dishman, James Sallis, Diane Orenstein**, « *The Determinant of Physical Activity and Exercise* », Public Health Report, Mars-Avril 1985, Volume 100, Numéro 2, pp. 158 – 171.

avoir aucun pouvoir sur leur propre santé, les gens aux sentiments changeants ou négatifs auront moins tendance à être actifs que les autres. Les individus sportifs à l'université ou pour qui la santé s'améliorerait s'ils étaient actifs ne le sont pas plus. Toutefois, les gens extravertis et motivés, qui se sentent bien dans leur peau, étant actifs ou qui étaient actifs au secondaire, seront plus sportifs. Les hommes qui habitent ou travaillent près d'un centre d'entraînement ou dont la femme valorise l'activité physique seront plus actifs. Selon les auteurs, il est important de cibler quels sont les facteurs qui poussent un individu à commencer l'entraînement, à le maintenir et à l'abandonner afin de développer les incitatifs nécessaires pour qu'une population soit la plus sportive possible.

#### **II.4 Centers of Disease Control and Prevention and American College of Sport Medecine – Physical Activity and Public Health<sup>5</sup>**

Dans ce communiqué paru en 1995, les organismes ci-haut ciblent en introduction les effets bénéfiques du sport sur la santé. Non seulement il a été démontré que le sport aide à réduire les risques de maladies cardiaques, d'hypertension, de diabète, d'ostéoporose, de cancer du côlon, d'anxiété et de dépression, mais aussi que celui-ci contribue de façon bénéfique à la régulation sanguine, à la densité osseuse et aux fonctions immunitaires et psychologiques. Les auteurs citent notamment un article du *New England Journal of Medecine* qui estime à 12% de la mortalité américaine liée au manque d'activité physique.

---

<sup>5</sup>Ralph S. Paffenbarger, Jr., Robert T. Hyde, Alvin L. Wing, I-Min Lee, Dexter L. Jung, and James B. Kampert, « *The Association of Changes in Physical-Activity Level and Other Lifestyle Characteristics with Mortality among Men* », *The New England Journal of Medecine*, Volume 328, Février 1993, pp. 538-545.

### III. LA PROBLÉMATIQUE

Les effets positifs du sport sur la santé sont bien connus : une activité physique régulière réduit les risques de maladie cardiaque, augmente la densité osseuse et diminue les risques d'hypertension. La tendance des entreprises à valoriser le sport et à rendre accessibles des centres d'entraînement pour leurs employés témoigne d'une croyance que le sport augmente la productivité. Si celui-ci augmente d'une part le niveau de santé de l'individu le rendant directement plus productif, il peut lui permettre de développer un réseau et ainsi de profiter de meilleures possibilités sur le marché du travail. Un employé qui prend soin de soi en étant actif physiquement envoie également un message à l'employeur d'un niveau de responsabilité et de discipline.

Depuis 2007, le gouvernement fédéral encourage les familles à inscrire leurs jeunes à des activités sportives organisées au moyen d'un crédit d'impôt non-remboursable; une telle mesure sera mise en place pour l'ensemble de la population à compter de 2015. L'importance que prend le sport autant dans les entreprises qu'au niveau des décisions politiques m'amène à pousser plus loin la question de ses effets positifs.

L'objectif de ce projet est d'évaluer l'impact d'une activité physique intensive hebdomadaire sur le salaire annuel réel d'un individu masculin aux États-Unis. En traitant des problèmes d'endogénéité soulevés dans la section précédente, il sera donc nécessaire d'utiliser un instrument qui n'est corrélé qu'avec le salaire d'un individu par le niveau d'activité physique de celui-ci. En utilisant les données du Panel Study of Income Dynamics (PSID) américain sur les ménages de 1999 à 2009 et le niveau de sport de l'épouse des têtes de ménage comme instrument, il sera possible d'évaluer l'impact du



niveau d'activité physique sur les salaires. Les résultats obtenus seront ensuite comparés aux résultats de Michael Lechner sur la population allemande.

#### IV. DESCRIPTION DE L'ÉCHANTILLON STATISTIQUE

Les données que j'utilise sont tirées du *Panel Study of Income Dynamics* de 1999 à 2009, récoltant de l'information de 1998 à 2009. Il s'agit d'un sondage sur la situation économique et familiale des ménages américains qui a débuté en 1968. Comme ce sont des données de panel, ce sont les mêmes ménages qui sont sondés à chaque deux ans. Il est donc possible de tracer l'évolution de ceux-ci à travers le temps. Comme la plus longue période possible est optimale, c'est cependant la première fois en 1999 qu'on questionne les individus sur leur niveau d'activité physique. De plus, les données sur le ménage sont requises puisque les informations sur la femme sont nécessaires afin de composer l'instrument.

Les variables nécessaires à la détermination des salaires sont les variables sociales et démographiques classiques : l'âge, le carré de l'âge, le sexe, le nombre d'enfants, l'origine ethnique, le fait d'être fumeur ou pas, le nombre de congés de maladie pris l'année dernière et l'éducation. L'indice des prix à la consommation est également nécessaire pour actualiser les salaires. Celui-ci est récolté au mois de décembre de l'année en cours au *Bureau of Labor Statistics* (BLS). On observe également le niveau d'activité physique intensive pour une période donnée de l'homme et de la femme. L'échantillon choisi recoupe les individus âgés de plus de 25 ans et de moins de 50 ans puisqu'il s'agit de la période où les gens sont généralement le plus actif sur le marché du travail : avant 25 ans, certains sont encore aux études et après 50 ans, certains quittent pour la retraite.

À partir des données sur l'activité physique, une variable a été créée qui représente la fréquence d'exercice intensif par semaine. Un exercice intensif est décrit par

le questionnaire en 1999 par une activité comme de la course, du vélo, de la natation ou de l'aérobic (le golf, la marche, le jardinage ou la danse sont exclus). Le PSID récolte le niveau d'activité en deux étapes, d'abord la fréquence par période et ensuite la durée de la période. On peut ainsi normaliser la fréquence de ce type d'activité pour une période donnée d'une semaine (les individus dont le nombre d'activités intensives par semaine calculé est de plus de 50 sont traités comme des individus qui ont mal répondu aux questions et sont exclus de l'échantillon). Cette variable est nommée plus tard par *sport* pour la tête du ménage et *sportfemme* pour la conjointe.

D'autres variables ont également été modifiées : la variable qui indiquait la valeur immobilière de la maison prend la valeur de 1 si l'individu est propriétaire et de 0 sinon. L'origine ethnique qui pouvait prendre 6 valeurs différentes a été décomposée en 4 variables binaires qui prennent la valeur de 1 dépendamment si l'individu est de race blanche, noire, hispanique ou amérindien. Pour éviter la colinéarité, il n'existe aucune variable qui regroupe toutes les autres origines ethniques. Finalement, la variable statut matrimonial qui décrivait le ménage comme marié, séparé, divorcé ou autre a été transformée pour ne prendre que la valeur de 1 si le ménage est marié.

On trouvera en annexe le tableau des statistiques descriptives de toutes les variables. Il est intéressant d'y noter entre autres que le niveau d'activité physique de l'homme est supérieur à celui de la femme. Un test d'égalité des moyennes montre que cette différence est significative. De plus, l'information sur le nombre d'heures travaillées n'est disponible qu'à partir de 2003, ce qui explique le nombre d'observations réduit.

## V. LE MODÈLE

### V.1 Le modèle instrumental

Calculer les effets positifs de l'activité physique sur la situation économiques des individus nécessite une variable instrumentale indépendante des déterminants du salaire mais corrélée avec l'activité physique elle-même. En effet, les problèmes d'endogénéité suggérés par Michael Lechner et Betsey Stevenson empêchent une régression simple comme suit :

$$\log(\text{salairereel}) = \beta_0 + \beta_1 \text{sport} + \beta_2 V.E. + e$$

où V.E. représente les autres variables explicatives du salaire (âge, âge<sup>2</sup>, éducation, propriétaire, 4 variables binaires d'origine ethnique, le nombre de jour absent au travail, le fait d'être fumeur ou pas) et  $e$ , le terme d'erreur.

Dans l'article de Dishman, Sallis et Orenstein, on fait la revue des déterminants de l'activité physique. Parmi ceux-ci, on retrouve l'attitude positive, le caractère extraverti, la motivation personnelle qui expliquent également des salaires plus élevés. Les personnes à caractère dépressifs ou les fumeurs et obèses font moins de sport et gagnent moins d'argent. Il existe toutefois deux facteurs déterminants du sport indépendants des salaires : l'influence familiale et le fait d'avoir été actif l'année dernière. L'instrument choisi pour ce travail sera l'influence de la femme des individus observés. On peut formuler l'hypothèse que si la femme valorise l'activité physique, elle sera active et entraînera son mari à l'être aussi. Le modèle sera donc le suivant :

$$\log(\text{salairereel}) = \beta_0 + \beta_1 \widehat{\text{sport}} + \beta_2 V.E. + e$$

La variable  $\widehat{sport}$  est projetée à partir de

$$sport = \alpha_0 sportfemme + \alpha_1 V.E. + u$$

où  $sport$  est la fréquence d'activité sportive intensive par semaine de l'homme tête de ménage lors de l'année en cours et  $sportfemme$  la fréquence d'activité sportive intensive par semaine de l'épouse.

Avec la commande **ivreg2** dans STATA, il est possible de vérifier si l'instrument est faible ou s'il souffre de sous-identification. Un instrument faible signifie qu'il y a toujours un problème d'endogénéité : il est corrélé avec les variables explicatives du salaire. Le test de sous-identification vérifie si l'activité sportive de la femme explique bel et bien celle du mari.

Il se peut qu'une activité physique hebdomadaire n'ait pas d'impact à court terme sur le salaire. En effet, le salaire d'un individu est généralement déterminé au début d'une période donnée et l'activité physique durant celle-ci pourrait donc n'avoir aucun impact. Elle pourrait toutefois avoir un effet à moyen terme et cela est vérifiable puisque nos données sont sous la forme longitudinale.

Il est également possible d'effectuer toutes ces régressions à partir du salaire horaire de chaque individu. C'est une autre façon de vérifier si l'individu est plus productif dans son milieu de travail par heure travaillée. Comme le sport est une activité physique qui, pratiquée régulièrement peut rendre un individu non seulement plus dynamique au travail mais également plus endurant, il est également pertinent de vérifier si on observe un impact positif sur le nombre d'heures travaillées.

## V.2 Modèle instrumental à effet retardé

Afin d'estimer les coefficients d'un tel modèle, il est nécessaire de poser l'hypothèse que l'activité physique n'a pas d'effet immédiat. Sous cette condition, il est possible d'estimer le coefficient d'une unité d'activité physique intensive hebdomadaire  $i$  années plus tôt sur le salaire aujourd'hui à l'aide du même instrument :

$$\log(\text{salairereel}_t) = \beta_0 + \beta_1 \widehat{\text{sport}}_{t-i} + \beta_2 V.E. + e$$

où la variable  $\text{sport}_{t-i}$  est projetée à partir de

$$\text{sport}_{t-i} = \alpha_0 \text{sportfemme}_{t-i} + \alpha_1 V.E. + u$$

Comme l'activité physique passée détermine le niveau d'activité aujourd'hui, en évaluant l'impact de  $\text{sport}_{t-i}$  sur le logarithme des salaires aujourd'hui, un test de robustesse sera effectuée quant à la significativité du coefficient. Par exemple, en estimant l'impact d'une activité intensive hebdomadaire il y a 4 ans sur le salaire aujourd'hui, on testera la validité du coefficient en incluant le niveau de sport il y a 2 ans dans le modèle. Si le coefficient de l'activité physique 4 ans plus tôt est de même envergure et de même signe tout en étant significatif, on qualifiera nos résultats de robustes. De plus, puisque les données ne contiennent des données que durant 6 périodes (1999 à 2009 à chaque 2 ans), on ne considère que les cas où  $i = 2,4$ , l'échantillon devenant trop petit.

## V.3 Les effets fixes

Les données du PSID permettent de traiter la question de ce travail en panel. Cela est entre autre utile pour le modèle à effets retardés (V.2). Une autre utilité est de limiter les problèmes d'endogénéité dans la régression avec le traitement en effets fixes. La

condition pour appliquer ce type d'inférence est d'avoir au moins 2 observations par ménage, sinon on s'expose au risque d'avoir une matrice non inversible. Cette régression est effectuée à partir de la commande **xtivreg2** dans STATA et est un moyen de conditionner pour les caractéristiques non-observables permanentes. La commande sera utilisée pour toutes les régressions faites dans la section suivante.

## VI. ANALYSE DES RÉSULTATS

Les résultats obtenus à l'aide de notre instrument et des différents modèles proposés sont listés ci-dessous. On y retrouve d'abord le coefficient d'une activité physique hebdomadaire supplémentaire et sa statistique de *Student* sous l'hypothèse alternative qu'il prend une valeur supérieur à 0. Pour chaque modèle, on compile également les statistiques p-value et Fisher associées au test de sous-identification et d'identification faible. L'échantillon pour ces premiers résultats sont concentrés autour de la population masculine mariée âgée entre 25 et 49 ans.

**Tableau 1 : Coefficient d'une unité d'activité physique hebdomadaire intensive sur le logarithme du revenu annuel réel d'un individu masculin marié de 25 à 49 ans aux États-Unis**

Modèle	Coefficient (Student; seuil de rejet unilatérale 5% t > 1.645)	Test de sous- identification (rejet si p-value > 0.05)	Test d'identification faible (f > 16.38; rejet d'endogénéité)
Moindres carrés ordinaires – contemporain	-0.0012526 (-0.74)	-	-
Modèle instrumental – contemporain	-0.0044384 (-0.60)	<b>0.0000</b>	<b>413.73</b>
Moindres carrés ordinaires – effets retardés (2 ans)	-0.0006838 (-0.34)	-	-
Modèle instrumental – effets retardés (2 ans)	-0.0027745 (-0.28)	<b>0.0000</b>	<b>238.00</b>
Moindres carrés ordinaires – effets retardés (4 ans)	0.0001036 (0.04)	-	-
Modèle instrumental – effets retardés (4 ans) <sup>6</sup>	<b>0.0300429</b> <b>(2.53)</b>	<b>0.0000</b>	<b>157.32</b>

<sup>6</sup> Test de robustesse suggéré à la section V effectué; on conserve donc les résultats et ils sont significatifs. La sortie de la régression est présentée en Annexe.



D'abord, on constate que l'instrument utilisé est fort et ne souffre pas de problème d'endogénéité. On note également que le signe des coefficients des variables explicatives classiques telles que l'âge, l'éducation et l'origine ethnique sont cohérents (voir annexe pour exemple de régression). On remarque ensuite qu'avec le modèle des moindres carrés ordinaires, une activité physique hebdomadaire n'a aucun effet sur le revenu annuel d'un individu. Cela est nécessairement dû à la corrélation de ce facteur avec les autres déterminants du salaire. D'autre part, si le sport n'a pas d'effet immédiat ou à court terme (2 ans) sur le revenu annuel avec le modèle instrumental, celui-ci montre que l'activité physique augmente de 3.00% le salaire d'un individu 4 ans plus tard.

L'échantillon sur lequel les régressions précédentes ont été effectuées recoupe l'échantillon des hommes qui ne sont pas mariés, ce qui affaiblit les résultats. Il est donc suggéré d'inclure les hommes ainsi exclus et de donner la valeur de 0 à l'instrument utilisé. De cette manière, on définit donc que la femme (inexistante pour cette portion de nouvel échantillon) n'a aucun effet sur l'homme. Voici les résultats obtenus :

**Tableau 2 : Coefficient d'une unité d'activité physique hebdomadaire intensive sur le logarithme du salaire horaire réel d'un individu masculin de 25 à 49 ans aux États-Unis**

Modèle instrumental	Coefficient (Student; seuil de rejet unilatérale 5% t > 1.645)	Test de sous-identification (rejet si p-value > 0.05)	Test d'identification faible (f > 16.38; rejet d'endogénéité)
Modèle à effets instantanés	0.0004138 (0.05)	0.0000	440.67
Modèle à effets retardés (4 ans)	<b>0.0219623*</b> <b>(1.53)</b>	0.0000	133.76

\*Signifie que le coefficient est significatif à 10% pour un test unilatéral t > 0

Encore une fois, l'instrument est fort et ne souffre pas d'endogénéité. Le dernier coefficient qui était significatif dans l'échantillon d'hommes mariés ne l'est plus à 5%

mais l'est à 10% (seuil à 1.282 avec un test unilatéral). Ces estimations permettent d'établir des conclusions plus fortes puisqu'elles touchent un échantillon plus grand. Une activité physique intensive pratiquée une fois par semaine augmenterait donc le revenu annuel d'un individu masculin d'environ 2,20%, 4 ans plus tard.

D'autre part, il est intéressant de vérifier si l'activité physique a un effet positif sur le salaire horaire ou le nombre d'heures travaillées. Un salaire horaire significativement plus élevé pour un individu actif justifierait les résultats obtenus plus tôt sur le revenu annuel concernant entre autres la productivité. De plus, un nombre d'heures travaillées supérieur soutient l'hypothèse que l'endurance et la persévérance au travail se développe en étant actif physiquement.

**Tableau 3 : Coefficient d'une unité d'activité physique hebdomadaire intensive sur le logarithme du nombre d'heures travaillées d'un individu masculin de 25 à 49 ans aux États-Unis**

Modèle instrumental	Coefficient (Student; seuil de rejet unilatérale 5% $t > 1.645$ )	Test de sous-identification (rejet si p-value > 0.05)	Test d'identification faible ( $f > 16.38$ ; rejet d'endogénéité)
Modèle à effets simultanés pour hommes mariés	0.005735 (0.63)	0.0000	199.05
Modèle à effets retardés (2 ans) pour hommes mariés	-0.0000983 (-0.01)	0.0000	174.87
Modèle à effets retardés (4 ans) pour hommes mariés	-0.0034929 (-0.37)	0.0000	157.27
Modèle à effets simultanés	-0.0085676 (-0.97)	0.0000	283.30
Modèle à effets retardés (2 ans)	0.0070151 (0.62)	0.0000	173.90
Modèle à effets retardés (4 ans)	0.0048479 (0.40)	0.0000	133.73

L'instrument est encore une fois valide dans toutes les régressions. Comme aucun des coefficients du modèle instrumental n'est significatif, on estime que l'activité physique n'explique pas l'augmentation des heures passées au travail.

On observa à la page suivante, que l'impact de l'activité physique sur le salaire horaire est significatif positif à moyen terme (4 ans) pour les deux échantillons (hommes mariés et tous les hommes) alors qu'il est nul à court terme et de manière contemporaine. Dans toutes les régressions, l'instrument est toujours valide. Des résultats comme ceux qui suivent combinés à ceux du dernier tableau montrent que l'effet bénéfique de l'activité physique sur le revenu annuel passe par une augmentation du salaire horaire. Cela peut vouloir dire qu'un individu sera plus productif par sa santé améliorée, qu'il aura bénéficié de nouvelles rencontres reliées à ses activités sportives pour atteindre un poste qui lui correspond mieux ou que son employeur appréciera plus son travail connaissant dorénavant son niveau d'éthique et de discipline. On ne montre toutefois pas que l'activité physique développe l'endurance ou la persévérance au travail.

**Tableau 4 : Coefficient d'une unité d'activité physique hebdomadaire intensive sur le logarithme du salaire horaire d'un individu masculin de 25 à 49 ans aux États-Unis**

Modèle instrumental	Coefficient (Student; seuil de rejet unilatérale 5% t > 1.645)	Test de sous- identification (rejet si p-value > 0.05)	Test d'identification faible (f > 16.38; rejet d'endogénéité)
Modèle à effets simultanés pour hommes mariés	-0.0108617 (-1.21)	0.0000	206.40
Modèle à effets retardés (2 ans) pour hommes mariés	-0.0037561 (-0.40)	0.0000	183.31
Modèle à effets retardés (4 ans) pour hommes mariés	<b>0.0416302</b> <b>(4.13)</b>	0.0000	159.40
Modèle à effets simultanés	0.0075932 (1.00)	0.0000	291.69
Modèle à effets retardés (2 ans)	0.0092575 (1.01)	0.0000	200.37
Modèle à effets retardés (4 ans)	<b>.0246664</b> <b>(2.36)</b>	0.0000	136.31

Alors que l'article de Michael Lechner<sup>7</sup> paru en 2009 estime les effets positifs du sport comme étant immédiat sur les revenus mensuels pour un individu actif physiquement au moins une fois par mois, il a été trouvé dans ce présent projet, que les revenus annuels augmentent significativement à partir de 4 ans plus tard. Il est possible que cette divergence soit due à l'incapacité d'obtenir des résultats significatifs pour une période plus courte par un échantillon plus petit et d'une méthode d'inférence différente. Cela peut également s'expliquer par la différence entre les individus observés. D'une part, Lechner observe le niveau d'activité sportive individuel alors que cette caractéristique n'est pas spécifiée dans les données du PSID. D'autre part, il existe peut-

<sup>7</sup> **Michael Lechner**, « *Long-run Labour Market and Health Effects of Individual Sport Activities* », Journal of Health Economics, Volume 28, Numéro 4, Juillet 2009, pp. 839 – 854.

être des différences dans le marché du travail allemand et américain qui expliquent ce décalage dans le rendement de l'activité physique.

Il serait intéressant de considérer l'instrument proposé dans ce projet sur les données allemandes afin de comparer si les résultats diffèrent par le traitement des données ou par les différences structurelles qui existent entre les deux populations, américaine et européenne.

## CONCLUSION

L'activité sportive est reconnue pour ses bienfaits sur la santé et la question de son effet sur la productivité au travail est intéressante. Les problèmes d'endogénéité reliés à l'étude de ses effets positifs sur la détermination du salaire d'un individu rendent difficile l'étude de la question. En effet, plusieurs déterminants du salaire expliquent également un certain niveau d'activité physique. Grâce à la valorisation de la femme d'un individu pour le sport, il est possible de générer un instrument qui limite ces problèmes et explique le niveau d'activité de celui-ci.

À partir du Panel Study of Income Dynamics américain de 1999 à 2009, on estime dans ce projet qu'une activité physique intensive supplémentaire par semaine augmente le revenu annuel d'un homme d'environ 2,20% et le salaire horaire de 2,47% lors de la quatrième année suivant celle-ci. Ces augmentations sont davantage importantes pour les individus mariés alors qu'on estime des hausses de 3,00% et de 4,16% respectivement. Comme les salaires aujourd'hui sont souvent déterminés au début de l'année, les revenus ne sont pas influencés par une activité physique hebdomadaire contemporaine. Il est également à noter qu'un individu sportif n'augmente pas le nombre d'heures travaillées annuellement ni aujourd'hui, ni à moyen terme, laissant entendre que l'activité physique offre un rendement sur la productivité plutôt que sur l'endurance et la persévérance au travail.

Les données sur le niveau d'activité physique des individus commencent à fournir assez d'informations pour tirer des conclusions intéressantes concernant les effets bénéfiques du sport. Cependant, la taille de la fenêtre d'observations sur lequel sont estimés les résultats de ce projet gagne à être supérieure. Finalement, comme des effets

positifs sont observés autant aux États-Unis dans ce travail, que par Michael Lechner sur la population allemande, il serait intéressant de tester ces résultats au Canada.

## BIBLIOGRAPHIE

1. **Michael Lechner**, « *Long-run Labour Market and Health Effects of Individual Sport Activities* », *Journal of Health Economics*, Volume 28, Numéro 4, Juillet 2009, pp. 839 – 854.
2. **Betsey Stevenson**, « *Beyond de Classroom: Using Title IX to Measure the Return of High School Sports* », Working paper, 2 février 2010.
3. **Rod Dishman, James Sallis, Diane Orenstein**, « *The Determinant of Physical Activity and Exercise* », *Public Health Report*, Mars-Avril 1985, Volume 100, Numéro 2, pp. 158 – 171.
4. **Ralph S. Paffenbarger, Jr., Robert T. Hyde, Alvin L. Wing, I-Min Lee, Dexter L. Jung, and James B. Kampert**, « *The Association of Changes in Physical-Activity Level and Other Lifestyle Characteristics with Mortality among Men* », *The New England Journal of Medicine*, Volume 328, Février 1993, pp. 538-545.



ANNEXE

**Tableau A.1 : Statistiques descriptives des variables**

Variables	Observation	Moyenne	Écart-type	Minimum	Maximum
variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
1salairereel	15785	9.826556	.8814654	-.6549259	14.73142
salairereel	17042	23648.29	37052.71	0	2499041
age2	17042	1441.125	539.8878	625	2401
sportf	17042	1.689237	2.829796	0	49
sport	17042	2.657424	3.747855	0	49
amerindien	17042	.0060439	.0775095	0	1
hispano	17042	.0301608	.1710346	0	1
noir	17042	.2616477	.4395447	0	1
education	17042	13.14863	2.448609	0	17
salaireh	17042	44507.83	72568.56	0	5210000
ethnicit	17042	.6597817	.4737963	0	1
fumeur	17042	.4464852	.4971425	0	1
absencetrah	17042	.8418026	2.045999	0	90
enfants	17042	1.228612	1.241303	0	8
agehead	17042	37.26341	7.250304	25	49
1nbheures	10924	7.5901	.5561407	-3.709417	8.606424
1heuresreel	11020	2.21119	.6905771	-3.535048	6.251829



IV (2SLS) estimation

Estimates efficient for homoskedasticity only  
 Statistics consistent for homoskedasticity only

		Number of obs =	5007
		F( 11, 3319) =	3.64
		Prob > F =	0.0000
Total (centered) SS =	827.8671016	Centered R2 =	-0.0274
Total (uncentered) SS =	827.8671016	Uncentered R2 =	-0.0274
Residual SS =	850.5902074	Root MSE =	.5054

lsalairereel	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
sport						
L1.	.0044023	.0115678	0.38	0.704	-.0182702	.0270748
L2.	.0308295	.012722	2.42	0.015	.0058949	.0557641
agehead	.0794554	.0296474	2.68	0.007	.0213476	.1375632
enfants	-.0001858	.0184431	-0.01	0.992	-.0363337	.0359621
absencetra	.0131444	.0051213	2.57	0.010	.0031068	.0231819
fumeur	.0040908	.0510836	0.08	0.936	-.0960313	.1042128
amerindien	.0588574	.3332901	0.18	0.860	-.5943793	.7120941
hispano	.0458121	.0899569	0.51	0.611	-.1305003	.2221244
noir	.0618775	.2750498	0.22	0.822	-.4772102	.6009653
ethnicit	.05023	.1075553	0.47	0.640	-.1605745	.2610344
age2	-.0008036	.0003773	-2.13	0.033	-.001543	-.0000642

Underidentification test (Anderson canon. corr. LM statistic): 112.767  
 Chi-sq(1) P-val = 0.0000

Weak identification test (Cragg-Donald wald F statistic): 58.167  
 Stock-Yogo weak ID test critical values: 10% maximal IV size 7.03  
   15% maximal IV size 4.58  
   20% maximal IV size 3.95  
   25% maximal IV size 3.63

Source: Stock-Yogo (2005). Reproduced by permission.

Sargan statistic (overidentification test of all instruments): 0.000  
 (equation exactly identified)

Instrumented: L.sport L2.sport  
 Included instruments: agehead enfants absencetra fumeur amerindien hispano noir ethnicit age2  
 Excluded instruments: L2.sportf L.sportf  
 Dropped collinear: education