



**HAL**  
open science

# Dynamiques de la relation entre corpulence et salaire dans les pays émergents : le cas du Mexique

Pierre Levasseur

► **To cite this version:**

Pierre Levasseur. Dynamiques de la relation entre corpulence et salaire dans les pays émergents : le cas du Mexique. *Revue d'Economie du Développement*, 2021, 28 (2020/2), pp.105 - 148. 10.3917/edd.342.0105 . hal-03335825v1

**HAL Id: hal-03335825**

**<https://hal.science/hal-03335825v1>**

Submitted on 7 Sep 2021 (v1), last revised 13 Sep 2021 (v2)

**HAL** is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

## DYNAMIQUES DE LA RELATION ENTRE CORPULENCE ET SALAIRE DANS LES PAYS ÉMERGENTS : LE CAS DU MEXIQUE

[Pierre Levasseur](#)

De Boeck Supérieur | « [Revue d'économie du développement](#) »

2020/2 Vol. 28 | pages 105 à 148

ISSN 1245-4060

ISBN 9782807393622

Article disponible en ligne à l'adresse :

-----  
<https://www.cairn.info/revue-d-economie-du-developpement-2020-2-page-105.htm>  
-----

Distribution électronique Cairn.info pour De Boeck Supérieur.

© De Boeck Supérieur. Tous droits réservés pour tous pays.

La reproduction ou représentation de cet article, notamment par photocopie, n'est autorisée que dans les limites des conditions générales d'utilisation du site ou, le cas échéant, des conditions générales de la licence souscrite par votre établissement. Toute autre reproduction ou représentation, en tout ou partie, sous quelque forme et de quelque manière que ce soit, est interdite sauf accord préalable et écrit de l'éditeur, en dehors des cas prévus par la législation en vigueur en France. Il est précisé que son stockage dans une base de données est également interdit.

# Dynamiques de la relation entre corpulence et salaire dans les pays émergents : le cas du Mexique

## *Dynamics of the Bodyweight-Wage Relationship in Emerging Countries: Evidence from Mexico*

Pierre Levasseur\*

Cet article étudie les dynamiques de la relation entre la corpulence et les salaires au Mexique, un pays émergent fortement touché par l'obésité. Dans cette étude empirique, nous utilisons les données de panel issues de l'enquête ménage Mexican Family Life Survey (2002-2012). Premièrement, nous examinons de façon descriptive la relation corpulence-salaire et son évolution dans le temps. Nous appliquons ensuite un modèle par doubles différences fournissant des estimations robustes à l'hétérogénéité invariante dans le temps. Nos résultats montrent que la relation entre la corpulence et les salaires horaires dépend du genre, de l'année d'enquête et du statut professionnel. Tandis que les résultats révèlent des pénalités salariales au cours du temps pour les travailleurs des services en surpoids, nous observons une acceptation relative de l'excès de poids dans d'autres secteurs d'emploi, en particulier dans les emplois à haute qualification. Nos résultats ont ainsi des implications importantes en termes de politiques publiques.

**Mots-clés :** Mexique, surpoids, obésité, salaires, doubles différences.

This article explores the dynamics of the relationship between bodyweight and wages in Mexico, an emerging country with high obesity prevalence. For this empirical study, we used observational panel data from the Mexican Family Life Survey (2002–2012). First, we descriptively investigated the relationship between bodyweight and wages and its dynamics across time. We then implemented a difference-in-differences design that performs estimates robust to time-invariant heterogeneity. Our results show that the relationship between bodyweight and hourly wages depends on gender, time, and occupational status. While the results revealed significant wage penalties across time for overweight service workers, we observed a relative acceptance of excess weight in other employment sectors, especially among high-skilled jobs. Consequently, our results have important implications for public policies.

**Keywords:** Mexico, Overweight, Obesity, Wages, Difference-in-differences.

**Codes JEL:** O15, I12, C21.

\* UMR SADAPT, INRAE, Agroparistech, Université Paris-Saclay, 16 rue Claude Bernard 75231 Paris Cedex 5. Courriel: pierre.levasseur@inrae.fr

# 1 INTRODUCTION

Ces dernières années, le nombre de personnes en surpoids a rapidement augmenté dans le monde. Ce phénomène a conduit plusieurs auteurs à évaluer les conséquences de la corpulence sur le chômage et les pénalités salariales, puisque le marché du travail est un secteur clé des performances économiques et une dimension importante du bien-être social (Cawley, 2004). La littérature empirique suggère que les impacts de la corpulence sur le succès professionnel dépendent du niveau de développement du pays considéré. Par exemple, plusieurs auteurs notent que l'effet de la corpulence sur les salaires est généralement négatif dans les économies riches, en particulier dans le secteur des services et chez les femmes à haute qualification, malgré des différences ethniques (Cawley, 2004 ; Sarlio-Lahteenkorva, Silventoinen et Lahelma, 2004 ; Brunello et D'Hombres, 2007 ; Johar et Katayama, 2012 ; Pinkston, 2017).<sup>1</sup> Outre les pertes potentielles de productivité induites par les morbidités physiques et les maladies liées au surpoids, ces résultats peuvent s'expliquer par la perception occidentale du poids. Dans ces pays, les personnes obèses sont généralement perçues comme paresseuses, lentes, incompétentes, peu attrayantes et manquant de rigueur (Puhl et Heuer, 2009). Selon Puhl et Brownell (2006) et Major *et al.* (2014), la généralisation du surpoids et de l'obésité dans la société contribue à augmenter l'exposition à une stigmatisation et une discrimination liée au poids. Notamment, Brewis (2014) mentionne l'apparition d'un cycle auto-renforcé qui peut accentuer à la fois les souffrances émotionnelles (induites par la stigmatisation autour du poids) et la prise de poids.

De manière contradictoire, des recherches plus récentes montrent que la relation entre le poids et les revenus du travail est en train de changer dans les économies riches où le surpoids est prédominant, comme en Angleterre et en Allemagne (Barbieri, 2018 ; Kropfhäuser et Sunder, 2015). En utilisant des stratégies d'identification différentes, ces auteurs ont tous deux observé une relation en forme de U-inversé dans ces deux pays, révélant un effet bénéfique du surpoids sur l'accès à l'emploi et les salaires, en particulier pour les activités non manuelles (i.e. les emplois des services et les emplois à haute qualification). Comme le suggèrent des études psychosociales, le changement en cours pourrait être dû à une perception de plus

---

<sup>1</sup> Aux États-Unis, plusieurs auteurs trouvent une prime de surpoids pour les emplois à col bleu, en particulier pour les hommes Afro-Américains (DeBeaumont, 2009 ; Caliendo et Gehrsitz, 2016 ; Slade, 2017).

en plus erronée de la surcharge pondérale étant donné la normalisation du statut de surpoids dans la société (Robinson et Christiansen, 2014). Parallèlement à ces potentiels changements sociaux, l'introduction des e-technologies (par exemple les smartphones, les tablettes) et les nouvelles méthodes de production (par exemple le télétravail) peuvent rendre les travailleurs atteints d'obésité mieux adaptés au marché du travail. De fait, le progrès technologique pourrait contribuer à améliorer la participation au marché du travail et la productivité des individus malades et en excès de poids, dans la mesure où ces transformations diminuent la part de tâches physiquement intenses (Philipson et Posner, 1999).

La relation entre le poids et les revenus du travail est fondamentalement différente dans les pays en développement. Étant donné que les problèmes liés à la faim restent majeurs dans les économies les plus pauvres et traditionnelles, les personnes obèses sont généralement considérées comme plus attractives ; une masse corporelle importante symbolisant la santé, la force, la richesse et la prospérité (Renzaho, 2004). De fait, dans les économies pauvres, être en surpoids ou obèse ne serait pas forcément associé à des pénalités sur le marché du travail. De plus, dans certaines activités et contextes socioculturels, le surpoids tendrait même à améliorer les gains et le statut de l'emploi, en particulier chez les hommes (Poulain, 2017). C'est le cas des pays d'Afrique subsaharienne tels que la Guinée, la Côte d'Ivoire, le Ghana et l'Éthiopie (Glick et Sahn, 1998 ; Kedir, 2008 ; Schultz, 2003).

En revanche, la relation entre le poids et la réussite professionnelle apparaît plus ambiguë dans les pays à revenu intermédiaire. Étant donné la coexistence de la faim et de l'obésité dans ces pays, certains auteurs font l'hypothèse d'une relation en forme de U-inversé entre la corpulence et la réussite professionnelle. Selon cette hypothèse, les travailleurs en surpoids et en sous-poids seraient parmi les moins rémunérés et les moins embauchés en raison de leur faible niveau de productivité lié à des comorbidités physiques ou/et mentales. De plus, l'urbanisation et la diffusion croissante des idéaux de minceurs à travers les médias contribuent potentiellement à augmenter la stigmatisation liée au surpoids et les pénalités s'exerçant sur le travail dans les pays émergents (Brewis *et al.*, 2018 ; Cohen *et al.*, 2013). En accord avec ces hypothèses, Shimokawa (2008) trouve que les travailleurs en surpoids ou en sous-poids sont parmi les moins rémunérés en Chine, tandis que les travailleurs avec un poids dans la norme gagnent les salaires les plus élevés. Plus récemment, en analysant l'impact de l'indice de masse corporelle (IMC) sur la probabilité d'emploi en Chine, Pan,

Qin, et Liu (2013) trouvent la même relation en forme de U-inversé : les adultes avec un poids normal ont plus de chance de travailler par rapport à des adultes plus maigres ou en surpoids.

Bien que la littérature suggère une relation en forme de U-inversé entre l'IMC et le succès professionnel dans les économies à revenu intermédiaire, ce groupe de pays est assez hétérogène en termes de problématiques nutritionnelles. Par exemple, la prévalence de l'obésité est trois fois plus élevée au Mexique qu'en Chine. En conséquence, outre les différences sur le marché du travail et sur les niveaux de productivité associés à la corpulence, il est probable que différents contextes nutritionnels puissent amener à différentes perceptions du poids et, par extension, à différents effets de l'IMC sur la réussite professionnelle. Dans une étude comparative basée sur trois pays à revenu intermédiaire, Clément *et al.* (2020) ont observé que, bien que l'excès de poids reste récompensé sur le marché du travail indien, le surpoids et l'obésité sont fortement sanctionnés sur le marché du travail chinois. En contraste, ils trouvent au Mexique un effet bénéfique du surpoids sur les salaires dans les emplois manuels et aucun effet dans les emplois non manuels. En particulier, Levasseur (2019b) note des effets de salaires différents au regard de la sévérité de l'excès de poids au Mexique. Tandis que le statut de surpoids ne semble pas être significativement sanctionné sur le marché de l'emploi au Mexique, le statut d'obésité est associé à des pertes de salaires importantes chez les femmes travaillant dans le secteur des services. Par conséquent, comparé à l'Inde et à la Chine, le Mexique semble être caractérisé par une situation ambivalente au regard de l'association entre le poids et le salaire, qui est étroitement liée au genre et au type de profession. Cette ambivalence concorde avec les théories récentes formulées dans la littérature en anthropologie qui suggère la concomitance de normes sociales *pro-graisse* et *anti-graisse* dans les pays émergents (Brewis, Sturtz, Sreetharan, et Wutich, 2018). Cette proposition apparaît particulièrement pertinente pour les pays à revenu intermédiaire tels que le Mexique où la surcharge pondérale est devenue la norme physique (i.e. près d'un tiers des Mexicains sont obèses et deux-tiers sont en situation de surpoids). De fait, en dépit de la large diffusion de la vision occidentale de l'idéal de minceur dans le monde, à travers le processus de mondialisation culturelle, les normes sociales favorables aux formes corporelles généreuses peuvent persister au Mexique, en particulier parmi les groupes sociaux les plus vulnérables (Bargain et Zeidan, 2019). De plus, de récentes études soutiennent l'hypothèse que la généralisation du surpoids au sein de la société mexicaine conduit à une acceptation sociale

croissante de l'excès de poids (Prina et Royer, 2014), comme déjà observé en Angleterre et en Allemagne (Barbieri, 2018 ; Kropfhäuber et Sunder, 2015). Ainsi sur la base des trois vagues de l'enquête ménage Mexican Family Life Survey (MxFLS, 2002, 2005-06 et 2009-12), nous explorons dans cet article les dynamiques de la relation poids – salaire au Mexique. Comparée aux études antérieures mises en place sur le cas du Mexique, cette étude marque son originalité en se focalisant sur les variations intra-individuelles dans le temps plutôt que sur les variations interindividuelles. Cette approche est particulièrement adaptée dans la mesure où nous capturons les potentiels changements dans les normes sociales liées à la corpulence et les innovations sur le marché du travail qui ont pu se produire au début des années 2000 au Mexique.

Pour examiner les dynamiques de la relation poids-salaire à travers le temps (entre 2002 et 2012), nous appliquons une stratégie empirique en deux étapes. Premièrement, nous mettons en œuvre une analyse descriptive en réalisant des estimations semi-paramétriques en coupe transversale répétées. Ces estimations ont l'avantage d'illustrer graphiquement une relation encore inconnue et d'apprécier son évolution au fil du temps, sans pour autant imposer une forme fonctionnelle stricte. Grâce à une meilleure lecture de la forme fonctionnelle, nous appliquons ensuite des estimations paramétriques basées sur la méthode des Moindres Carrés Ordinaires (MCO) pour vérifier la portée des résultats du modèle semi-paramétrique. Les estimations paramétriques et semi-paramétriques sont à la fois contrôlées pour un ensemble de facteurs liés à la productivité (par exemple l'âge, l'éducation et les scores obtenus aux tests cognitifs) et d'autres variables sociodémographiques (par exemple le statut matrimonial et la zone d'habitation). Deuxièmement, pour identifier un effet sous certaines hypothèses, nous appliquons un modèle par doubles différences (DD) basé sur l'écart salarial entre les travailleurs en excès de poids et les travailleurs plus minces au cours du temps. Nous examinons également de potentiels effets hétérogènes en fonction du genre, du temps (vague d'enquête) et du type d'emplois.

Certains pourraient considérer que la période d'étude (2002-2012) est trop courte pour identifier des changements significatifs dans la relation entre le poids et les salaires. Néanmoins, ce ne sont pas seulement les innovations améliorant la productivité des travailleurs en surpoids qui sont susceptibles de se produire au cours de cette période de 10 ans (smartphones, télétravail), cela concerne également l'émergence généralisée de nouvelles normes sociales liées à l'appréciation de la corpulence. Si l'on compare des

études des années 1990 et des travaux plus récents, nous observons que la relation poids-salaire a considérablement évolué en quelques années. On peut rappeler que Kropfhäuser et Sunder (2015) et Barbieri (2018) ont trouvé un avantage du surpoids chez les hommes et les femmes sur le marché du travail en Allemagne et en Angleterre dans les années 2000, alors que des études plus anciennes montraient une tendance assez différente. Dans les années 1990, Cawley, Grabka, et Lillard (2005) n'ont trouvé aucune relation significative en Allemagne. A la même période, Morris (2007) observe un effet négatif de l'obésité sur la probabilité d'être embauché en Angleterre. Ces différences traduisent potentiellement des changements profonds survenant dans ces pays sur un horizon de dix ans seulement. La plupart de ces auteurs mettent en avant d'importants changements sociaux liée à l'appréciation de la corpulence entre les années 1990 et 2000. Par conséquent, il est plausible que des changements sociaux majeurs liés à l'appréciation de la corpulence ont également eu lieu sur une période de 10 ans au Mexique, qui est un pays émergent caractérisé par une forte proximité géographique, commerciale et culturelle avec les États-Unis.

Nos résultats empiriques montrent une potentielle concomitance des normes sociales *anti-graisse* et *pro-graisse* sur le marché du travail mexicain. La principale évidence porte sur la large diffusion de normes *anti-graisse* dans le secteur des services. En effet, en contrôlant pour l'hétérogénéité invariante dans le temps les effets fixes des municipalités et plusieurs déterminants de la productivité au travail, nous trouvons que la prise de poids a réduit de façon significative les salaires horaires, en particulier pour les travailleurs dans les services entre 2002 et 2005-06. Les résultats suggèrent notamment la diffusion de *nouvelles* normes sociales *pro-graisse* parmi les postes à haut niveau de qualification. L'analyse descriptive permet d'illustrer une corrélation positive plus élevée dans le temps entre l'IMC et les salaires pour les travailleurs à haute qualification, et la stratégie d'identification met aussi en lumière une augmentation des salaires non significative pour les travailleurs hautement qualifiés en surpoids par rapport à leurs homologues plus minces. Outre l'introduction potentielle de nouvelles technologies rendant les travailleurs en surpoids plus productifs dans les professions à haute qualification, ce dernier résultat peut également suggérer une acceptation croissante de l'excès de poids étant donné la surreprésentation du surpoids et de l'obésité dans cette catégorie d'emplois. Enfin, les résultats concernant les travailleurs manuels sont moins clairs. Cela n'est pas surprenant puisque la DD ne capture pas les variations fixes dans le temps. On peut donc supposer que les travailleurs



manuels sont attachés à des normes sociales *pro-graisse* en raison de privations passées et de croyances traditionnelles, qui restent théoriquement relativement stables dans le temps.

Le reste de l'article se présente comme suit : la section 2 décrit le cadre conceptuel en retraçant les potentiels liens majeurs entre le poids et le salaire ; la section 3 détaille la stratégie empirique ; la section 4 présente les résultats, et la section 5 examine les principaux résultats et conclut.

## 2 CADRE CONCEPTUEL

En lien avec la littérature en économie de la santé et les études sur le développement, nous considérons que la corpulence et les salaires peuvent être liés par deux relations opposées. La première direction du lien concerne les effets du revenu, et plus globalement ceux du statut socioéconomique, sur les modes de vie, la consommation alimentaire et ensuite le poids. Pour des revues de littérature plus approfondies sur cette relation, voir Sobal et Stunkard (1989), Monteiro, Conde, Lu, et Popkin (2004) et McLaren (2007). La littérature suggère que l'effet du statut socioéconomique sur le poids passe d'une tendance positive à une tendance négative en fonction du niveau de développement économique. En effet, dans les sociétés pauvres et traditionnelles où la nourriture est relativement rare, l'élite sociale est plus corpulente car l'excès de poids est un signe de santé, de richesse et de pouvoir, et permet de monter dans l'échelle sociale. En revanche, dans les pays riches, les personnes les plus riches sont plus minces que les plus pauvres. Non seulement parce que les personnes plus riches ont un meilleur accès à une alimentation saine (et coûteuse), aux installations sportives et à l'éducation, mais aussi parce que les personnes pauvres tendent à préférer une satisfaction immédiate et certaine (par des apports caloriques riches en graisses et palatables et une activité physique limitée) plutôt que d'investir dans l'avenir et dans une santé incertaine (Levine, 2015). Cependant, la relation entre le statut socioéconomique et le poids n'est pas clairement tranchée dans le cas des pays émergents (McLaren, 2007). Comme il a été observé dans plusieurs économies émergentes, une étude récente présente une relation non linéaire au Mexique (Levasseur, 2015). Les résultats de cette étude indiquent que la classe sociale la plus élevée (en termes de revenu, d'éducation et de statut d'emploi) a un risque plus élevé d'adiposité centrale que le groupe le plus pauvre, tandis que

la classe moyenne inférieure est la plus menacée par l'accumulation de graisse abdominale. L'étude suppose que les individus les plus aisés ont des emplois stressants et sédentaires associés à des comportements alimentaires à risque avec peu de temps libre (consommation régulière de plats préparés et de fast-food, temps passé devant les écrans élevé, etc.), ce qui les conduit à prendre du poids. En revanche, par rapport aux ménages les plus pauvres, les ménages de la classe moyenne inférieure ont des revenus plus élevés permettant une meilleure accessibilité et diversité alimentaire. Néanmoins, par rapport à la classe moyenne supérieure, la classe moyenne inférieure reste relativement pauvre. Or, les ménages pauvres sont généralement moins sensibles aux modes de vie sains, probablement en raison du manque d'opportunités d'éducation et d'une mauvaise compréhension du rendement des investissements en capital humain.

La deuxième direction du lien fait référence à la façon dont le poids affecte les salaires. C'est cette relation de cause à effet qui motive cet article. Sur la base de la littérature en économie de la santé, nous considérons deux voies principales qui peuvent expliquer comment le surpoids affecte les salaires : la perte de productivité liée au poids et les normes sociales liées au poids (Cawley, 2004, 2015). Les statuts de surpoids et d'obésité ne sont pas seulement associés à de faibles capacités physiques, mais aussi à diverses maladies non transmissibles (diabète, infarctus, cancers, etc.) et au syndrome de fatigue chronique (apnée du sommeil, oxygénation cérébrale inefficace). Toutes ces comorbidités liées au surpoids limitent potentiellement l'assiduité et la concentration du travailleur. En d'autres termes, la perte de productivité liée au surpoids entraîne théoriquement des pénalités salariales. Même si la perte de productivité liée au surpoids peut diminuer dans le temps et l'espace, grâce à la mécanisation des tâches manuelles et physiquement intenses, l'effet sur la productivité reste négatif car le risque de maladies et de comorbidités est nettement plus élevé pour les travailleurs en surpoids que pour les travailleurs avec un poids normal. Toutefois, il convient de noter que la perte de productivité dépend du statut professionnel. Par exemple, il ne fait aucun doute que la perte de productivité liée à l'obésité est plus élevée dans les emplois manuels et physiques que dans les emplois non manuels, dans la mesure où la capacité physique est une condition préalable et un déterminant salarial important pour les activités manuelles, même après la mécanisation de l'économie et des tâches les plus difficiles (Caliendo et Gehrsitz, 2016).

Contrairement à la perte de productivité liée au poids, qui est toujours négative, l'effet de la discrimination sur les salaires est sujet à des

changements perpétuels en fonction du niveau de développement social et économique (Poulain, 2017). En effet, l'effet de la stigmatisation du poids sur le marché du travail est ambigu, car il dépend du système de valeurs en place à un moment donné et du niveau de développement du pays concerné. Dans les sociétés où l'obésité est un problème de santé majeur et où la faim a complètement disparu, comme dans les pays occidentaux, l'excès de poids fait généralement l'objet de discrimination et est pénalisé au travail. Comme il a été rappelé en introduction, la relation entre le poids et le salaire tend à être négative dans ces pays (hormis les résultats récents en Angleterre et en Allemagne). À l'inverse, dans les environnements socio-culturels où la faim continue de prévaloir, comme dans les sociétés les plus pauvres et traditionnelles, l'excès de poids est mieux perçu et récompensé. Pour les populations les plus vulnérables, la préférence pour le surpoids a alors plus que compensé la perte de productivité induite par ce statut nutritionnel. La littérature en anthropologie mentionne la persistance des normes sociales *passées pro-graisse* dans ces pays (Brewis *et al.*, 2018). Ainsi, on peut supposer que l'appréciation positive de l'obésité (qui caractérise ou a caractérisé les pays en développement) peut disparaître à long terme, étant donné la convergence mondiale des standards de beauté (Brewis, Wutich, Falletta-Cowden, et Rodriguez-Soto, 2011). Sous cette hypothèse, la relation entre le poids et la réussite sur le marché du travail passerait progressivement de positive à négative au cours du processus d'homogénéisation socioculturelle. Cette tendance mouvante explique pourquoi la relation entre le poids et les salaires peut être floue et probablement non linéaire dans les pays à revenu intermédiaire (Shimokawa, 2008 ; Levasseur, 2019b). Au stade du développement intermédiaire, plusieurs études anthropologiques suggèrent la concomitance de normes sociales *pro-graisse* et *anti-graisse* (Brewis *et al.*, 2018). Alors que les normes *pro-graisse* dues à des carences nutritionnelles passées ou présentes peuvent continuer de persister, le processus de mondialisation entraîne une diffusion de normes *anti-graisse* dans le monde en développement.

En plus d'être hétérogène sur un plan macroéconomique, la relation entre le poids et les salaires est également hétérogène au sein d'un même pays. Selon Bourdieu (1986), chaque catégorie socioprofessionnelle est influencée par une culture de classe spécifique (reliée aux habitudes de consommation, aux goûts et aux styles de vie). Par conséquent, on peut supposer que chaque groupe socioprofessionnel est associé à des préférences de poids spécifiques. Par exemple, plusieurs auteurs montrent que les emplois socialement exigeants, tels que les emplois des services et les

emplois hautement qualifiés, sont particulièrement sensibles aux normes de minceur dans le contexte actuel aux États-Unis (Caliendo et Gehrsitz, 2016 ; Slade, 2017). Par conséquent, les travailleurs non manuels peuvent être particulièrement susceptibles d'incarner des normes sociales *anti-graisse*. En revanche, dans les activités physiquement exigeantes (en particulier dans l'agriculture), le surpoids et l'obésité modérée sont souvent considérés comme des signes de force musculaire, étant donné la persistance de normes sociales *pro-graisse* issues de croyances traditionnelles (Guendelman *et al.*, 2011 ; Slade, 2017). Par exemple, plusieurs auteurs ont constaté aux États-Unis l'effet positif de la corpulence sur les salaires des hommes ayant un emploi manuel, en particulier au sein de la communauté Afro-Américaine. En outre, certaines caractéristiques démographiques sont fortement corrélées aux normes sociales liées au poids. En effet, les femmes sont relativement plus susceptibles d'être exposées aux discriminations liées au poids (et à l'auto-discrimination) que les hommes, car leur apparence physique est davantage considérée par les employeurs, les collègues et les clients (Huang *et al.*, 2016 ; Slade, 2017). Qui plus est, le vieillissement pourrait être négativement corrélé à l'adoption d'idéaux de minceur. Au Mexique, Mancilla-Díaz *et al.* (2012) ont constaté une pression sociale croissante sur le corps des femmes, amenant les jeunes mexicaines à s'approcher des idéaux de beauté occidentaux. Il devient donc important de tester la présence potentielle d'une hétérogénéité démographique et professionnelle dans le cas de pays émergents comme le Mexique.

Mises bout à bout, les deux relations inverses peuvent conduire à un cercle vicieux entre la pauvreté et l'obésité, rendant la corrélation entre le statut socioéconomique et le poids progressivement plus négative (ou moins positive) au cours du processus de développement économique (Levasseur, 2019a). D'une part, l'obésité réduit les capacités d'accomplissement à l'école et au travail (via la perte de productivité et la diffusion de normes sociales *anti-graisse*), ce manque d'opportunités exposant les personnes obèses à tomber dans la trappe à pauvreté ou à s'y maintenir. D'autre part, les personnes pauvres ont des modes de vie et de consommation associés à la prise de poids. Néanmoins, l'hypothèse d'un cercle vicieux entre pauvreté et obésité doit être nuancée. Au cours des dernières décennies, un nombre croissant de travaux ont mis en évidence l'émergence de l'acceptation sociale de l'excès de poids dans des sociétés où le surpoids et l'obésité sont devenus la norme physique, comme aux États-Unis, en Angleterre, en Allemagne et au Mexique (Janssen *et al.*, 2004 ; Prina et Royer, 2014 ; OCDE, 2014 ; Robinson et Christiansen, 2014 ;

Kropfhäuser et Sunder, 2015 ; Barbieri, 2018). Par ailleurs, les innovations technologiques peuvent expliquer les effets bénéfiques du surpoids récemment observés sur le marché du travail de ces pays. En effet, les nouvelles technologies et les nouvelles méthodes de production peuvent potentiellement contribuer à rendre les travailleurs obèses plus productifs par la réduction de la proportion d'emplois physiquement exigeants dans la société (Philipson et Posner, 1999).

### 3 STRATÉGIE EMPIRIQUE

Premièrement, nous effectuons des analyses semi-paramétriques en coupe transversale pour chacune des trois vagues d'enquêtes de la MxFLS (2002, 2005-06 et 2009-12). Un modèle semi-paramétrique permet d'estimer graphiquement la relation entre le poids et les salaires sans se baser sur une forme fonctionnelle préétablie. Cette procédure apparaît pertinente pour identifier de potentiels changements dans la relation entre le poids et les salaires au cours du temps. Ensuite, nous vérifions paramétriquement la significativité des tendances suggérées en utilisant l'estimateur MCO, en spécifiant des formes fonctionnelles linéaires et quadratiques. Dans le modèle paramétrique, nous étudions aussi les potentiels effets hétérogènes en fonction de l'âge, du niveau d'éducation et du type d'emplois. Dans un deuxième temps, nous considérons un modèle DD pour établir (sous certaines hypothèses) une inférence causale dans la relation entre le poids et les salaires. Plus spécifiquement, nous cherchons à mesurer l'impact d'être en situation de surpoids ou d'obésité sur les salaires horaires au cours du temps.

#### 3.1 Données

Les données de cette étude proviennent de la MxFLS, la première enquête de panel avec un échantillon représentatif de la population mexicaine aux niveaux national, rural-urbain et régional. L'institut mexicain de la statistique a défini les directives d'échantillonnage. L'enquête couvre une période de 10 ans avec trois vagues distinctes. La première vague a été réalisée en 2002 avec 35 677 individus interrogés dans 8 440 ménages (vivant dans 150 municipalités de 16 États mexicains). Étant donné la dimension longitudinale de l'enquête, la deuxième vague (2005-06) et la troisième

vague (2009-12) sont basées sur l'échantillon de référence de 2002. Dans ces deux vagues de suivi, le taux de reproduction de l'échantillon initial de 2002 dépasse les 90 %. Les données MxFLS comprennent des informations détaillées sur les caractéristiques sociodémographiques des ménages et des individus, ainsi que sur les revenus des individus. En outre, les données anthropométriques de tous les membres du ménage ont été mesurées directement au sein du foyer par le personnel de l'institut mexicain de santé publique.

Dans cet article, nous utilisons plusieurs mesures de corpulence individuelle, comme l'indice de masse corporelle (IMC), le rapport tour de taille/hauteur (RTH) et les classifications cliniques associées (adiposité centrale, surpoids et obésité). Alors que l'IMC est un indicateur de corpulence générale (poids en kg divisé par le carré de la taille en mètre), le RTH mesure l'accumulation de graisse abdominale (tour de taille en cm divisé par la taille en cm). Le personnel de l'enquête a mesuré le tour de taille exact au niveau du nombril à l'aide d'un ruban flexible (précision de 1 cm), la taille à l'aide d'un stadiomètre (précision de 0,5 cm) et le poids à l'aide d'un appareil de pesée (précision de 1 kg). Les seuils officiels de surpoids et d'obésité basés sur l'IMC sont respectivement de 25 kg/m<sup>2</sup> et 30 kg/m<sup>2</sup>. Bien que le RTH n'ait pas encore de seuils officiels, des études épidémiologiques suggèrent d'attribuer respectivement un RTH supérieur à 0,5<sup>cm/cm</sup> et 0,6<sup>cm/cm</sup> au surpoids central et à l'obésité centrale (Ashwell, 2011). Les valeurs extrêmes ont été exclues. Par conséquent, seuls les adultes dont le RTH était compris entre 0,3<sup>cm/cm</sup> et 0,8<sup>cm/cm</sup>, ou dont l'IMC était compris entre 15 kg/m<sup>2</sup> et 45 kg/m<sup>2</sup>, ont été inclus dans l'analyse empirique.

Notre analyse porte sur les travailleurs salariés et ouvriers adultes âgés de 18 à 65 ans (en excluant les femmes enceintes), qui représentent environ 45 % de la population en âge de travailler au Mexique. Les salariés étant plus susceptibles de souffrir de discriminations salariales que les travailleurs indépendants ou les employeurs, nous avons exclu ces deux dernières catégories d'emploi de l'analyse. En effet, les sources de discrimination diffèrent selon les statuts de travail. Alors que les salariés atteints d'obésité sont généralement stigmatisés par leurs employeurs et/ou leurs collègues, les travailleurs indépendants et les employeurs sont davantage discriminés par les clients. Nous avons mesuré la variable du salaire horaire en utilisant le salaire déclaré de l'activité principale au cours d'un mois régulier et le nombre déclaré d'heures de travail consacrées à l'activité principale au cours d'une semaine régulière (Salaire horaire =  $\frac{\text{salaire mensuel}}{\text{heures travaillées/sem}} \times 30,5$ ). Le salaire horaire est

exprimé en pesos mexicains en utilisant l'année 2002 et la Région Centre comme base de référence afin de neutraliser l'inflation et les écarts de prix entre les régions. Ensuite, nous avons exclu de l'échantillon les salaires horaires inférieurs au 1<sup>er</sup> percentile et supérieurs au 99<sup>ème</sup> percentile afin d'exclure les valeurs extrêmes. Enfin, la variable du salaire horaire a fait l'objet d'une transformation logarithmique. Ainsi, seuls les individus ayant un revenu horaire logarithmique compris entre 0,6 et 5,1 ont été analysés (i.e. entre 2 et 166 pesos mexicains par heure travaillée). Dans des estimations alternatives, nous avons également utilisé le salaire mensuel déclaré comme variable dépendante. Contrairement au salaire mensuel, le salaire horaire ne peut pas permettre de saisir la perte de productivité associée à l'absentéisme ou au travail à temps partiel forcé. Ainsi, la perte de productivité est supposée être plus visible en utilisant les salaires mensuels.

Manifestement, les estimations en coupe transversale semi-paramétriques et MCO ne sont pas concernées par les problèmes d'attrition. Chaque vague est représentative de la population mexicaine. En ce qui concerne le modèle DD, la représentativité de l'échantillon est plus discutable. Cependant, en comparant les individus dans le temps, ce modèle s'affranchit en partie du biais de sélection. Enfin, puisqu'il n'y a pas d'association significative entre les salaires actuels et les non-réponses liées au RTH (par exemple, lorsqu'un individu refuse de se soumettre à des mesures anthropométriques), nous pouvons considérer que la probabilité de non-réponse est distribuée de manière aléatoire. C'est une bonne nouvelle car des non-réponses endogènes pourraient biaiser les estimations. Par exemple, si les personnes riches en surpoids ont tendance à refuser d'être mesurées anthropométriquement par le personnel de l'enquête, nous surestimerions l'effet négatif du surpoids sur les salaires.

### 3.2 Estimations semi-paramétriques et paramétriques

Selon la littérature en économie de la santé, un estimateur linéaire partiellement semi-paramétrique est approprié pour étudier la relation non linéaire supposée entre le poids et les salaires (Shimokawa, 2008 ; Caliendo et Gehrsitz, 2016 ; Barbieri, 2018). La forme moins restrictive de cet estimateur semi-paramétrique permet de visualiser clairement dans un graphique la valeur ajustée de la corpulence individuelle sur les salaires horaires en log sans nécessiter d'hypothèses préalables sur la forme fonctionnelle. Ce modèle est dit partiellement linéaire (ou semi-paramétrique) parce que les variables de contrôle ( $X_{it}$ ) sont régressées de manière linéaire

(i.e. paramétrique), tandis que le coefficient de la variable de corpulence ( $W_{it}$ ) est estimé à l'aide d'une fonction Kernel Gaussienne non linéaire (i.e. non paramétrique).

Pour chaque période d'enquête  $t$  (2002, 2005-06 et 2009-12), le modèle partiellement linéaire est basé sur l'estimateur suivant (Robinson, 1988) :

$$\log Y_i - E(\log Y_i | W_i) = \beta[X_i - E(X_i | W_i)] + \mu_i \quad [1]$$

Les moyennes conditionnelles sont estimées de manière non linéaire à l'aide de régressions Kernel de type Gaussien et les coefficients  $\beta$  et  $\rho$  sont estimés de manière linéaire à l'aide des MCO. Enfin, la fonction  $F(W_{it})$  est obtenue de la manière suivante :

$$\left\{ \begin{array}{l} E(\log Y_{it} | W_{it}) - \widehat{W}E(X_{it} | W_{it}) \\ \text{contre } W_{it} \end{array} \right. \quad [2]$$

où  $Y_i$  correspond au salaire horaire d'un individu  $i$  et  $W_i$  est son RTH. Dans l'analyse exploratoire, le RTH est préféré car cet indicateur présente de nombreux avantages par rapport à l'utilisation répandue de l'IMC (Burkhauser et Cawley, 2008).<sup>2</sup> Ensuite,  $X_i$  correspond aux variables de contrôle qui composent la fonction de salaire. Plusieurs déterminants individuels du revenu du travail sont inclus en tant que variables de contrôle : l'âge, l'âge au carré (un indicateur de l'expérience), le sexe, le statut matrimonial (vivant en couple ou non), les années d'études, le score d'aptitudes cognitives (mesuré à l'aide du test mental basé sur les matrices de Raven). A noter, le score d'aptitudes cognitives peut être considéré comme un indicateur des capacités cognitives du travailleur. Il est admis dans la littérature en économie du travail que ces variables réduisent une part importante de l'hétérogénéité non observée dans les fonctions de salaire. En plus de ces facteurs liés à la productivité, nous incluons également dans

<sup>2</sup> Premièrement, le RTH est un meilleur prédicteur des problèmes de santé car il capture mieux la répartition de la graisse autour des organes vitaux (i.e. adiposité centrale ou abdominale). De plus, le RTH identifie mieux le surpoids et l'obésité que l'IMC dans la mesure où ce dernier ne permet pas de distinguer les graisses des muscles et les os. En comparant les relations entre les différentes mesures anthropométriques et les revenus du travail, Johansson, Böckerman, Kiiskinen, et Heliövaara (2009) montrent que le tour de taille est le meilleur prédicteur du salaire. Le tableau A.1 de l'annexe présente les moyennes conditionnelles des catégories de l'IMC en fonction des catégories du RTH. Il convient de noter que l'IMC sous-estime fortement la surcharge pondérale centrale. Respectivement, 25 % et 39 % des travailleurs hommes et femmes en surpoids central sont classés par l'IMC comme ayant un poids normal.



la fonction de salaire une variable sur le nombre d'enfants dans le ménage afin d'identifier les contraintes budgétaires auxquelles le travailleur doit faire face. Ensuite, nous considérons des variables qui contrôlent les différences entre les zones : la région (sud-est, centre, centre-ouest, nord-ouest et nord-est) et la zone géo-démographique (zone rurale, petite ville, ville moyenne et grande ville). Nous contrôlons également pour l'indice de développement des infrastructures de la municipalité donné par la plus haute autorité disponible au sein de la municipalité. Cet indice varie de 0 à 6 pour représenter un niveau de disponibilité des infrastructures publiques de faible à élevé. Plus précisément, nous calculons cet indice en additionnant la présence (ou l'absence) de transports publics, de centre de santé, de service de collecte des déchets, de système d'égouts, de systèmes hydrauliques et des routes pavées au sein de la municipalité. Enfin, nous contrôlons le statut professionnel en distinguant les travailleurs manuels et les travailleurs non manuels, conformément à la littérature existante (par exemple Slade, 2017). Pour limiter l'hétérogénéité au sein du groupe des travailleurs non manuels, nous faisons la distinction entre les travailleurs des services et les travailleurs hautement qualifiés. Sur la base de la classification officielle mexicaine des professions, les emplois manuels concernent les employés des secteurs primaire et secondaire (i.e. les techniciens, les employés agricoles et les ouvriers, les opérateurs de machines, les assistants de production). Les emplois des services se rapportent à des activités où les travailleurs sont généralement exposés au public et où l'apparence physique est importante (i.e. les travailleurs du spectacle, les assistants administratifs, les vendeurs, les serveurs, les travailleurs du transport, les vendeurs de rue, les travailleurs de la sécurité, les travailleurs domestiques). Les travailleurs hautement qualifiés comprennent les employés qui occupent les postes les plus élevés sur le marché du travail mexicain (*profesionistas* ou professions nécessitant des qualifications académiques ou d'ingénieur, travailleurs de l'éducation, hauts fonctionnaires et directeurs dans les secteurs public et privé, chefs, coordinateurs et superviseurs dans le secteur des services, contremaîtres). Nous sommes conscients que nos groupes de professions ne sont pas parfaits et restent hétérogènes, notamment le groupe des travailleurs des services qui englobe des activités sédentaires, non sédentaires, sociales et non sociales. Cependant, compte tenu des informations limitées sur les emplois et les tâches (aucune information sur le degré d'activité ou de sociabilité), nous avons opté de manière pragmatique pour cette division des professions. Par ailleurs, bien qu'il puisse être utile d'incorporer davantage d'informations concernant la

qualité de l'emploi et la profession dans la fonction de gain, cette pratique est extrêmement controversée dans la littérature et peut s'avérer contre-productive. Les variables professionnelles étant fortement corrélées au revenu et au poids, l'inclusion de telles variables est susceptible d'introduire davantage d'endogénéité dans le modèle et donc de biaiser les estimations. Par conséquent, sur la base de la littérature en économie du travail, nous n'incluons pas ce type de régresseur dans l'analyse principale (Nordman et Roubaud, 2009). Néanmoins, nous avons produit des estimations alternatives qui contrôlent pour les spécificités de l'emploi (type de contrat, classification mexicaine des professions). Les résultats étant similaires, nous ne les avons pas inclus dans cet article.

Pour examiner l'apparition d'effets hétérogènes dans la relation entre le poids et les salaires au Mexique, nous séparons systématiquement l'échantillon des hommes et celui des femmes. Nous supposons que les facteurs métaboliques et les conditions du marché du travail diffèrent fortement selon le genre. De plus, d'un point de vue descriptif, dans les estimations semi-paramétriques, nous distinguons également les travailleurs manuels, les travailleurs des services et les travailleurs hautement qualifiés.

Nous vérifions de façon paramétrique la significativité des tendances ajustées à partir de la procédure semi-paramétrique en utilisant un estimateur MCO. De cette manière, nous testons plusieurs spécifications. Tout d'abord, nous régressons le logarithme des salaires horaires sur le RTH et d'autres variables en utilisant des spécifications linéaires et quadratiques du RTH. Ensuite, pour étudier les effets hétérogènes potentiels selon la classe d'âge, le niveau d'éducation et le statut professionnel, nous introduisons des termes d'interaction dans trois spécifications supplémentaires. Nous construisons les termes d'interaction en croisant le RTH et les indicateurs suivants : groupe d'âge (moins ou plus de 25 ans), niveau d'éducation (plus ou moins de 13 ans de scolarité) et statut professionnel (emplois manuels, de services et hautement qualifiés). Dans toutes les estimations MCO, toutes les variables de contrôle sont incluses.

Compte tenu des variables explicatives considérées, la spécification de notre modèle reflète principalement le deuxième sens de la relation entre le poids et les salaires, à savoir la perte de productivité et la discrimination sociale. Cependant, la productivité des travailleurs est partiellement contrôlée, puisque la variable dépendante est exprimée en heures (ce qui permet de contrôler l'absentéisme et le travail à temps partiel). De plus, les déterminants importants de la productivité (par exemple, l'éducation,

l'expérience, les capacités cognitives) sont inclus dans le modèle en tant que variables de contrôle. En d'autres termes, nos estimations s'intéressent principalement à la discrimination liée au poids sur le marché du travail. Néanmoins, les résultats des estimations semi-paramétriques et paramétriques sont simplement descriptifs et ne peuvent être interprétés comme des effets causaux. Nous utilisons par conséquent une procédure plus sophistiquée pour estimer l'impact des indicateurs du poids sur les salaires horaires au Mexique.

### 3.3 Traiter l'endogénéité

Le principal défi méthodologique consiste à traiter l'endogénéité qui peut biaiser la relation entre les indicateurs de poids et les salaires. Premièrement, se focaliser sur les salariés peut entraîner potentiellement un biais de sélection de l'échantillon. En effet, plusieurs caractéristiques non observées, telles que les facultés relationnelles, le réseau social et les préférences individuelles, pourraient affecter simultanément la probabilité d'être salarié et le poids d'un individu. Un tel biais de sélection de l'échantillon pourrait sous-estimer les effets de la perte de productivité et de la discrimination sur les salaires. En effet, une proportion importante de personnes en surpoids est susceptible d'être en dehors du marché du travail et de ne pas gagner de salaire. Par exemple, le surpoids peut limiter l'accès aux emplois salariés en raison des comorbidités et de discriminations de la part des employeurs. En outre, il existe des facteurs non observés simultanément corrélés au poids et à la partie inexplicée de la variance des salaires qui peuvent biaiser les estimations classiques (par exemple les aptitudes physiques et sociales d'un individu). De tels facteurs omis pourraient surestimer l'effet négatif de la prise de poids sur les salaires si les aptitudes physiques et sociales sont négativement liées au poids, mais positivement liées aux salaires. Enfin, la présence de causalité inverse peut également influencer la relation entre le poids et le salaire. Comme il a été discuté en section 2, le poids pourrait influencer les salaires, mais il est bien connu que le revenu, et plus généralement le statut socioéconomique, déterminent le poids.

Pour faire face aux problèmes posés par l'endogénéité, la littérature en économie de la santé utilise souvent des stratégies de variables instrumentales (voir Cawley, 2004 ; Shimokawa, 2008). Cependant, en l'absence de variables instrumentales pertinentes dans l'enquête MxFLS, nous mettons en œuvre une procédure alternative inspirée des méthodes d'évaluation

d'impact. En effet, une proportion significative des problèmes d'endogénéité peut être éliminée en utilisant une stratégie DD. Nous considérons ici l'excès de poids comme une variable de traitement. En comparant les écarts de salaires moyens entre les individus traités (excès de poids) et non traités (maigres) dans le temps, cet estimateur élimine l'hétérogénéité préexistante invariante dans le temps entre les deux groupes, y compris les aléas dus aux facteurs omis. En d'autres termes, cette approche suppose que l'hétérogénéité reste constante dans le temps. Dans la relation étudiée, cette hypothèse n'est pas considérée comme trop forte dans la mesure où les facultés sociales, les réseaux sociaux et les préférences individuelles sont susceptibles de rester relativement stables dans le temps, du moins sur une courte période. Par conséquent, en contrôlant l'hétérogénéité invariante dans le temps qui distingue les travailleurs en surpoids et les travailleurs minces, nos estimations DD identifient uniquement les variations de salaire horaire au sein des individus en raison de chocs technologiques ou sociaux supposés, qui se sont produits sur la période considérée. Mathématiquement, notre modèle DD prend la forme suivante :

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{Excessweight}_i + \beta_2 \text{Time}_t + \beta_3 \text{Excessweight}_i * \text{Time}_t + \beta_4 X_{it} + \rho \text{Municipality}_{it} + \varepsilon_{it} \quad [3]$$

où  $Y_{it}$  est le salaire horaire en log pour un individu  $i$  au temps  $t$  (2002, 2005-06 ou 2009-12). La variable de traitement est binaire et ne varie pas sur la période considérée (i.e. excès de poids permanent versus minceur permanente). La variable de temps (time) prend trois valeurs pour chaque vague d'enquête (1, 2 et 3 pour 2002, 2005-06 et 2009-12, respectivement). En plus de contrôler pour les caractéristiques de l'individu, du ménage et de la zone d'habitation  $X$  (comme décrit précédemment), nous introduisons des effets fixes au niveau des municipalités. En ce qui concerne les paramètres estimés,  $\beta_0$  se réfère au salaire horaire en log avec comme base de référence les personnes maigres ( $t = 1$ ),  $\beta_1$  est l'écart salarial entre l'excès de poids et les individus maigres en base de référence,  $\beta_2$  est l'écart salarial entre les vagues d'enquête pour les travailleurs maigres, et  $\beta_3$  est l'effet moyen d'être en excès de poids sur les salaires horaires contrôlés pour les différences individuelles invariantes dans le temps.  $\beta_4$  correspond aux paramètres estimés des variables de contrôle et  $\rho$  correspond aux paramètres estimés pour chaque municipalité.  $\varepsilon_{it}$  est le terme résiduel. Nous estimons l'équation 3 en utilisant l'estimateur des MCO. Pour chaque régression, nous corrigeons les écarts-types au niveau de la municipalité afin de limiter de potentielles similitudes des individus au sein des municipalités qui

mèneraient à sous-estimer les écart-types. Comme précédemment, nous étudions la présence des effets hétérogènes selon le genre et la profession (travailleurs manuels, dans les services et à haute qualification) en conduisant des analyses spécifiques à l'échantillon. Plusieurs classifications cliniques basées sur le RTH et l'IMC sont testées (i.e. le seuil d'adiposité centrale pour le RTH et les seuils de surpoids et d'obésité pour l'IMC), ainsi que d'autres variables dépendantes alternatives (i.e. le salaire mensuel déclaré). En outre, un test placebo utilisant le score de capacités cognitives comme variable dépendante est appliqué.

Enfin, pour vérifier la robustesse des estimations de DD, un modèle alternatif DD contrôlant les potentielles différences préexistantes (i.e. le biais de sélection initial) est appliqué. Dans ce modèle alternatif, nous comparons l'évolution du salaire horaire entre les travailleurs restant minces en permanence (contrôle) et les travailleurs qui étaient minces au départ mais qui sont devenus en surpoids au fil du temps (traitement). Un appariement par noyau (Kernel matching) basé sur les caractéristiques observées initialement assure la comparabilité entre les travailleurs restant minces et le groupe de travailleurs qui étaient minces au départ mais qui sont devenus en excès de poids au cours de la période considérée. Plus précisément, les scores de propension sont calculés à partir d'un modèle Probit estimant la probabilité d'appartenir au groupe de traitement au départ. Ensuite, les poids (utilisés pour exécuter les estimations DD) sont dérivés des scores de propension en utilisant une fonction Kernel epanechnikov (voir Leuven et Sianesi, 2018, pour plus de détails).

## 4 RÉSULTATS

### 4.1 Statistiques descriptives

Le tableau 1 présente le salaire horaire médian et le RTH médian par sexe et par statut professionnel pour les enquêtes 2002 et 2009-2012. Sans surprise, les hommes ont généralement des salaires plus élevés que les femmes. En outre, les salaires les plus élevés sont observés dans les emplois hautement qualifiés et les salaires les plus bas dans les emplois manuels. Selon le RTH médian, le tableau 1 montre une prise de poids notable entre 2002 et 2012 (alors que la taille reste inchangée). Cette prise de poids est particulièrement marquée chez les femmes : de  $0,51^{\text{cm}}_{\text{cm}}$  en

2002 (juste au-dessus du seuil central de surpoids) à  $0,58^{\text{cm}/\text{cm}}$  en 2012 (près du seuil central d'obésité). Par conséquent, les RTH médians des hommes et des femmes sont similaires au cours de la dernière période d'enquête, à l'exception des employés manuels hommes qui sont relativement plus minces ( $0,55^{\text{cm}/\text{cm}}$ ). Des histogrammes de la distribution du RTH selon le sexe sont disponibles dans la figure A.1 de l'annexe. Il apparaît clairement que la plupart des travailleurs salariés, hommes et femmes, sont en situation de surpoids et d'obésité au Mexique.

Tableau 1 : *Salaires horaires médians et RTH médians par genre et statut professionnel 2002 et 2009-12*

	Médiane (salaire horaire) En pesos	Médiane (RTH) En $\text{cm}/\text{cm}$
<b>2002</b>		
Manuel homme	11,48	0,52
Manuel femme	10,04	0,54
Service homme	14,12	0,53
Service femme	11,48	0,53
Homme hautement qualifié	35,2	0,55
Femme hautement qualifiée	36,3	0,51
<b>2009-12</b>		
Manuel homme	12,6	0,55
Manuel femme	10,32	0,58
Service homme	13,8	0,57
Service femme	11,59	0,58
Homme hautement qualifié	28,90	0,58
Femme hautement qualifiée	24,59	0,56

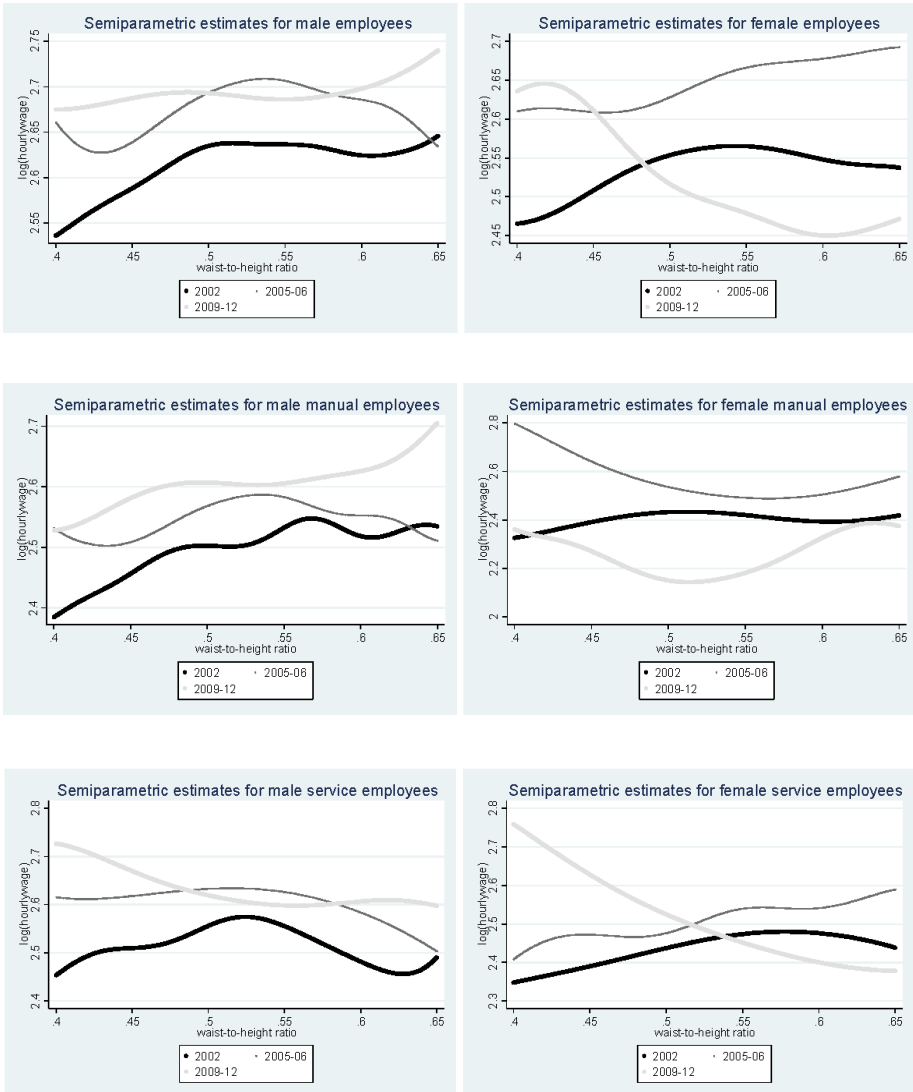
Source : MxFLS (2002-2012). Calculs de l'auteur.

## 4.2 La relation entre le poids et les salaires : estimations semi-paramétriques et paramétriques

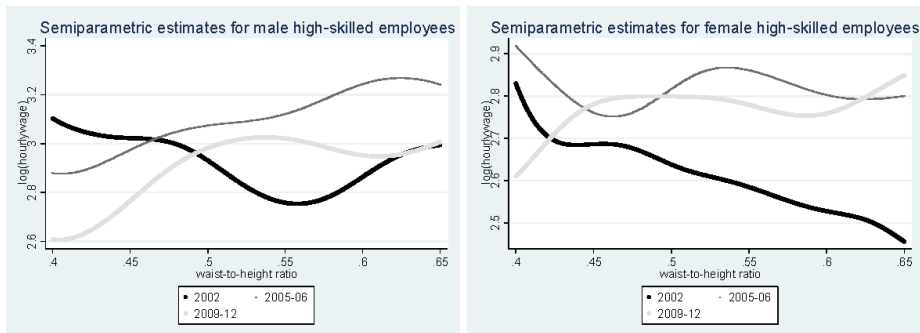
Sur la base de l'équation [1], nous effectuons six estimations semi-paramétriques afin de comparer les tendances globales en fonction du sexe et du temps (2002, 2005-06 et 2009-12). Nous effectuons également des estimations semi-paramétriques par profession (emplois manuels, de service et hautement qualifiés) dans une perspective plus descriptive. La partie

paramétrique de ces estimations, c'est-à-dire le coefficient ajusté de la régression des salaires horaires logarithmiques sur les variables de contrôle, est présentée dans le tableau A.2 de l'annexe (uniquement pour l'ensemble des échantillons de sexe et les vagues d'enquête 2002 et 2009-12). En fonction de la spécification du modèle, les valeurs du  $R^2$  indiquent que notre spécification des déterminants des salaires (à l'exclusion du RTH) capture environ 21 à 34 % des variations des salaires horaires, ce qui est relativement élevé par rapport à la littérature en économie du travail (Gong *et al.*, 2004). Les valeurs estimées du logarithme du salaire horaire en fonction du sexe, du temps et du type d'emplois sont représentées de manière non paramétrique pour différentes catégories du RTH dans la figure 1, comme cela a été présenté dans l'équation [2]. Nous faisons correspondre les estimations non paramétriques spécifiques au temps dans le même graphique pour mettre en évidence les changements dans la relation RTH-salaire au cours du temps. Dans chaque graphique, pour éviter les interprétations erronées, nous ne montrons que les estimations non paramétriques de  $0,4^{cm}/_{cm}$  à  $0,65^{cm}/_{cm}$ . En effet, le nombre d'observations est parfois faible au-delà de ces valeurs (voir le tableau A.3 en annexe). Enfin, nous régressons le logarithme des salaires horaires sur le RTH et d'autres variables en utilisant les estimateurs MCO afin de vérifier la significativité des estimations semi-paramétriques. Ces estimations MCO, énumérées dans l'annexe au tableau A.4 pour les femmes et au tableau A.5 pour les hommes, testent les spécifications linéaires et quadratiques ainsi que l'influence de plusieurs termes d'interaction. Comme précédemment, les valeurs du  $R^2$  rapportées sont relativement élevées, montrant que la spécification du modèle a un fort pouvoir explicatif.

Figure 1 : La relation entre RTH-salaire dans le temps







Source : MxFLS (2002, 2005-06 et 2009-12), calculs de l'auteur.

Dans l'ensemble de l'échantillon des femmes salariées, la figure 1 indique un changement attendu dans la relation entre le RTH et le salaire au cours de la période étudiée. En effet, la tendance passe d'une forme en U-inversé en 2002, avec les salaires horaires ajustés les plus élevés autour du surpoids central (point d'inflexion à  $0,56^{cm}/_{cm}$ , tableau A.4, colonne 2), à une forme plus négative en 2012, du moins jusqu'à un RTH de  $0,6^{cm}/_{cm}$ . Par conséquent, comme suggéré par la littérature, un cercle vicieux mêlant pauvreté et obésité pourrait se produire au Mexique (Levasseur, 2019a). De façon intéressante, les changements dans la relation RTH-salaire sont différents pour les hommes mexicains. Chez les hommes, la figure 1 montre un léger aplatissement de la relation positive entre le RTH et le salaire horaire au fil du temps. Le tableau A.5 confirme cette tendance puisque l'association semble être positivement significative en 2002 (au niveau de 10 %) mais non significative en 2005-2006 et 2009-2012 (colonnes 1, 7 et 13). Comme la pente a considérablement diminué au cours de la période (entre 2002 et 2012), on pourrait s'attendre à un passage d'une forme positive à une forme en U-inversé (ou éventuellement négative) dans les années à venir.

Il convient de noter que la tendance négative observée en 2012 pour les femmes est particulièrement forte pour celles qui travaillent dans les services (figure 1). Selon le tableau A.4, colonne 17, en 2009-12, une unité de RTH supplémentaire diminue le salaire horaire des travailleuses des services de 8,5 % ( $[-1,284+0,439]*10$ ) par rapport aux travailleuses manuelles et celles hautement qualifiées (significatif au niveau de 1 %). La même tendance se produit chez les hommes pour les travailleurs des services en 2005-06 et 2009-12, bien que l'ampleur soit plus faible que pour les femmes. Pour les hommes travaillant dans le secteur des services, une unité supplémentaire de RTH est associée à une baisse de 4,8 % des salaires

horaires en 2005-06 et à une baisse de 2,3 % en 2009-12 (tableau A.5, colonnes 11 et 17 respectivement). Ce résultat est conforme à la littérature. Comme on le suppose, cette évolution entre 2002 et 2012 annonce la diffusion potentielle de *nouvelles* normes sociales *anti-graisse* dans des emplois où l'apparence physique est fortement considérée par les employeurs, les collègues et les clients. Par ailleurs, les catégories individuelles les plus soumises aux idéaux de minceur, comme les jeunes femmes, subissent des pénalités salariales plus importantes. Pour les jeunes travailleuses (moins de 25 ans), une unité supplémentaire de RTH réduit le salaire horaire de 5,9 % par rapport aux travailleuses plus âgées (tableau A.4, colonne 15).

La figure 1 et le tableau A.4, colonne 14 illustrent bien la présence d'un point d'inflexion à  $0,61 \frac{\text{cm}}{\text{cm}}$  dans l'échantillon des femmes en 2012, ce qui montre qu'il existe un petit groupe de femmes obèses qui gagnent des salaires plus élevés. Le tableau A.4, colonne 18 confirme ce résultat. En effet, *ceteris paribus*, en 2012, une unité de RTH supplémentaire augmente le salaire horaire des travailleuses hautement qualifiées de 5,5 % par rapport aux travailleuses des services et aux travailleuses manuelles (significatif au niveau de 5 %). Les résultats sont encore plus élevés pour les travailleurs masculins hautement qualifiés, avec une augmentation de 19,7 % en 2005-06 et de 7,9 % en 2009-12 lorsque le RTH augmente d'une unité par rapport aux travailleurs manuels et aux travailleurs des services (tableau A.5, colonnes 12 et 18 respectivement). De même, une unité supplémentaire de RTH est associée à de meilleurs salaires horaires pour les travailleurs très instruits (i.e. ayant plus de 13 ans de scolarité) par rapport aux travailleurs moins instruits (i.e. des augmentations respectives de 9,2 % et 3,6 % pour les hommes et les femmes, résultats non montrés). Ces résultats font écho à la littérature existante qui identifie un effet positif de l'appartenance à la classe sociale la plus élevée sur les risques associés à l'adiposité centrale, en raison des emplois sédentaires, des modes de vie stressants, du manque de temps libre et des modes de consommation alimentaire à risque (Levasseur, 2015).

Une autre explication possible de cette nouvelle tendance positive surprenante pourrait être l'acceptation sociale récente des corps à corpulence plus forte, étant donné l'augmentation spectaculaire des taux de surpoids, d'obésité et d'obésité sévère parmi les emplois hautement qualifiés au Mexique (voir le tableau A.3 en annexe). Le tableau A.3 de l'annexe montre que la proportion de surpoids et d'obésité centrale a atteint respectivement 86 % et 78 % chez les hommes et les femmes employés hautement qualifiés en 2009-2012. En outre, les changements technologiques intervenus entre

2002 et 2012 pourraient également expliquer ce soudain avantage des travailleurs hautement qualifiés en situation de surpoids et d'obésité.

Nous ne détectons aucun changement significatif pour le travail manuel entre 2002 et 2012 (tableaux A3 et A4 en annexe). Malgré plusieurs oscillations, la pente entre le RTH et le salaire horaire reste légèrement positive pour les hommes (sauf dans l'enquête 2005-06) et relativement plate pour les femmes (figure 1). Cette absence d'oscillation est conforme à nos intuitions : le changement social est susceptible de prendre plus de temps pour les travailleurs manuels en raison de modes de vie plus traditionnels. Néanmoins, les résultats concernant les travailleuses manuelles doivent être interprétés avec prudence étant donné le nombre limité d'observations et la forte variance des salaires au sein de cet échantillon.

### 4.3 Estimations en doubles différences

Pour identifier les changements récents liés aux impacts de l'excès de poids sur les salaires horaires, nous avons d'abord mis en œuvre une procédure basée sur deux différences : une différence de traitement (être classé en excès de poids permanent par rapport à être classé en minceur permanente) et des différences temporelles (2009-12 et 2005-06 par rapport à 2002). En d'autres termes, nous avons identifié les écarts de salaire induits par le statut de surpoids au cours du temps. Pour pouvoir identifier des impacts, les estimations de la DD doivent satisfaire une condition selon laquelle les changements de corpulence dans le temps ne doivent pas être corrélés avec des facteurs omis variant dans le temps qui affectent les salaires. Comme nous avons contrôlé nos estimations DD pour plusieurs caractéristiques de l'individu, du ménage et de la zone d'habitation, en plus d'introduire des effets fixes municipaux, cette hypothèse reste relativement raisonnable.

Tableau 2 : Effet moyen d'être en excès de poids sur le salaire horaire en log (estimation DD)

Var. Dep. = In(salaire horaire)	ÉCHANTILLON TOTAL			HOMMES			FEMMES		
	Traitement = RTH>0,5	Traitement = IMC>25	Traitement = IMC>30	Traitement = RTH>0,5	Traitement = IMC>25	Traitement = IMC>30	Traitement = RTH>0,5	Traitement = IMC>25	Traitement = IMC>30
Traitement	0,138** (2,109)	0,106** (2,258)	-0,00116 (-0,0223)	0,129* (1,811)	0,146*** (2,891)	0,0305 (0,422)	0,156 (1,596)	0,0382 (0,564)	-0,0588 (-0,755)
Vague 2 (2005-06)	0,187** (2,136)	0,0793 (1,175)	0,0956*** (2,640)	0,181 (1,614)	0,145 (1,604)	0,113*** (2,633)	0,191 (1,254)	-0,0182 (-0,183)	0,0564 (0,902)
Vague 3 (2009-12)	0,163* (1,766)	0,0612 (1,033)	0,0189 (0,603)	0,187* (1,730)	0,107 (1,485)	0,0563 (1,254)	0,142 (0,984)	0,0668 (0,664)	-0,0373 (-0,570)
<i>Termes d'interaction</i>									
Traitement* Vague 2	-0,147 (-1,639)	-0,0929 (-1,214)	-0,153** (-2,306)	-0,154 (-1,395)	-0,167* (-1,731)	-0,203** (-2,052)	-0,113 (-0,683)	0,0291 (0,238)	-0,0712 (-0,729)
Traitement* Vague 3	-0,154 (-1,543)	-0,0784 (-1,182)	0,0587 (0,847)	-0,139 (-1,229)	-0,0980 (-1,160)	0,0477 (0,516)	-0,186 (-1,203)	-0,164 (-1,486)	0,0770 (0,699)
Variables de contrôle	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Effets fixes municipalité	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Observations	2635	2881	3037	1711	1847	1945	924	1034	1092
Clusters	139	139	138	136	138	138	126	129	131
R-carré	0,360	0,373	0,360	0,364	0,379	0,371	0,474	0,475	0,450
Constante	1,530*** (6,703)	1,298*** (6,410)	1,132*** (5,859)	1,813*** (6,229)	1,512*** (5,665)	1,479*** (6,007)	1,158*** (2,917)	0,921*** (2,687)	0,546*** (2,001)

Note : Les variables de contrôle incluent : le genre (dans l'échantillon total uniquement), l'âge, l'âge au carré, le score de compétences cognitives, les années d'éducation formelle, les professions, le statut matrimonial, le nombre d'enfants, un indice de développement de la zone, et la taille démographique de la zone. Les écarts-types sont clustérisés au niveau de la municipalité. Les t-statistiques robustes sont entre parenthèses. Les niveaux de significativité des coefficients ajustés sont : \*\*\* 1 % ; \*\* 5 % et \* 10 %.

Source : MxFLS (2002-2012). Calculs de l'auteur.

Sur la base de l'équation 3, le tableau 2 montre l'impact moyen de plusieurs mesures de l'excès de poids (i.e. adiposité centrale, surpoids et obésité) sur le salaire horaire. En corrigeant l'hétérogénéité temporelle entre les individus, nous avons trouvé un écart salarial significatif entre les travailleurs obèses et les travailleurs non obèses dans l'ensemble de l'échantillon, qui s'est produit entre 2002 et 2005-06 (-15,3 %). De manière surprenante, cette pénalité salariale est particulièrement significative pour les hommes sur cette période, avec des écarts salariaux respectifs de -16,7 % et 20,3 % pour les travailleurs en surpoids et obèses. Des estimations alternatives basées sur un autre modèle DD (i.e. les estimations DD d'appariement par noyaux ou *Kernel matching* disponibles dans le tableau A.6 de l'annexe) et une autre variable dépendante (i.e. le salaire mensuel dans le tableau A.7 de l'annexe) révèlent des résultats similaires. Dans le tableau A.6, une fois que les caractéristiques observées sont contrôlées (comme confirmé par les tests de différence de moyenne dans le tableau A.8 de l'annexe), le fait de devenir en surpoids entre 2002 et 2005-06 diminue de 18,9 % le salaire horaire moyen des travailleurs mexicains par rapport aux travailleurs qui sont restés minces au cours de la même période, en particulier pour les hommes (-19,3 %). D'après le tableau A.8 en annexe, par exemple, un travailleur en surpoids gagne en moyenne 14,1 % de moins par mois qu'un homologue statistique plus mince. Le tableau A.7 montre également un test placebo utilisant le score des capacités cognitives comme indicateur de résultat. L'absence de corrélation entre le poids et les capacités cognitives, après avoir contrôlé l'hétérogénéité invariante dans le temps et d'autres variables, suggère que notre modèle est robuste à l'hétérogénéité potentielle variant dans le temps, telle que l'acquisition de facultés personnelles au fil du temps.

Nous avons également examiné la présence potentielle d'effets hétérogènes selon la profession, en effectuant des estimations spécifiques par groupe d'emplois. Le tableau 3 montre de fortes pénalités salariales pour les travailleurs des services en surpoids par rapport à leurs homologues plus minces (par exemple jusqu'à -32,8 % entre 2002 et 2005-06 lorsque l'on compare les travailleurs centralement adipeux à leurs homologues de poids normal). Comme il a été mentionné précédemment, les pénalités salariales que nous avons observées pour les travailleurs des services sont conformes à la littérature. Par conséquent, nous pouvons supposer que l'effet observé pour les travailleurs des services est le résultat d'une large diffusion de *nouvelles* normes sociales *anti-graisse* au Mexique. Concernant les travailleurs manuels, aucun écart salarial n'est reporté dans le tableau 3, ce qui

Tableau 3 : Effet moyen d'être en excès de poids sur le salaire horaire en log par profession (estimation DD)

Var. Dep. = ln(salaire horaire)	EMPLOIS DE SERVICE		EMPLOIS HAUTEMENT QUALIFIÉS		EMPLOIS MANUELS	
	Traitement = RTH > 0,5	Traitement = IMC > 25	Traitement = RTH > 0,5	Traitement = IMC > 25	Traitement = RTH > 0,5	Traitement = IMC > 25
Traitement	0,230* (1,808)	-0,00378 (-0,0432)	-0,204 (-0,660)	-0,236 (-1,198)	0,128** (2,001)	0,0254 (0,283)
Vague 2 (2005-06)	0,247 (1,642)	0,0679 (1,134)	-0,221 (-0,811)	-0,192 (-0,998)	0,218** (2,10)	0,135*** (2,685)
Vague 3 (2009-12)	0,274 (1,588)	-0,0203 (-0,329)	-0,153 (-0,489)	-0,164 (-0,800)	0,135 (1,483)	0,116** (2,268)
<i>Termes d'interaction</i>						
Traitement*	-0,328** (-1,997)	-0,269*** (-2,886)	0,381 (1,315)	0,291 (1,472)	-0,181 (-1,301)	-0,0365 (-0,241)
Traitement*	-0,320* (-1,714)	-0,0462 (-0,425)	0,243 (0,733)	0,208 (0,930)	-0,0941 (-0,654)	0,0902 (0,876)
Variables de contrôle	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Effets fixes municipalité	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Observations	1103	1214	402	460	1130	1207
Clusters	128	129	96	97	132	133
R-carré	0,262	0,264	0,465	0,443	0,321	0,311
Constante	1,488*** (4,146)	1,327*** (3,503)	1,363** (2,222)	1,345* (1,823)	1,799*** (5,463)	1,272*** (4,203)

Note : Les variables de contrôle incluent : le genre, l'âge, l'âge au carré, le score des compétences cognitives, les années d'éducation formelle, le statut matrimonial, le nombre d'enfants, un indice de développement de la zone, et la taille démographique de la zone. Les écarts-types sont clustérisés au niveau de la municipalité. Les t-statistiques robustes sont entre parenthèses. Les niveaux de significativité des coefficients ajustés sont : \*\*\*1 %, \*\*5 % et \*10 %.

Source : MxFLS (2002-2012). Calculs de l'auteur.

suggère que le surpoids n'est pas particulièrement pénalisé dans ce secteur. En revanche, nous avons observé une augmentation non significative des salaires des travailleurs hautement qualifiés en surpoids ou présentant une adiposité centrale au fil du temps (environ +30 % entre 2002 et 2005-06). Ce résultat suggère que les travailleurs hautement qualifiés en surpoids ne souffrent pas de la diffusion de *nouvelles* normes sociales *anti-graisse*. A priori, deux phénomènes peuvent expliquer cet avantage du surpoids (non significatif) dans les emplois hautement qualifiés : (i) l'émergence de normes sociales *pro-graisse* en raison de la normalisation du surpoids dans ces activités ; (ii) les changements technologiques améliorant la productivité des travailleurs obèses. De plus amples recherches sont nécessaires pour mettre en lumière cette question.

## 5 DISCUSSION, LIMITES ET CONCLUSION

Cette étude analyse la relation entre les indicateurs de corpulence et les salaires horaires au Mexique. Dans un premier temps, nous avons décrit son évolution dans le temps à l'aide d'estimations transversales semi-paramétriques et paramétriques. Dans son ensemble, ce travail préliminaire montre que la relation poids-salaire devient progressivement plus négative pour les femmes et moins positive pour les hommes. Ce résultat reste cohérent avec la littérature qui suppose un cercle vicieux entre la pauvreté et l'obésité en suivant le processus de développement économique (Levasseur, 2019a). Cette tendance négative est d'autant plus forte pour les femmes travaillant dans les services de même que pour les jeunes générations. Contrairement à cette tendance négative, ces premiers résultats suggèrent également des risques supérieurs d'adiposité centrale au sein des positions sociales élevées. Conformément à la littérature existante, les positions les plus élevées peuvent être associées au stress, au manque de temps libre et à des comportements alimentaires dangereux au Mexique, qui augmentent potentiellement le risque de surpoids (Levasseur, 2015).

Dans une deuxième étape, nous avons traité les problèmes d'endogénéité supposés en mettant en œuvre une approche par doubles différences (DD), robuste à l'hétérogénéité invariante dans le temps. Plus précisément, nous avons évalué les effets d'être en situation de surpoids sur les écarts de salaire horaire au fil du temps, en contrôlant les effets fixes de la municipalité ainsi que les caractéristiques des individus, des ménages et des

zones d'habitation. Les résultats révèlent une pénalité salariale significative pour les salariés en surpoids entre deux périodes, notamment dans le secteur des services, soulignant ainsi la large diffusion de *nouvelles* normes sociales *anti-graisse*. Ces résultats sont cohérents avec la littérature américaine. En effet, plusieurs auteurs ont constaté que les pénalités salariales induites par le surpoids sont les plus élevées dans les activités socialement exigeantes telles que les professions de la vente et des services (Caliendo et Gehrsitz, 2016 ; DeBeaumont, 2009 ; Slade, 2017). Plus surprenant, les estimations DD signalent des pénalités salariales plus fortes liées aux statuts de surpoids et d'obésité chez les hommes sur la période 2002-2005-06 par comparaison avec l'analyse exploratoire. Cet effet contre-intuitif attribué au sexe peut refléter les changements sociaux récents concernant la perception du poids au Mexique, qui suggère une valorisation croissante de la minceur masculine dans le secteur des services. En revanche, on peut considérer que les idéaux de la minceur féminine ont pu être diffusés plus tôt au Mexique (i.e. avant les années 2000).

En général, la littérature américaine a mis en évidence un avantage du surpoids pour les travailleurs à col bleu chez les hommes, en particulier pour les hommes Afro-Américains (voir Caliendo et Gehrsitz, 2016 ; DeBeaumont, 2009 ; Slade, 2017). Cependant, notre stratégie d'identification ne permet pas de conclure pour les travailleurs manuels mexicains, probablement parce que l'approche DD ne peut pas capturer les normes sociales invariantes dans le temps telles que la persistance des normes *pro-graisse* passées. Enfin, nous avons constaté un effet positif mais non significatif du surpoids sur le salaire horaire des travailleurs hautement qualifiés, en tenant compte de l'hétérogénéité invariante dans le temps. Même en l'absence de significativité, ce résultat reste cohérent avec l'analyse exploratoire. Outre l'introduction potentielle d'innovations favorables à l'obésité dans les emplois hautement qualifiés (smartphones, tablettes, télétravail), nous supposons une acceptation sociale croissante du surpoids dans les postes les plus élevés du marché du travail mexicain.

Dans la littérature, ces *nouvelles* normes sociales *pro-graisse* ont été observées sur des marchés du travail où le surpoids est prédominant, non seulement aux États-Unis et au Royaume-Uni (Robinson et Christiansen, 2014 ; Barbieri, 2018), mais aussi au Mexique (Prina et Royer, 2013) et en Allemagne (Kropfhäuser et Sunder, 2015). Cette nouvelle acceptation du surpoids sur le marché du travail est relativement alarmante et pourrait accélérer l'augmentation globale de la corpulence au cours des années à venir (Cohen *et al.*, 2013). Par conséquent, ces questions sociales



et sanitaires interdépendantes ont des implications importantes pour les politiques publiques. Par exemple, les politiques de prévention axées sur la santé devraient cibler en particulier les emplois hautement qualifiés, où les normes sociales favorables aux personnes obèses peuvent se développer. À l'inverse, des lois anti-discrimination devraient mieux protéger les travailleurs en surpoids dans les emplois de service où la stigmatisation sur le poids est plus forte.

## LIMITES

La principale limite de cette étude a été de se focaliser sur une seule dimension du marché du travail mexicain, c'est-à-dire les salariés. D'autres résultats en matière d'emploi ont également besoin d'être considérés. En outre, l'approche DD implique des effets fixes dans le temps. Ainsi, cette procédure ne permet de saisir que les changements récents en matière de perte de productivité liée au surpoids et de stigmatisation du poids. Par construction, nos estimations DD ne peuvent pas identifier la persistance de normes sociales *pro-graisse* à partir des croyances traditionnelles car ces normes sont, par définition, invariantes dans le temps. De plus, nous supposons que la période étudiée est trop courte pour estimer tous les changements liés au poids dans les résultats sur le marché du travail. Par exemple, contrairement au secteur des services, les changements dans la perception du surpoids peuvent être plus lents – ou se produire à des moments différents – dans les secteurs manuels et hautement qualifiés. De même, une enquête longitudinale plus longue serait utile pour identifier la manifestation du genre dans les normes sociales liées à la corpulence au fil du temps. Plus précisément, les recherches futures devraient permettre de mieux identifier les diffusions respectives des normes sociales « *passées* » et « *nouvelles* » favorables à la surcharge pondérale dans les couches sociales les plus basses et les plus élevées des pays émergents où le surpoids et l'obésité sont devenus la norme physique.

## CONCLUSION

Les changements récents dans la relation entre le poids et le salaire signalent une transition dans le système de valeurs mexicain. En contrôlant les déterminants importants de la productivité des travailleurs (éducation,

expérience, aptitudes cognitives, etc.), cette étude apporte un nouvel éclairage sur la dynamique récente de la relation poids-salaires dans le contexte des pays émergents où le surpoids est devenu prédominant. Plus spécifiquement, cette étude identifie empiriquement la diffusion significative de normes sociales *anti-graisse* sur le marché du travail mexicain, au moins pour les salariés du secteur des services. Ce résultat peut probablement être généralisé à d'autres économies à revenu intermédiaire qui connaissent une augmentation équivalente du surpoids, comme l'Argentine, les pays d'Afrique du Nord et du Moyen-Orient, ou l'Afrique du Sud.

## RÉFÉRENCES

- ASHWELL, M. (2011). "Charts Based on Body Mass Index and Waist-to-Height Ratio to Assess the Health Risks of Obesity: A Review". *The Open Obesity Journal*, 3(1), 78-84. <https://doi.org/10.2174/1876823701103010078>
- BARBIERI, P. N. (2018). "BMI and Employment: Is There an Overweight Premium?". *Italian Economic Journal*, 4(3), 523-548. <https://doi.org/10.1007/s40797-018-0080-8>
- BARGAIN, O. and J. ZEIDAN (2019). "Heterogeneous Effects of Obesity on Mental Health: Evidence from Mexico". *Health Economics*, 28(4), 447-460. <https://doi.org/10.1002/hec.3852>
- BOURDIEU, P. (1986). *Distinction: A Social Critique of the Judgement of Taste* (1 edition). Routledge.
- BREWIS, A. A. (2014). "Stigma and the Perpetuation of Obesity". *Social Science & Medicine*, 118, 152-158. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2014.08.003>
- BREWIS, A. A., WUTICH, A., FALLETTA-COWDEN, A. and I. RODRIGUEZ-SOTO (2011). "Body Norms and Fat Stigma in Global Perspective". *Current Anthropology*, 52(2), 269-276. <https://doi.org/10.1086/659309>
- BREWIS, A., STURTZSREETHARAN, C. and A. WUTICH (2018). "Obesity Stigma as a Globalizing Health Challenge". *Globalization & Health*, 14, 20. <https://doi.org/10.1186/s12992-018-0337-x>
- BRUNELLO, G. and B. D'HOMBRES (2007). "Does Body Weight Affect Wages?: Evidence from Europe". *Economics & Human Biology*, 5(1), 1-19. <https://doi.org/10.1016/j.ehb.2006.11.002>
- BURKHAUSER, R. V. and J. CAWLEY (2008). "Beyond BMI: the Value of More Accurate Measures of Fatness and Obesity in Social Science Research". *Journal of Health Economics*, 27(2), 519-529. <https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2007.05.005>
- CALIENDO, M. and M. GEHRSTZ (2016). "Obesity and the Labor Market: A Fresh Look at the Weight Penalty". *Economics & Human Biology*, 23, 209-225. <https://doi.org/10.1016/j.ehb.2016.09.004>
- CAWLEY, J. (2004). "The Impact of Obesity on Wages". *Journal of Human Resources*, 39(2), 451-474.

- CAWLEY, J. (2015). "An Economy of Scales: A Selective Review of Obesity's Economic Causes, Consequences, and Solutions". *Journal of Health Economics*, 43, 244-268. <https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2015.03.001>
- CAWLEY, J. H., GRABKA, M. M. and D. R. LILLARD (2005). "A Comparison of the Relationship between Obesity and Earnings in the U.S. and Germany". *Schmollers Jahrbuch*, 125(1), 119-129.
- CLÉMENT, M., LEVASSEUR, P. and S. SEETAHUL (2020). "Is Excess Weight Penalised or Rewarded in Middle-Income Countries' Labour Markets? Comparative Evidence from China, India and Mexico". *Kyklos*, 73(2), 161-195. <https://doi.org/10.1111/kykl.12220>
- COHEN, E., BOETSCH, G., PALSTRA, F. P. and P. PASQUET (2013). "Social Valorisation of Stoutness as a Determinant of Obesity in the Context of Nutritional Transition in Cameroon: The Bamiléké Case". *Social Science & Medicine*, 96, 24-32. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2013.07.004>
- DEBEAUMONT, R. (2009). "Occupational Differences in the Wage Penalty for Obese Women". *The Journal of Socio-Economics*, 38(2), 344-349. <https://doi.org/10.1016/j.socec.2008.10.001>
- GLICK, P. and D.E. SAHN (1998). "Health and Productivity in a Heterogeneous Urban Labour Market". *Applied Economics*, 30(2), 203-216.
- GONG, X., SOEST, A. van and E. VILLAGOMEZ (2004). "Mobility in the Urban Labor Market: A Panel Data Analysis for Mexico". *Economic Development and Cultural Change*, 53(1), 1-36. <https://doi.org/10.1086/edcc.2004.53.issue-1>
- GUENDELMAN, S., RITTERMAN-WEINTRAUB, M. L., FERNALD, L. C. H. and M. KAUFER-HORWITZ (2011). "Weight Perceptions among Overweight and Obese Women: A US-Mexico Binational Perspective". *Obesity (Silver Spring, Md.)*, 19(12), 2440-2443. <https://doi.org/10.1038/oby.2011.194>
- HUANG, C.-C., YABIKU, S. T., AYERS, S. L. and J.J. KRONENFELD (2016). "The Obesity Pay Gap: Gender, Body Size, and Wage Inequalities—A Longitudinal Study Of Chinese Adults, 1991–2011". *Journal of Population Research*, 33(3), 221-242. <https://doi.org/10.1007/s12546-016-9170-3>
- JANSSEN, I., CRAIG, W. M., BOYCE, W. F. and W. PICKETT (2004). "Associations Between Overweight and Obesity With Bullying Behaviors in School-Aged Children". *Pediatrics*, 113(5), 1187-1194.
- JOHANSSON, E., BÖCKERMAN, P., KIISKINEN, U. and M. HELIÖVAARA (2009). "Obesity and Labour Market Success in Finland: the Difference Between Having a High BMI and Being Fat". *Economics & Human Biology*, 7(1), 36-45. <https://doi.org/10.1016/j.ehb.2009.01.008>
- JOHAR, M. and H. KATAYAMA (2012). "Quantile Regression Analysis of Body Mass and Wages". *Health Economics*, 21(5), 597-611. <https://doi.org/10.1002/hec.1736>
- KEDIR, A. M. (2008). *Health and Wages: Panel Evidence on Men and Women using IV Quantile Regression* (Discussion Papers in Economics 08/37). Department of Economics, University of Leicester. <https://ideas.repec.org/p/lec/leecon/08-37.html>

- KROPFHÄUßER, F. and M. SUNDER (2015). "A Weighty Issue Revisited: the Dynamic Effect of Body Weight on Earnings and Satisfaction in Germany". *Applied Economics*, 47(41), 4364-4376. <https://doi.org/10.1080/00036846.2015.1030563>
- LEUVEN, E. and B. SIANESI (2018). *PSMATCH2: Stata Module to Perform Full Mahalanobis and Propensity Score Matching, Common Support Graphing, and Covariate Imbalance Testing*. Boston College Department of Economics. <https://ideas.repec.org/c/boc/bocode/s432001.html>
- LEVASSEUR, P. (2015). "Causal Effects of Socioeconomic Status on Central Adiposity Risks: Evidence Using Panel Data from Urban Mexico". *Social Science & Medicine*, 136-137, 165-174. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2015.05.018>
- LEVASSEUR, P. (2019a). "Can Social Programs Break the Vicious Cycle Between Poverty and Obesity? Evidence from Urban Mexico". *World Development*, 113, 143-156. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2018.09.003>
- LEVASSEUR, P. (2019b). "Implementing a Regression Discontinuity Design to Explore the Heterogeneous Effects of Obesity on Labour Income: the Case of Mexico". *Journal of Public Health*, 27(1), 89-101. <https://doi.org/10.1007/s10389-018-0925-5>
- LEVINE, J. A. (2015). "Solving Obesity Without Addressing Poverty: Fat Chance". *Journal of Hepatology*, 63(6), 1523-1524. <https://doi.org/10.1016/j.jhep.2015.07.029>
- MAJOR, B., HUNGER, J. M., BUNYAN, D. P. and C. T. MILLER (2014). "The Ironic Effects of Weight Stigma". *Journal of Experimental Social Psychology*, 51, 74-80. <https://doi.org/10.1016/j.jesp.2013.11.009>
- MANCILLA-DÍAZ, J. M., LÓPEZ-AGUILAR, X., FRANCO-PAREDES, K., ALVAREZ-RAYÓN, G., VÁZQUEZ-ARÉVALO, R., TÉLLEZ-GIRÓN, M. O. and A. AMAYA-HERNÁNDEZ (2012). "Role of Peer Influence and Thin-ideal Internalization on Body Dissatisfaction and Disordered Eating in Mexican Girls". *Revista Colombiana de Psicología*, 21(2), 343-353.
- McLAREN, L. (2007). "Socioeconomic Status and Obesity". *Epidemiologic Reviews*, 29, 29-48. <https://doi.org/10.1093/epirev/mxm001>
- MONTEIRO, C. A., CONDE, W. L., LU, B. and B. M. POPKIN. (2004). "Obesity and Inequities in Health in the Developing World". *International Journal of Obesity and Related Metabolic Disorders: Journal of the International Association for the Study of Obesity*, 28(9), 1181-1186. <https://doi.org/10.1038/sj.ijo.0802716>
- MORRIS, S. (2007). "The Impact of Obesity on Employment". *Labour Economics*, 14(3), 413-433. <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2006.02.008>
- NORDMAN, C. J. and F. ROUBAUD (2009). "Reassessing the Gender Wage Gap in Madagascar: Does Labor Force Attachment Really Matter?". *Economic Development and Cultural Change*, 57(4), 785-808. <https://doi.org/10.1086/598762>
- OCDE (2014). *Obesity Update 2014*. OECD Policy Brief. <http://hesp-news.org/2014/05/27/obesity-update-june-2014/>

- PAN, J., QIN, X. and G.G. LIU (2013). "The Impact of Body Size on Urban Employment: Evidence from China". *China Economic Review*, 27, 249-263. <https://doi.org/10.1016/j.chieco.2012.04.006>
- PHILIPSON, T. J. and R. A. POSNER (1999). "The Long-Run Growth in Obesity as a Function of Technological Change". *National Bureau of Economic Research Working Paper Series*. <https://www.nber.org/papers/w7423>
- PINKSTON, J. C. (2017). "The Dynamic Effects of Obesity on the Wages of Young Workers". *Economics & Human Biology*, 27, 154-166. <https://doi.org/10.1016/j.ehb.2017.05.006>
- POULAIN, J.-P. (2017). *The Sociology of Food: Eating and the Place of Food in Society*. Bloomsbury Publishing.
- PRINA, S. and H. ROYER (2013). "The Importance of Parental Knowledge and Social Norms: Evidence from Weight Report Cards in Mexico". *Working Paper No. 19344*. National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w19344>
- PRINA, S. and H. ROYER (2014). "The Importance of Parental Knowledge: Evidence from Weight Report Cards in Mexico". *Journal of Health Economics*, 37, 232-247. <https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2014.07.001>
- PUHL, R. M. and K. D. BROWNELL (2006). "Confronting and Coping with Weight Stigma: An Investigation of Overweight and Obese Adults". *Obesity*, 14(10), 1802-1815. <https://doi.org/10.1038/oby.2006.208>
- PUHL, R. M. and C. A. HEUER (2009). "The Stigma of Obesity: A Review and Update". *Obesity*, 17(5), 941-964. <https://doi.org/10.1038/oby.2008.636>
- RENZAHO, A. M. N. (2004). "Fat, Rich and Beautiful: Changing Socio-Cultural Paradigms Associated with Obesity Risk, Nutritional Status and Refugee Children from Sub-Saharan Africa". *Health & Place*, 10(1), 105-113. [https://doi.org/10.1016/S1353-8292\(03\)00051-0](https://doi.org/10.1016/S1353-8292(03)00051-0)
- ROBINSON, E. and P. CHRISTIANSEN (2014). "The Changing Face of Obesity: Exposure to and Acceptance of Obesity". *Obesity (Silver Spring, Md.)*, 22(5), 1380-1386. <https://doi.org/10.1002/oby.20699>
- ROBINSON, P. M. (1988). "Root-N-Consistent Semiparametric Regression". *Econometrica*, 56(4), 931-954.
- SARLIO-LAHTENKORVA, S., SILVENTOINEN, K. and E. LAHELMA (2004). "Relative Weight and Income at Different Levels of Socioeconomic Status". *American Journal of Public Health*, 94(3), 468-472.
- SCHULTZ, T. P. (2003). "Wage Rentals for Reproducible Human Capital: Evidence from Ghana and the Ivory Coast". *Economics & Human Biology*, 1(3), 331-366. <https://doi.org/10.1016/j.ehb.2003.08.004>
- SHIMOKAWA, S. (2008). "The Labour Market Impact of Body Weight in China: A Semiparametric Analysis". *Applied Economics*, 40(8), 949-968. <https://doi.org/10.1080/00036840600771239>
- SLADE, P. (2017). "Body Mass and Wages: New Evidence from Quantile Estimation". *Economics & Human Biology*, 27, 223-240. <https://doi.org/10.1016/j.ehb.2017.07.001>
- SOBAL, J. and A. J. STUNKARD (1989). "Socioeconomic Status and Obesity: A Review of the Literature". *Psychological Bulletin*, 105(2), 260-275.

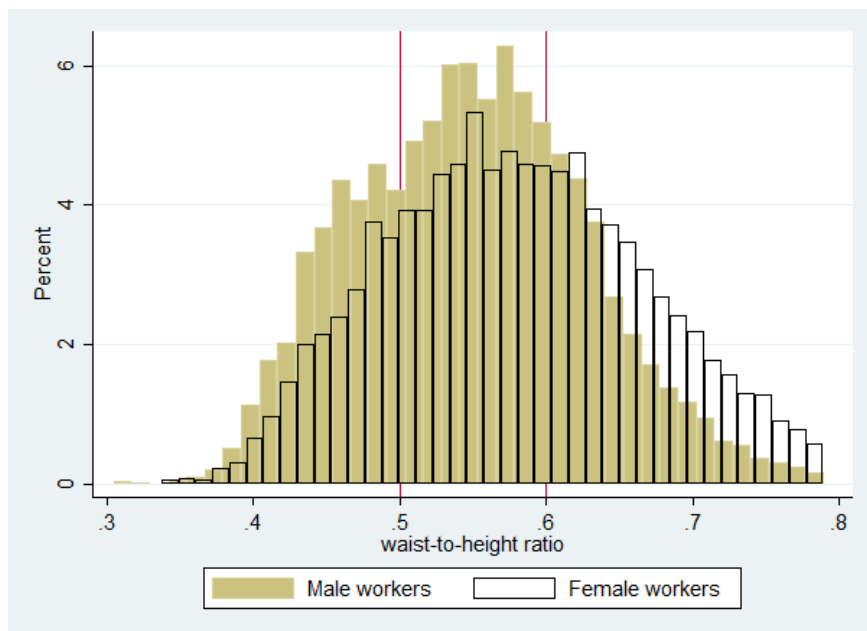
## ANNEXES

Tableau A.1 : *Catégories RTH par catégories IMC en 2009/12 (pourcentage)*

	<b>Abdomen normal (RTH&lt;0,5cm/cm)</b>	<b>Surpoids central (0,5&lt;=RTH&lt;0,6)</b>	<b>Obésité centrale (RTH&gt;=0,6cm/cm)</b>	<i>Total</i>
<b><i>Travailleurs hommes</i></b>				
Poids normal (IMC<25kg/m <sup>2</sup> )	93,79	25,08	0,77	38,51
Surpoids (25<=IMC<30)	5,95	65,93	27,27	38,55
Obésité (IMC>30kg/m <sup>2</sup> )	0,26	9,00	71,96	22,95
<i>Total</i>	<i>100,00</i>	<i>100,00</i>	<i>100,00</i>	<i>100,00</i>
<b><i>Travailleuses femmes</i></b>				
Poids normal (IMC<25kg/m <sup>2</sup> )	94,56	38,67	2,20	35,68
Surpoids (25<=IMC<30)	5,17	54,29	30,14	34,49
Obésité (IMC>30kg/m <sup>2</sup> )	0,27	7,04	67,65	29,83
<i>Total</i>	<i>100,00</i>	<i>100,00</i>	<i>100,00</i>	<i>100,00</i>

Source : MxFLS. Calcul de l'auteur.

Figure A.1 : *Histogramme du rapport tour de taille-hauteur (RTH) selon le genre en 2009/12*



Note : les lignes verticales en trame de fond du graphique correspondent aux seuils de surpoids central et d'obésité centrale.

Source : MxFLS. Calcul de l'auteur.

Tableau A.2 : Régression paramétrique MCO du salaire horaire en log sur les variables de contrôle (équation [1])

Variable dépendante : Salaire horaire en log	HOMMES		FEMMES	
	2002	2012	2002	2012
Age	0,0388*** (5,122)	0,0255*** (3,724)	0,0262** (2,320)	0,0425*** (4,368)
Age au carré	-0,000422*** (-4,305)	-0,000270*** (-3,020)	-0,000189 (-1,224)	-0,000392*** (-3,064)
Score de capacités cognitives	0,000326 (0,533)	0,00176*** (2,850)	0,00231*** (2,787)	0,00167** (1,989)
Années d'éducation	0,0441*** (12,33)	0,0333*** (8,947)	0,0572*** (11,80)	0,0389*** (7,425)
Statut matrimonial (couple)	0,0610* (1,702)	0,00956 (0,305)	0,120*** (2,811)	0,117*** (3,037)
Travailleur dans les services <sup>1</sup>	0,0173 (0,554)	0,00190 (0,0700)	0,00135 (0,0298)	0,128** (2,320)
Travailleur à haute qualification <sup>1</sup>	0,563*** (10,55)	0,479*** (10,54)	0,519*** (7,708)	0,613*** (9,047)
Nombre d'enfants	-0,00600 (-0,617)	-0,00902 (-0,981)	-0,00806 (-0,626)	-0,0168 (-1,129)
Indice de développement	0,0186 (1,254)	0,0416*** (3,607)	0,0220 (1,069)	0,00543 (0,304)
Grande ville <sup>2</sup>	0,265*** (6,164)	0,134*** (4,525)	0,176*** (3,018)	0,122*** (2,658)
Ville moyenne <sup>2</sup>	0,0368 (0,700)	0,0888** (1,978)	0,154** (2,065)	-0,00586 (-0,0790)
Petite ville <sup>2</sup>	0,138*** (2,582)	0,0235 (0,582)	0,0662 (0,944)	0,0375 (0,574)
Centre <sup>3</sup>	0,173*** (3,971)	0,142*** (3,368)	0,258*** (4,239)	0,198*** (2,995)
Centre Ouest <sup>3</sup>	0,279*** (6,276)	0,183*** (4,810)	0,223*** (3,393)	0,0992 (1,546)
Nord Ouest <sup>3</sup>	0,258*** (5,568)	0,265*** (6,589)	0,183*** (2,731)	0,243*** (3,822)
Nord Est <sup>3</sup>	0,213*** (4,661)	0,149*** (3,507)	0,316*** (4,817)	0,176** (2,559)
Observations	2515	2738	1366	1240
R <sup>2</sup>	0,282	0,217	0,347	0,342

Note : (1) Réf. = Travailleur manuel ; (2) Réf. = Zone rurale ;  
(3) Réf. = Sud Est.

Niveau de significativité statistique : 1 % \*\*\*, 5 % \*\*, et 10 % \*.

Écart-types clustérisés au niveau du ménage : t-statistiques entre parenthèses.

Source : MxFLS. Calcul de l'auteur.



Tableau A.3 : *Classification du ratio tour de taille/hauteur (RTH) par statut professionnel, genre et période*

	[0,3-0,5[	[0,5-0,6[	[0,6-0,65[	[0,65-0,7[	[0,7-0,8[	Total
<b>2002</b>						
Travail manuel (homme)	0,38	0,46	0,11	0,04	0,01	1,00
Travail manuel (femme)	0,35	0,41	0,12	0,07	0,05	1,00
Services (homme)	0,33	0,48	0,13	0,05	0,02	1,00
Services (femme)	0,46	0,42	0,12	0,06	0,04	1,00
Poste hautement qualifié (homme)	0,23	0,57	0,14	0,05	0,01	1,00
Poste hautement qualifié (femme)	0,45	0,41	0,11	0,02	0,01	1,00
<b>2009-12</b>						
Travail manuel (homme)	0,26	0,48	0,17	0,6	0,03	1,00
Travail manuel (femme)	0,17	0,42	0,19	0,12	0,10	1,00
Services (homme)	0,23	0,44	0,20	0,09	0,05	1,00
Services (femme)	0,18	0,40	0,20	0,14	0,09	1,00
Poste hautement qualifié (homme)	0,14	0,50	0,21	0,09	0,06	1,00
Poste hautement qualifié (femme)	0,22	0,45	0,17	0,09	0,07	1,00

Source : MxFLS. Calcul de l'auteur.

Tableau A.4 : Estimation MCO pour les travailleuses femmes

	2002			2005-06			2009-12													
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)		
Age	0,0275** (2,432)	0,0265** (2,347)	0,0272** (2,432)	0,0272** (2,347)	0,0272** (2,347)	0,0264** (2,331)	0,0181 (1,321)	0,0177 (1,290)	0,0188 (1,313)	0,0188 (1,313)	0,0181 (1,321)	0,0188 (1,313)	0,0188 (1,313)	0,0413*** (4,116)	0,0392*** (3,834)	0,0392*** (3,834)	0,0418*** (4,087)	0,0423*** (4,344)		
Age au carré	-0,0002 (-1,307)	-0,0002 (-1,255)	-0,0002 (-1,335)	-0,0002 (-1,277)	-0,0002 (-1,277)	-0,0002 (-1,190)	-0,0001 (-0,752)	-0,0001 (-0,720)	-0,0002 (-0,809)	-0,0002 (-0,809)	-0,0001 (-0,751)	-0,0002 (-0,807)	-0,0004*** (-2,848)	-0,0004*** (-3,010)	-0,0004*** (-2,810)	-0,0004*** (-2,810)	-0,0004*** (-3,066)	-0,0004*** (-3,162)		
Age <= 25 ans	-0,9444 (-3,444)	-0,9444 (-3,444)	-0,9444 (-3,444)	-0,9444 (-3,444)	-0,9444 (-3,444)	-0,9444 (-3,444)	-0,9444 (-3,444)	-0,9444 (-3,444)	-0,9444 (-3,444)	-0,9444 (-3,444)	-0,9444 (-3,444)	-0,9444 (-3,444)	-0,9444 (-3,444)	-0,9444 (-3,444)	-0,9444 (-3,444)	-0,9444 (-3,444)	-0,9444 (-3,444)	-0,9444 (-3,444)	-0,9444 (-3,444)	
Score apt. cognitives	0,0023*** (2,766)	0,0023*** (2,802)	0,0023*** (2,758)	0,0023*** (2,777)	0,0023*** (2,777)	0,0023*** (2,805)	0,0018* (1,826)	0,0018* (1,822)	0,0018* (1,856)	0,0018* (1,856)	0,0018* (1,829)	0,0018* (1,830)	0,0018* (1,828)	0,0016** (2,001)	0,0016** (1,654)	0,0017** (2,087)	0,0017** (2,046)	0,0017** (2,109)		
Années d'éducation	0,0573*** (11,90)	0,0571*** (11,84)	0,0573*** (10,94)	0,0580*** (11,99)	0,0580*** (11,99)	0,0580*** (11,98)	0,036*** (5,594)	0,036*** (5,604)	0,036*** (5,492)	0,036*** (5,506)	0,036*** (5,592)	0,036*** (5,445)	0,036*** (5,445)	0,0392*** (7,511)	0,0392*** (7,497)	0,0392*** (7,487)	0,0389*** (7,473)	0,0389*** (7,304)		
Travailleur manuel	-0,354 (-1,286)	-0,354 (-1,286)	-0,354 (-1,286)	-0,354 (-1,286)	-0,354 (-1,286)	-0,354 (-1,286)	-0,354 (-1,286)	-0,354 (-1,286)	-0,354 (-1,286)	-0,354 (-1,286)	-0,354 (-1,286)	-0,354 (-1,286)	-0,354 (-1,286)	-0,354 (-1,286)	-0,354 (-1,286)	-0,354 (-1,286)	-0,354 (-1,286)	-0,354 (-1,286)	-0,354 (-1,286)	
Travailleur des services	0,00387 (0,0854)	-0,000703 (-0,0155)	0,00553 (0,121)	-0,363 (-1,526)	0,00440 (0,0971)	0,00440 (0,0971)	-0,0407 (-0,679)	-0,0416 (-0,693)	-0,0403 (-0,674)	-0,0403 (-0,674)	-0,0833 (-0,269)	-0,0410 (-0,686)	-0,0410 (-0,686)	0,127** (2,309)	0,126** (2,289)	0,137** (2,542)	0,128** (2,313)	0,128** (2,313)		
Poste hautement qualifié	0,523*** (7,772)	0,518*** (7,682)	0,527*** (8,344)	0,521*** (7,756)	0,521*** (7,827)	0,521*** (7,827)	0,607*** (7,161)	0,608*** (7,158)	0,609*** (7,271)	0,609*** (7,271)	0,606*** (7,110)	0,606*** (7,110)	0,606*** (7,110)	0,607*** (8,980)	0,606*** (8,957)	0,616*** (9,544)	0,616*** (9,177)	0,616*** (9,177)		
Statut matrimonial (couple)	0,124*** (2,900)	0,122*** (2,857)	0,134*** (3,229)	0,120*** (2,821)	0,120*** (2,847)	0,120*** (2,847)	0,173*** (3,394)	0,172*** (3,388)	0,173*** (3,555)	0,173*** (3,555)	0,173*** (3,343)	0,173*** (3,382)	0,173*** (3,382)	0,111*** (2,873)	0,111*** (3,014)	0,111*** (2,877)	0,111*** (2,892)	0,111*** (2,892)		
Nombre d'enfants	-0,00750 (-0,582)	-0,00806 (-0,627)	-0,00211* (-1,662)	-0,00738 (-0,574)	-0,00656 (-0,513)	-0,00659 (-0,513)	0,00279 (0,170)	0,00279 (0,172)	0,00459 (0,149)	0,00459 (0,149)	0,00277 (0,168)	0,00277 (0,160)	0,00277 (0,160)	0,0190 (-1,275)	0,0190 (-1,275)	0,0330*** (-1,275)	0,0196 (-1,316)	0,0196 (-1,316)		
Indice de développement Grande ville	0,176*** (2,998)	0,177*** (3,021)	0,192*** (3,275)	0,173*** (2,952)	0,173*** (2,952)	0,171*** (2,909)	0,222*** (3,359)	0,224*** (3,388)	0,224*** (3,416)	0,224*** (3,416)	0,222*** (3,341)	0,223*** (3,364)	0,223*** (3,364)	0,120*** (2,624)	0,120*** (2,657)	0,120*** (2,594)	0,120*** (2,626)	0,120*** (2,626)		
Ville moyenne	0,150** (1,999)	0,151** (2,020)	0,174** (2,300)	0,150** (1,977)	0,149** (1,977)	0,148** (1,977)	0,221*** (2,819)	0,225*** (2,823)	0,231*** (2,898)	0,231*** (2,898)	0,221*** (2,819)	0,226*** (2,826)	0,226*** (2,826)	-0,00708 (-0,0959)	-0,00367 (-0,0495)	-0,135 (-0,182)	-0,00929 (-0,0852)	-0,0109 (-0,148)		
Petite ville	0,0740 (1,058)	0,0669 (0,956)	0,0704 (1,014)	0,0729 (1,047)	0,0753 (1,074)	0,0753 (1,074)	0,189** (2,484)	0,201** (2,512)	0,220*** (2,742)	0,220*** (2,742)	0,197** (2,459)	0,196** (2,488)	0,196** (2,488)	0,0590 (0,594)	0,0582 (0,585)	0,0244 (0,364)	0,0419 (0,537)	0,0538 (0,515)		
Centre	0,263*** (4,360)	0,257*** (4,228)	0,270*** (4,457)	0,261*** (4,333)	0,261*** (4,326)	0,264*** (4,379)	-0,0372 (-0,487)	-0,0365 (-0,478)	-0,0253 (-0,333)	-0,0253 (-0,333)	-0,0397 (-0,519)	-0,0378 (-0,492)	-0,0355 (-0,462)	0,198*** (2,987)	0,197*** (2,968)	0,198*** (2,990)	0,206*** (3,123)	0,206*** (3,090)		
Centre Ouest	0,220*** (3,344)	0,221*** (3,375)	0,224*** (3,404)	0,219*** (3,329)	0,219*** (3,373)	0,221*** (3,373)	0,106 (1,440)	0,109 (1,485)	0,106 (1,439)	0,106 (1,415)	0,106 (1,415)	0,109 (1,471)	0,109 (1,471)	0,106 (1,638)	0,100 (1,554)	0,0973 (1,497)	0,106* (1,651)	0,109* (1,670)		
Nord Ouest	0,182*** (2,731)	0,179*** (2,679)	0,188*** (2,816)	0,182*** (2,746)	0,183*** (2,749)	0,183*** (2,749)	0,213*** (2,884)	0,216*** (2,888)	0,220*** (2,962)	0,220*** (2,962)	0,210*** (2,810)	0,214*** (2,852)	0,214*** (2,852)	0,250*** (3,955)	0,242*** (3,881)	0,245*** (3,945)	0,257*** (4,086)	0,258*** (4,085)		
Nord Est	0,315*** (4,796)	0,313*** (4,801)	0,314*** (4,758)	0,312*** (4,759)	0,312*** (4,759)	0,313*** (4,773)	0,239*** (3,096)	0,243*** (3,167)	0,253*** (3,293)	0,253*** (3,293)	0,238*** (3,093)	0,242*** (3,089)	0,242*** (3,089)	0,187*** (2,719)	0,178*** (2,586)	0,179*** (2,739)	0,188*** (2,995)	0,195*** (2,856)		
RTH	0,134 (0,520)	0,145 (0,498)	0,145 (0,498)	0,244 (0,796)	-0,263 (-0,769)	0,254 (0,930)	0,261 (0,866)	0,261 (0,866)	0,2825 (1,061)	0,2825 (1,061)	0,379 (1,168)	0,212 (0,479)	0,166 (0,490)	-0,253 (-1,022)	-6,018** (-3,327)	0,212 (0,708)	-0,328 (-1,256)	0,439 (1,299)	-0,647** (-2,154)	
RTH au carré	-3,482* (-1,740)	-3,482* (-1,740)	-3,482* (-1,740)	-3,482* (-1,740)	-3,482* (-1,740)	-3,482* (-1,740)	-3,482* (-1,740)	-3,482* (-1,740)	-3,482* (-1,740)	-3,482* (-1,740)	-3,482* (-1,740)	-3,482* (-1,740)	-3,482* (-1,740)	-3,482* (-1,740)	-3,482* (-1,740)	-3,482* (-1,740)	-3,482* (-1,740)	-3,482* (-1,740)	-3,482* (-1,740)	
RTH*Age <= 25y ans	1,386** (2,540)	1,386** (2,540)	1,386** (2,540)	1,386** (2,540)	1,386** (2,540)	1,386** (2,540)	0,799 (1,254)	0,799 (1,254)	0,799 (1,254)	0,799 (1,254)	0,799 (1,254)	0,799 (1,254)	0,799 (1,254)	-0,807* (-1,721)	-0,807* (-1,721)	-0,807* (-1,721)	-0,807* (-1,721)	-0,807* (-1,721)	-0,807* (-1,721)	
RTH*Manuel	-0,363 (-0,772)	-0,363 (-0,772)	-0,363 (-0,772)	-0,363 (-0,772)	-0,363 (-0,772)	-0,363 (-0,772)	-0,589 (-0,840)	-0,589 (-0,840)	-0,589 (-0,840)	-0,589 (-0,840)	-0,589 (-0,840)	-0,589 (-0,840)	-0,589 (-0,840)	-0,589 (-0,840)	-0,589 (-0,840)	-0,589 (-0,840)	-0,589 (-0,840)	-0,589 (-0,840)	-0,589 (-0,840)	-0,589 (-0,840)
RTH*Service	0,705 (1,589)	0,705 (1,589)	0,705 (1,589)	0,705 (1,589)	0,705 (1,589)	0,705 (1,589)	0,0774 (0,141)	0,0774 (0,141)	0,0774 (0,141)	0,0774 (0,141)	0,0774 (0,141)	0,0774 (0,141)	0,0774 (0,141)	0,0774 (0,141)	0,0774 (0,141)	0,0774 (0,141)	0,0774 (0,141)	0,0774 (0,141)	0,0774 (0,141)	
RTH*Haute qualification	0,555*** (2,600)	-0,422 (-0,681)	1,519*** (7,720)	1,018*** (4,143)	0,759*** (3,049)	0,496** (2,307)	1,121*** (3,843)	0,426 (0,559)	1,759*** (7,337)	1,653*** (5,314)	1,653*** (5,314)	1,149*** (3,296)	1,166*** (3,881)	0,851*** (3,740)	2,462*** (3,299)	1,589*** (7,314)	1,501*** (6,322)	0,410 (1,484)	1,035*** (4,271)	
Constante	1,366 (0,352)	1,366 (0,352)	1,366 (0,352)	1,366 (0,352)	1,366 (0,352)	1,366 (0,352)	1,149 (0,278)	1,149 (0,278)	1,149 (0,278)	1,149 (0,278)	1,149 (0,278)	1,149 (0,278)	1,149 (0,278)	1,240 (0,340)	1,240 (0,340)	1,240 (0,340)	1,240 (0,340)	1,240 (0,340)	1,240 (0,340)	
Observations	3,349	3,349	3,349	3,349	3,349	3,349	3,349	3,349	3,349	3,349	3,349	3,349	3,349	3,349	3,349	3,349	3,349	3,349	3,349	
R <sup>2</sup>	0,352	0,353	0,349	0,353	0,353	0,353	0,278	0,278	0,281	0,278	0,278	0,278	0,278	0,340	0,342	0,331	0,340	0,343		

Note : Niveau de significativité statistique : 1 % \*\*\*, 5 % \*\*, et 10 % \* . Écart-types clusterisés au niveau ménage : t-statistiques entre parenthèses.

Source : MxFLS. Calcul de l'auteur.

Tableau A.5 : Estimation MCO pour les travailleurs hommes

	2002			2005-06			2009-12												
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)	
Age	0,040*** (5,322)	0,0403*** (5,331)	0,0400*** (5,316)	0,0400*** (5,328)	0,0401*** (5,302)	0,0400*** (5,302)	0,0184*** (2,180)	0,0172*** (2,085)	0,0184*** (2,178)	0,0187*** (2,182)	0,0187*** (2,182)	0,0195*** (2,312)	0,0240*** (3,610)	0,0252*** (3,687)	0,0235*** (3,510)	0,0235*** (3,510)	0,0237*** (3,578)	0,0251*** (3,758)	
Age au carré	-0,0005*** (-4,503)	-0,0004*** (-4,521)	-0,0004*** (-4,500)	-0,0004*** (-4,510)	-0,0004*** (-4,484)	-0,0004*** (-4,484)	-0,0002*** (-1,668)	-0,0002*** (-1,505)	-0,0002*** (-1,668)	-0,0002*** (-1,710)	-0,0002*** (-1,710)	-0,0002*** (-1,796)	-0,0002*** (-2,891)	-0,0003*** (-2,986)	-0,0002*** (-2,798)	-0,0002*** (-2,798)	-0,0003*** (-2,853)	-0,0003*** (-3,031)	
Age <= 25 ans		-0,240 (-1,065)						-0,301 (-1,430)							0,0928 (0,492)				
Score apt. cognitives	0,006343 (0,562)	0,006346 (0,565)	0,000260 (0,424)	0,000342 (0,558)	0,000345 (0,563)	0,000344 (0,562)	0,0128** (1,811)	0,00127* (1,000)	0,00125* (1,075)	0,00127* (1,008)	0,00123* (1,074)	0,00120* (1,063)	0,00176*** (2,844)	0,00160*** (2,847)	0,00160*** (2,841)	0,00176*** (2,841)	0,00176*** (2,849)	0,00176*** (2,857)	
Armées	0,0441*** (12,33)	0,0441*** (12,32)	0,0440*** (12,89)	0,0442*** (12,33)	0,0441*** (12,33)	0,0442*** (12,32)	0,0243*** (5,705)	0,0242*** (5,673)	0,0243*** (5,617)	0,0243*** (5,715)	0,0244*** (5,716)	0,0239*** (5,602)	0,0332*** (8,924)	0,0332*** (8,927)	0,0332*** (8,982)	0,0334*** (8,982)	0,0334*** (8,999)	0,0333*** (8,860)	
d'éducation		-0,585*** (-2,748)						-0,770*** (-3,713)							-0,671*** (-3,781)				
Travailleur des services	0,0176 (0,562)	0,0174 (0,555)	0,0196 (0,623)	-0,546*** (-10,58)	7,06e-05 (0,000324)	0,0173 (0,553)	0,0305 (0,931)	0,0319 (0,973)	0,0299 (0,911)	-0,688*** (-11,72)	0,406** (2,015)	0,0338 (1,033)	0,00199 (0,0731)	0,00142 (0,0522)	0,00394 (0,145)	0,00394 (0,145)	0,407** (2,322)	0,407** (2,322)	0,407** (2,322)
Poste hautement qualifié	0,563*** (10,56)	0,563*** (10,52)	0,575*** (10,76)	0,564*** (10,56)	0,564*** (10,56)	0,673** (2,274)	0,718*** (12,10)	0,719*** (12,11)	0,732*** (12,44)	0,712*** (12,05)	0,712*** (12,05)	-0,465 (-1,228)	0,478*** (10,52)	0,478*** (10,50)	0,489*** (10,71)	0,489*** (10,71)	0,467*** (10,25)	0,467*** (10,25)	0,467*** (10,186)
Statut matrimonial (couple)	0,0604* (1,685)	0,0608* (1,699)	0,0963*** (2,822)	0,0604* (1,688)	0,0604* (1,684)	0,0606* (1,692)	0,109*** (2,987)	0,108*** (2,964)	0,128*** (3,682)	0,109*** (2,984)	0,107*** (2,936)	0,106*** (2,921)	0,00752 (0,240)	0,00850 (0,271)	0,00820 (0,261)	0,00820 (0,261)	0,00783 (0,250)	0,00609 (0,194)	0,00609 (0,194)
Nombre d'enfants	-0,00469 (-0,481)	-0,00475 (-0,487)	-0,00782 (-0,818)	-0,00462 (-0,472)	-0,00473 (-0,484)	-0,00458 (-0,469)	-0,00562 (-0,521)	-0,00549 (-0,509)	-0,00882 (-0,827)	-0,00558 (-0,517)	-0,00542 (-0,504)	-0,00584 (-0,540)	-0,00898 (-0,975)	-0,00916 (-0,966)	-0,00866 (-0,943)	-0,00866 (-0,943)	-0,00850 (-0,927)	-0,00850 (-0,927)	-0,00823 (-0,803)
Indice de développement Grande ville	0,0189 (1,271)	0,0188 (1,267)	0,0186 (1,248)	0,0189 (1,272)	0,0188 (1,269)	0,0187 (1,268)	0,00184 (0,116)	0,00116 (0,073)	0,00225 (0,142)	0,00172 (0,108)	0,00144 (0,0905)	0,00328 (0,207)	0,0410*** (3,555)	0,0408*** (3,573)	0,0408*** (3,555)	0,0408*** (3,555)	0,0408*** (3,535)	0,0412*** (3,576)	0,0412*** (3,576)
Ville moyenne	0,0404 (0,765)	0,0404 (0,765)	0,0437 (0,824)	0,0403 (0,763)	0,0405 (0,767)	0,0407 (0,770)	0,0725 (1,420)	0,0741 (1,451)	0,0826 (1,619)	0,0726 (1,423)	0,0743 (1,461)	0,0757 (1,495)	0,0901** (2,010)	0,0901** (2,010)	0,0925** (2,066)	0,0925** (2,066)	0,0894** (2,005)	0,0894** (2,005)	0,0894** (2,018)
Petite ville	0,141*** (2,631)	0,141*** (2,639)	0,141*** (2,669)	0,141*** (2,630)	0,141*** (2,631)	0,141*** (2,629)	0,207*** (4,177)	0,208*** (4,188)	0,207*** (4,181)	0,207*** (4,178)	0,207*** (4,183)	0,208*** (4,183)	0,207*** (4,183)	0,207*** (4,183)	0,207*** (4,183)	0,207*** (4,183)	0,207*** (4,183)	0,207*** (4,183)	0,207*** (4,183)
Centre	0,171*** (3,922)	0,171*** (3,925)	0,169*** (3,879)	0,171*** (3,918)	0,171*** (3,915)	0,171*** (3,923)	0,205*** (4,131)	0,205*** (4,131)	0,205*** (4,131)	0,205*** (4,130)	0,205*** (4,135)	0,205*** (4,135)	0,205*** (4,135)	0,205*** (4,135)	0,205*** (4,135)	0,205*** (4,135)	0,205*** (4,135)	0,205*** (4,135)	0,205*** (4,135)
Centre Ouest	0,279*** (6,259)	0,278*** (6,256)	0,279*** (6,277)	0,279*** (6,255)	0,279*** (6,255)	0,279*** (6,260)	0,205*** (4,131)	0,205*** (4,131)	0,205*** (4,131)	0,205*** (4,130)	0,205*** (4,135)	0,205*** (4,135)	0,205*** (4,135)	0,205*** (4,135)	0,205*** (4,135)	0,205*** (4,135)	0,205*** (4,135)	0,205*** (4,135)	0,205*** (4,135)
Nord Ouest	0,254*** (5,498)	0,254*** (5,494)	0,254*** (5,574)	0,254*** (5,493)	0,254*** (5,494)	0,254*** (5,498)	0,187*** (3,690)	0,187*** (3,714)	0,187*** (3,681)	0,187*** (3,673)	0,187*** (3,682)	0,187*** (3,847)	0,267*** (6,639)	0,267*** (6,639)	0,267*** (6,639)	0,267*** (6,616)	0,267*** (6,627)	0,267*** (6,680)	0,267*** (6,680)
Nord Est	0,212*** (4,633)	0,212*** (4,631)	0,212*** (4,711)	0,212*** (4,626)	0,212*** (4,625)	0,212*** (4,634)	0,198*** (3,865)	0,198*** (3,898)	0,198*** (3,770)	0,198*** (3,863)	0,198*** (3,878)	0,198*** (3,959)	0,150*** (3,531)	0,150*** (3,531)	0,150*** (3,532)	0,150*** (3,532)	0,150*** (3,539)	0,150*** (3,567)	0,150*** (3,567)
RTH	0,379* (1,811)	-0,113 (-0,0615)	0,517** (2,148)	0,357 (1,233)	0,366 (1,456)	0,400* (1,794)	-0,0374 (-0,181)	2,400 (1,189)	-0,0912 (-0,353)	-0,0915 (-0,323)	0,221 (0,886)	0,202 (-0,934)	0,239 (1,372)	-1,407 (-0,868)	0,527*** (2,616)	0,527*** (2,616)	0,527*** (2,616)	0,504** (2,470)	0,504** (2,470)
RTH au carré		0,460 (0,223)						-2,263 (-1,220)											
RTH*Age <= 25 ans			0,0720 (0,163)					0,377 (0,957)											
RTH*Manuel			0,0405 (0,105)					0,0972 (0,264)										0,344 (1,129)	
RTH*Service			0,0332 (0,0817)																
RTH*Haute qualification			-0,202 (-0,374)																
Constante	0,650*** (4,331)	0,775 (1,355)	1,413*** (9,854)	1,226*** (9,920)	0,656*** (3,998)	0,641*** (4,137)	1,571*** (9,902)	0,951* (1,777)	2,020*** (12,40)	2,319*** (11,04)	1,435*** (8,180)	1,640*** (10,23)	1,223*** (9,288)	1,656*** (3,774)	1,813*** (9,812)	1,813*** (9,812)	1,082*** (7,743)	1,082*** (7,743)	1,265*** (9,477)
Observations	2515	2515	2515	2515	2515	2515	2171	2171	2171	2171	2171	2171	2738	2738	2738	2738	2738	2738	2738
R <sup>2</sup>	0,295	0,295	0,291	0,295	0,295	0,295	0,210	0,211	0,209	0,210	0,211	0,213	0,228	0,228	0,224	0,228	0,229	0,229	0,229

Note : Niveau de significativité statistique : 1 % \*\*\*, 5 % \*\*, et 10 % \*. Écart-types clusterisés au niveau ménage : t-statistiques entre parenthèses.

Source : MxFLS. Calculs de l'auteur.

Tableau A.6 : *Estimation Kernel DD comparant les travailleurs restant minces (contrôle) et les travailleurs minces devenant obèses (traitement) sur la période*

<i>Var. Dep. = ln(salaire horaire)</i>	<b>Traitement = Devenir en surpoids (IMC&gt;25)</b>		
	<b>ÉCHANTILLON TOTAL</b>	<b>HOMMES</b>	<b>FEMMES</b>
<i>Référence (2002)</i>			
Contrôle	2,507	2,501	2,739
Traité	2,624	2,601	2,653
<i>Suivi (2005-06)</i>			
Contrôle	2,781	2,783	2,919
Traité	2,709	2,691	2,703
Estimation Doubles Différences (période 1)	-0,189*** (-2,95)	-0,193** (-2,28)	-0,130 (-0,94)
<i>Référence (2005-06)</i>			
Contrôle	2,593	2,694	2,579
Traité	2,664	2,691	2,703
<i>Suivi (2009-12)</i>			
Contrôle	2,652	2,622	2,624
Traité	2,713	2,679	2,764
Estimation Doubles Différences (période 2)	-0,010 (-0,16)	0,060 (0,72)	0,016 (0,13)

Note : Pour l'appariement/pondération Kernel (epanechnikov) effectué l'année de référence, les scores de propension sont calculés à partir d'un modèle Probit estimant la probabilité d'appartenir au groupe de traitement par rapport au groupe de contrôle. Les variables de contrôle utilisées pour les estimations Probit comprennent : le genre (seulement dans l'échantillon total), l'âge, l'âge au carré, le score de capacités cognitives, les années d'éducation formelle, les professions, le statut matrimonial, le nombre d'enfants, un indice de développement de la zone et la taille démographique de la zone. Les écarts-types sont clustérisés au niveau de la municipalité. Les t-statistiques robustes sont entre parenthèses. Les niveaux de significativité des coefficients ajustés sont : \*\*\*1 % ; \*\*5 % et \*10 %.

Source : MxFLS (2002-2012). Calculs de l'auteur.

Tableau A.7 : *Effet moyen du surpoids sur d'autres variables dépendantes (estimations DD)*

	<b>RESULTAT : log-salaire mensuel</b>	<b>RESULTAT : score de capacités cognitives</b>
Traitement (être en surpoids)	0,0754 (1,512)	0,500 (0,470)
Vague 2 (2005-06)	0,134* (1,833)	4,499*** (2,998)
Vague 3 (2009-12)	0,0547	-2,275*
<i>Termes d'interaction</i>	(0,797)	(-1,811)
Traitement*Vague2	-0,141* (-1,772)	1,509 (0,891)
Traitement*Vague3	-0,0259	-1,205
Variables de contrôle	Oui	Oui
Effets fixes municipalité	Oui	Oui
Observations	2954	6518
Clusters	139	140
R <sup>2</sup>	0,340	0,260
Constante	5,675*** (28,78)	32,85*** (6,712)

Note : Les variables de contrôle incluent : le genre, l'âge, l'âge au carré, le score de capacités cognitives (excepté pour la colonne 2), les années d'éducation formelle, les professions, le statut matrimonial, le nombre d'enfants, l'indice de développement de la zone, et la taille démographique de la zone. Les écarts-types sont clustérisés au niveau de la municipalité. Les t-statistiques robustes sont entre parenthèses. Les niveaux de significativité des coefficients ajustés sont : \*\*\* 1 % ; \*\* 5 % et \* 10 %.

Source : MxFLS (2002-2012). Calculs de l'auteur.

Tableau A.8 : *Tests de différences de moyenne entre les travailleurs restant minces et les travailleurs devenant en surpoids après un appariement Kernel en 2002 (année de référence)*

	<b>Moyenne contrôle</b>	<b>Moyenne traité</b>	<b>Différence</b>	<b>t-stat</b>	<b>p-value</b>
Homme	0,658	0,678	0,020	0,64	0,5208
Age	31,087	31,311	0,224	0,31	0,7548
Age au carré	1082,389	1099,062	16,674	0,33	0,7421
Score au test cognitif	52,938	52,220	-0,718	0,46	0,6457
Années d'éducation	11,717	11,646	-0,070	0,23	0,8216
Emploi des services	0,418	0,398	-0,020	0,60	0,5456
Emploi à haute qualification	0,064	0,073	0,008	0,50	0,6165
En couple	0,530	0,552	0,022	0,65	0,5132
Nombre d'enfants	1,662	1,664	0,002	0,02	0,9845
Indice de développement zone	3,369	3,370	0,001	0,01	0,9943
Grande ville	0,458	0,460	0,002	0,06	0,9497
Ville moyenne	0,046	0,045	-0,001	0,06	0,9494
Petite ville	0,156	0,145	-0,010	0,44	0,6623

Source : MxFLS (2002). Calculs de l'auteur.