

# Obésité et marché du travail : les impacts de la corpulence sur l'emploi et le salaire

Élise Coudin\* et Arthur Souletie\*\*

À niveau équivalent de compétences, les femmes obèses ont moins souvent un emploi que celles qui ne le sont pas (7 points de probabilité en moins d'avoir un emploi). Au contraire, chez les hommes, un indice de masse corporelle plus élevé est associé à une probabilité légèrement plus élevée d'avoir un emploi. Les salaires des hommes et des femmes obèses ne sont pas différents de ceux des personnes non obèses, et ce tout au long de l'échelle des salaires, mais un indice de masse corporelle plus élevé est associé à une très légère baisse du salaire chez les femmes (- 0,3 %). Cette moindre performance des femmes obèses sur le marché du travail peut à la fois refléter une productivité plus faible, une discrimination supposée ou subie, des préférences qui diffèrent de celles des femmes non obèses et qui influencent l'emploi, le salaire et la corpulence de manière jointe, et enfin la simultanéité du lien entre corpulence et emploi ou salaire.

Nous mobilisons ici les données des deux vagues de l'enquête *Santé et itinéraire professionnel* (2006 et 2010). En exploitant le fait que la pratique régulière dans le passé d'une activité physique diminue la corpulence sans influencer directement sur l'emploi ou le salaire, nous identifions un effet causal de la corpulence sur l'emploi plus fortement négatif pour les femmes, et nul pour les hommes. Les impacts causaux de l'obésité et de la corpulence sur le salaire horaire sont eux aussi négatifs mais leurs ampleurs ne sont pas toujours quantifiables en raison du manque de puissance de l'instrument. Ces résultats sont confirmés lorsque nous utilisons l'écart relatif de corpulence par rapport à la corpulence moyenne d'un groupe de référence plutôt que l'indice de masse corporelle.

## Rappel :

Les jugements et opinions exprimés par les auteurs n'engagent qu'eux mêmes, et non les institutions auxquelles ils appartiennent, ni *a fortiori* l'Insee.

Codes JEL : I10, J23, J71.

Mots clés : obésité, corpulence, indice de masse corporelle, salaire, emploi, discrimination.

\* Chef de la division Salaires et revenus d'activité à l'Insee et chercheure affiliée au Crest-LMI.

\*\* Chargé d'études à la Direction générale du Trésor.

Cet article est tiré du mémoire « d'option formation par la recherche » réalisé par Arthur Souletie à l'Ensaë. Les auteurs remercient les rapporteurs pour leurs remarques constructives et Nicolas de Riccardis pour son aide précieuse sur les données. Les résultats de cette étude n'engagent que leur auteurs et aucune des institutions citées ci-dessus.

Selon l'enquête *Santé et Itinéraire professionnel (SIP)* de 2010, le taux d'emploi des femmes obèses est inférieur de dix points à celui des femmes non obèses (71 % contre 81 %), alors que celui des hommes est inférieur de deux points (84 % contre 86 %). Les salaires horaires moyens des personnes obèses sont aussi légèrement inférieurs à ceux des personnes non obèses. En plus de différences en termes de compétences observables (éducation et expérience), plusieurs mécanismes peuvent expliquer les moindres performances des personnes obèses sur le marché du travail. L'obésité affecte l'employabilité et le salaire lorsqu'elle détériore l'état de santé (plus de maladies cardio-vasculaires, de diabète et une mobilité réduite), diminuant alors la productivité du travailleur et engendrant potentiellement des coûts pour l'employeur (adaptation du poste de travail, arrêts maladies). Elle peut aussi être liée à des découragements plus fréquents notamment si l'employé se perçoit comme étant en décalage avec son cadre professionnel, lesquels peuvent aussi conduire à des baisses de productivité. Les personnes obèses peuvent aussi être victimes de discrimination de la part des employeurs. Certains employeurs peuvent refuser d'employer, ou encore proposer des salaires plus bas aux personnes obèses car ils anticipent que leur productivité risque d'être plus faible que celle des personnes non obèses (discrimination statistique) ou bien parce qu'ils préfèrent ou projettent que leurs clients ou collègues préfèrent avoir à faire à une personne non obèse (discrimination fondée sur les préférences, Becker, 1971). Le poids et la taille sont d'ailleurs les facteurs discriminatoires les plus souvent avancés en France, devant le sexe, l'âge ou l'origine (Saint Pol, 2010 à partir de l'enquête *Histoire de vie*). En effet 9 % de l'ensemble des 18-65 ans déclarent avoir déjà vécu un épisode discriminatoire lié à leur poids ou leur taille dans leur vie courante, cet épisode pouvant aller de la simple moquerie au refus d'un droit.

Sans en être directement la cause, l'obésité peut aussi être associée à des comportements inobservés révélateurs d'une productivité plus basse. Par exemple, des individus avec une plus forte préférence pour le présent peuvent à la fois être enclins à avoir des comportements de consommation les faisant gagner plus de poids et à investir en capital humain de façon moins durable (Stutzer et Meier, 2007). Ces *variables omises* jouent alors simultanément sur la corpulence et l'emploi ou le salaire. Enfin, le salaire ou le statut d'emploi peuvent agir en retour sur

la corpulence et l'obésité (*causalité inverse*, voir Morris (2007), Deb *et al.* (2011)). Du fait de contraintes budgétaires plus serrées, les individus avec des salaires plus faibles consommeraient plus de produits caloriques, relativement moins chers et seraient plus susceptibles d'être obèses (voir Bleich *et al.*, 2008).

Cet article étudie les effets causaux de la corpulence sur le statut d'emploi et le salaire horaire en France à partir des données des deux vagues de l'enquête *Santé et itinéraire professionnel* (cf. encadré 1). Nous cherchons à contrôler les biais induits par cette causalité inverse et ces variables omises dans l'analyse des moindres performances des personnes obèses en termes d'emploi et de salaire. Les impacts causaux de l'obésité et de la corpulence mesurés ici couvrent à la fois les conséquences des baisses de productivité provoquées par l'obésité, une fois contrôlées les caractéristiques observables, et les effets potentiels de comportements discriminatoires de la part des employeurs.

Les premières études empiriques sur l'impact de la corpulence (et notamment de l'obésité) sur le statut d'emploi et le salaire viennent des États-Unis (voir par exemple Sargent et Blanchflower, 1994 ; Averett et Korenman, 1996). Elles s'inscrivent dans la littérature grandissante sur le rôle des caractéristiques *a priori* non productives dans les parcours professionnels (voir l'article fondateur de Hamermesh et Biddle, 1994, concernant l'apparence en général). Aux États-Unis, ces études montrent un effet négatif de la corpulence sur le salaire horaire, fort et stable chez les femmes caucasiennes, mais nul ou plus faible ou plus instable chez les autres femmes et chez les hommes. L'impact de l'obésité sur le salaire des femmes caucasiennes serait de - 8 % selon Cawley (2004). En Europe, en exploitant les données de neuf pays<sup>1</sup> du Panel communautaire des ménages (European Community Household Panel), Brunello et d'Hombres (2007) documentent un faible effet négatif d'une plus forte corpulence sur le salaire, chez les hommes comme les femmes, uniquement dans certains pays du Sud de l'Europe. En Grande-Bretagne, l'obésité induirait une baisse d'entre 2 et 8 points (selon les estimateurs) de probabilité d'emploi chez les hommes et d'entre 2 et 21 points chez les femmes selon Morris (2007). Lindeboom *et al.* (2010) trouvent également une association négative entre obésité, emploi et

1. La France ne fait pas partie des pays considérés.

salaire mais des effets causaux non significatifs. Les études sur ces questions sont plus rares en France. Paraponaris *et al.* (2005) en exploitant l'enquête décennale *Santé* montrent l'existence d'un effet négatif de la corpulence constatée à l'âge de 20 ans sur le nombre d'années en emploi par la suite. La présente étude vise à combler ce manque en apportant des éléments descriptifs et des estimations causales.

Plusieurs stratégies d'identification des effets causaux de l'obésité et de la corpulence ont été développées dans la littérature. Certaines études s'appuient sur la corpulence passée, généralement mesurée à l'adolescence ou au début de l'âge adulte, pour pallier la causalité inverse (Sargent et Blanchflower, 1994 ; Averett et Korenman, 1996 ; Paraponaris *et al.*, 2005, pour la France). D'autres études cherchent à s'affranchir à la fois du risque de causalité inverse et de celui de variables omises en utilisant des méthodes d'instrumentation. Averett et

Korenman (1996), Cawley (2004), et Brunello et d'Hombres (2007) s'appuient alors sur des mesures de corpulence d'autres membres de la même famille (soit en différenciant selon la méthode des jumeaux, soit en instrumentant). Lindeboom *et al.* (2010) critiquent ce type d'instrument qui ne passe pas toujours les tests de suridentification et manque parfois de puissance. Morris (2007) utilise comme instrument la prévalence régionale d'obésité. Il suppose donc que la prévalence régionale d'obésité (l'instrument) affecte directement la corpulence de l'individu, mais non son employabilité. Cette hypothèse est cependant discutable si cette prévalence régionale tend à modifier les préférences des employeurs ou leurs anticipations sur la productivité des personnes obèses, ou si elle reflète des caractéristiques régionales qui affectent également le marché du travail, comme la qualité des écoles par exemple. Nous proposons ici un autre instrument, en exploitant le fait que les personnes obèses sont moins

#### Encadré 1

##### LES DONNÉES

Nous utilisons les données issues des deux vagues de l'enquête *Santé et itinéraire professionnel*, qui ont eu lieu en 2006-2007 et en 2010. Cette enquête réalisée conjointement par la Dares et la Drees recueille une biographie sur le travail, l'emploi et la santé de personnes interrogées deux fois à quatre années d'intervalle. Elle vise « à mieux connaître les déterminants de la santé liés aux conditions de travail et aux parcours ». Un questionnaire auto-administré, différent du questionnaire standard, renseigne sur le poids et la taille actuels des répondants.

Le champ couvre les individus interrogés en 2006 et âgés de 21 à 59 ans, et réinterrogés en 2010 entre 24 à 59 ans (pour l'étude de l'emploi certains individus n'ont été interrogés qu'en 2006, mais la plupart ont été interrogés dans les deux vagues). L'échantillon comporte 2 685 femmes et 2 608 hommes en 2006 et 2 562 et 2 136 respectivement, en 2010. Pour l'étude du salaire horaire, nous restreindrons l'échantillon aux salariés en emploi ayant un salaire horaire supérieur à 0,8 fois le Smic horaire.

Pour les statistiques descriptives dont l'analyse le long de l'échelle des salaires, nous utilisons les pondérations pour les données de panel du questionnaire auto-administré (noté « pondqaapanel » en 2010). Cela permet d'obtenir des données représentatives pour les individus ayant rempli l'auto-questionnaire. Les régressions de l'analyse causale ne sont pas pondérées.

La variable d'emploi est construite à partir de la question « quelle est votre situation actuelle vis-à-vis de

l'emploi » (variable FSITUA en 2006 et SITUACT en 2010). La variable emploi vaut 1 si les individus se sont déclarés en emploi. Les apprentis sont inclus dans l'analyse pour l'emploi, mais exclus de celle sur les salaires car leur rémunération ne correspond pas forcément à une valorisation de compétences.

Le salaire horaire net s'obtient en annualisant le salaire mensuel net (ZREVMEN en 2006 et ZREMENS en 2010 : « montant en euros perçu au cours du dernier mois par l'enquêté pour son activité professionnelle ») et en divisant par la durée annuelle de travail (obtenue en annualisant la durée hebdomadaire des questions EANBH en 2006 et EMAHTSEM en 2010 : « nombre d'heures réellement effectuées la dernière semaine travaillée dans la profession actuelle ou récente »).

Comme instrument, nous utilisons une variable binaire qui vaut 1 si, en 2006, l'enquêté déclare n'avoir « jamais régulièrement exercé d'activités sportives, de plein air, de jeux de société » (question ZSPO\_3 en 2006) et si, en 2010, l'individu n'avait pas pratiqué d'activité sportive jusqu'en 2006 (ZSPO\_3) et déclare ne pas en avoir pratiqué non plus en 2009 (variable ZSPORT en 2010 : « Avez-vous pratiqué régulièrement une activité sportive, de plein air, de jeux de société, l'année dernière ? »). La variable vaut donc 1 pour les observations de 2006, si les individus n'ont jamais fait de sport auparavant, et pour les observations de 2010, s'ils n'en avaient jamais fait avant 2006 et qu'ils n'en ont pas fait en 2009.

nombreuses à avoir déjà pratiqué une activité sportive que les personnes non obèses, et que cette caractéristique n'a pas d'effet direct sur l'employabilité, ni sur la productivité.

Par ailleurs, l'approche instrumentale permet de corriger des biais liés aux erreurs de mesure dont peuvent souffrir les auto-déclarations de poids (sous réserve que l'instrument utilisé ne soit pas affecté par les biais de déclaration). En revanche, il n'est possible d'évaluer l'effet de la corpulence que localement, pour la sous-population qui se conforme au « traitement », à savoir ici, les individus qui ne seraient pas obèses s'ils avaient pratiqué une activité sportive. Nous tenons aussi une approche alternative en exploitant la structure en panel des données pour tenir compte de variables omises modélisables sous la forme d'une hétérogénéité inobservée fixe dans le temps. Mais celle-ci se révèle moins concluante du fait d'une trop faible variation de la corpulence entre les deux vagues d'enquête.

Dans cet article, nous mesurons la corpulence à partir de l'indice de masse corporelle (IMC) et analysons plus spécifiquement l'obésité (IMC > 30). Il est en effet classique d'appréhender la corpulence à l'aide d'indices médicaux standardisés. De fait, l'IMC, qui est égal au rapport entre la masse (en kilogramme) et la taille (en mètre) au carré, est l'indice standard international retenu pour mesurer la corpulence. Il permet de catégoriser les individus selon le risque de pathologies qui lui sont liées. Les individus dont l'IMC est supérieur à 30 sont considérés comme obèses. D'autres catégories sont aussi définies (notamment le sous-poids, lorsque l'IMC est inférieur à 18,5 ou le surpoids quand l'IMC est compris entre 25 et 30) mais l'étude se concentre ici sur l'obésité. Les personnes interrogées dans l'enquête *Santé et itinéraire professionnel*, déclarent leur taille et leur poids actuels dans des auto-questionnaires complémentaires, ce qui permet de calculer leur IMC et l'indicateur d'obésité à la date de l'enquête. Simple à obtenir dans les enquêtes, l'IMC est parfois critiqué. Pour Burkhauser et Cawley (2008), l'IMC ne détecterait qu'une partie des personnes que d'autres indices (comme la part de masse grasse) perçoivent comme obèses car il ne permet pas toujours de distinguer entre muscle et graisse. De même, le seuil retenu pour définir l'obésité a pu varier au cours du temps ou dans l'espace, avant que l'Organisation mondiale de la santé ne fixe les standards internationaux. Par ailleurs, ce seuil ne fait pas de distinction selon l'âge et le sexe des individus. Or il est probable que les perceptions des individus pouvant

mener à des comportements discriminatoires se réfèrent à une « norme sociale » de corpulence plutôt qu'à une mesure médicale (voir Felton et Graham, 2005 ; Fahr, 2006 ; Saint Pol, 2010). C'est la raison pour laquelle les résultats présentés ci-dessous sont confrontés dans l'encadré 2 à ceux obtenus à partir de mesures basées sur un écart de corpulence relatif à une norme, ici la corpulence moyenne dans un groupe de référence. Cependant, dans le corps du texte, nous exploitons l'IMC et le fait d'être obèse comme mesures de corpulence pour leur simplicité et leur caractère standardisé qui permet les comparaisons avec les estimations portant sur d'autres pays.

## **Les moindres performances des personnes obèses sur le marché du travail s'expliquent en partie par les compétences observables**

### **Les écarts moyens d'emploi et de salaires selon la corpulence**

Sur l'échantillon d'étude, 12,4 % des femmes de 24 à 59 ans en 2010, (et 10,6 % des 21-59 ans en 2006) sont obèses pour 11,1 % des hommes (9,5 % en 2006, cf. tableau 1), alors que les hommes sont plus souvent en surpoids que les femmes (37,9 % pour 20,0 % en 2010). De plus, les femmes sont beaucoup plus souvent en sous-poids que les hommes (6,6 % contre 1,0 % en 2010). Par ailleurs, les individus sont plus souvent en surpoids ou obèses en 2010, qu'en 2006, car ils sont plus âgés. Cette évolution provient de la structure de l'enquête qui réinterroge les mêmes individus à quatre ans d'intervalle, sans que de nouvelles générations ne soient ajoutées parmi les répondants.

En moyenne, les hommes obèses ont aussi souvent un emploi que les hommes non obèses. En revanche, les femmes obèses ont un taux d'emploi de près de 10 points inférieur à celui des femmes non obèses (71 % contre 81 % en 2010). Enfin, les salariés obèses reçoivent en moyenne un salaire horaire de 6 à 9 % inférieur à celui des salariés non obèses.

Ces différences d'emploi et de salaire viennent en grande partie de différences en termes de compétences observables et notamment de capital humain entre les populations obèses et non

obèses (cf. tableau 2). D'une part, les personnes obèses sont moins diplômées que celles qui ne le sont pas : 25 % des hommes obèses ont au plus le brevet des collèges, contre 18 % de ceux qui ne le sont pas (pour les femmes, les chiffres sont respectivement de 36 % contre 18 %). D'autre part, les personnes obèses déclarent aussi un

moins bon état de santé que les personnes non obèses, ce qui peut avoir une influence sur le salaire et l'emploi. En effet, un mauvais état de santé peut affecter les capacités productives et être associé à une employabilité ou une rémunération plus faibles. Les personnes obèses sont souvent plus âgées que les personnes non

## Encadré 2

### APPRÉHENDER LA CORPULENCE DANS UN SENS MÉDICAL OU EN ÉCART RELATIF À UNE NORME SOCIALE DE CORPULENCE ?

Au-delà de l'approche médicale, l'idée de norme sociale est aussi importante lorsque l'on étudie la corpulence. Felton et Graham (2005) montrent ainsi que la perte de satisfaction liée à l'obésité est plus forte pour les individus des catégories sociales supérieures, où les normes de corpulence sont plus fortes. Pour Saint Pol (2010), les différentes normes relèvent de différences dans la perception du corps, qui s'inscrivent dans des problématiques plus larges (santé, alimentation, sport). La norme revêt un caractère multidimensionnel. Elle peut être « prescriptive », lorsqu'elle renvoie à la corpulence idéale, ou « comportementale », lorsqu'elle se réfère à la corpulence moyenne observée dans un groupe. Sur le marché du travail, c'est plutôt la norme de corpulence dans son acception comportementale qui s'impose. S'ils reçoivent plusieurs candidats pour un emploi, les employeurs peuvent par exemple comparer leurs corpulences. De même, il est probable que s'il y a des comportements discriminatoires, ceux-ci s'appuient plutôt sur une norme « comportementale » (voir Fahr, 2006). Nous analysons donc ici les écarts de probabilité d'emploi et de salaire selon la corpulence d'un individu relative à celle de son groupe de référence. Le groupe de référence d'un individu est constitué des individus de même sexe, ayant le même niveau de diplôme et le même âge (à plus ou moins un an)<sup>1</sup>. À partir de là, nous construisons deux variables de corpulence relatives. La première indique si l'individu se situe parmi les 10 % des individus de son groupe de référence qui ont la plus forte corpulence (le plus d'IMC). La deuxième variable est continue, elle s'obtient comme la différence entre l'IMC de l'individu et l'IMC moyen de son groupe de référence, rapportée à l'écart-type de l'IMC dans le groupe de référence. En effet, si dans un groupe les corpulences sont dispersées, il est probable que la norme comportementale y soit plus flexible.

Être obèse ou parmi les 10 % les plus corpulents de son groupe ne recouvre pas les mêmes individus. 25 % des femmes obèses ne sont pas parmi les 10 % les plus corpulentes de leur groupe de référence ; c'est le cas pour 33 % des hommes. Pourtant, que l'on utilise l'un ou l'autre des indicateurs dichotomiques de corpulence, les effets causaux de la corpulence sur la probabilité d'emploi et sur le salaire estimés chez les femmes sont du même signe et du même ordre (voir les tableaux de l'annexe). Les ampleurs des effets de l'écart à la norme et de l'indice de masse corporelle ne sont pas comparables car les normalisations de ces

deux variables diffèrent, mais leurs signes et niveaux de significativité aussi correspondent.

Les résultats présentés dans le corps du texte sont stables si l'on considère un autre concept de corpulence. Le seul qui diffère est l'effet sur l'emploi des hommes d'être dans les 10 % les plus corpulents obtenu en instrumentant (biprobit). Il est significativement négatif, entre - 7 et - 39 points de probabilité d'emploi, mais cet estimateur peut être biaisé du fait d'un instrument ici faible.

Fahr (2006) cherche à séparer les effets de la corpulence selon ceux qui relèvent d'une productivité plus faible ou d'une anticipation de la part des employeurs d'une productivité plus faible liée à l'obésité dans son approche médicale (discrimination statistique) et ceux qui relèvent uniquement de la comparaison à la norme sociale (dont discrimination classique, et stéréotypes). Il avance que lorsque la mesure d'obésité au sens médical et la mesure de l'écart relatif à la norme (les 10 % plus corpulents du groupe) sont incluses simultanément dans le modèle, alors le coefficient de la première variable capte le premier effet, et celui de la seconde le deuxième. Nous appliquons cette approche et estimons des modèles *probit* pour l'emploi et des moindres carrés linéaires pour le salaire. Pour l'emploi, l'effet significativement négatif qui ressort est celui de la corpulence relative, l'obésité au sens médical n'a pas d'effet chez les femmes ; et aucun n'est significatif chez les hommes. Pour le salaire, chez les femmes aucun des coefficients n'est significatif, et seul l'effet de la mesure médicale d'obésité est significativement négatif chez les hommes. Cela suggérerait que les normes sociales restreignent l'emploi des femmes (peut être au travers de mécanismes de discrimination classique ou de stéréotypes), mais pas le salaire une fois qu'elles sont employées, et que chez les hommes, s'il y a une baisse salariale chez les salariés trop corpulents, ce soit plutôt lié à une baisse ou une anticipation de baisse de leur productivité.

1. Les groupes sont constitués à partir des observations de 2006 et de 2010 mélangées. Du fait des faibles effectifs, les individus entre 20 et 23 ans sont séparés selon l'âge, le sexe et le fait d'avoir ou non le bac, alors que pour les âges supérieurs, le niveau de diplôme est plus fin : pas de diplôme, CAP/BEP, Bac, Bac+2, plus que Bac+2.

obèses et celles qui ont un emploi ont par conséquent une plus grande expérience potentielle. Il existe aussi des différences en termes de catégories sociales et de métiers : les hommes et les femmes obèses en emploi sont plus souvent agriculteurs, moins souvent cadres. De plus, les hommes travaillent moins souvent dans le secteur public et les femmes obèses plus souvent à temps partiel. Enfin, les personnes obèses sont plus nombreuses à déclarer ne jamais avoir exercé d'activité sportive. Nous exploiterons cette relation dans la suite de l'analyse.

En contrôlant le niveau d'éducation, l'âge, la situation familiale, l'état de santé déclaré et l'origine, les femmes obèses ont 7,1 points de probabilité de moins d'avoir en emploi (cf. tableau 3, colonne 1, effet marginal). De même, une augmentation de la corpulence d'un point d'IMC (ce qui correspond à une prise de poids de 2,7 kg pour 1m64), diminue la probabilité d'avoir un emploi de 0,5 point (cf. tableau 3, colonne 4, effet marginal). Les hommes obèses n'occupent, toutes choses égales par ailleurs, pas plus ou moins souvent un emploi que ceux qui ne le sont pas (cf. tableau 4, colonne 1). Une

plus forte corpulence est au contraire associée à une probabilité légèrement plus élevée d'avoir un emploi<sup>2</sup> chez les hommes (cf. tableau 4, colonne 4).

Les salaires horaires des hommes et des femmes obèses ne sont pas significativement différents de ceux des personnes non obèses lorsque l'on contrôle par le niveau d'éducation, l'expérience potentielle (nous utilisons l'expérience potentielle, qui correspond à l'âge moins l'âge de fin d'étude, plutôt que l'âge, pour approcher l'expérience, mesure de capital humain), l'état de santé déclaré et l'origine, qui peut être liée à d'autres mécanismes discriminatoires (cf. tableaux 5 et 6, colonne 1). Chez les femmes, une augmentation d'un point d'indice de masse corporelle s'associe à une baisse salariale significative, bien que très légère (- 0,3 %). Pour les hommes, il n'y a pas de différence (cf. tableaux 5 et 6, colonne 4).

2. Si l'on croise la corpulence et le niveau de diplôme, il semblerait que cet effet positif disparaisse pour les hommes titulaires d'un CAP/BEP.

Tableau 1  
Corpulence, statut d'emploi et salaire chez les 21-59 ans

	Femmes		Hommes	
	2006	2010	2006	2010
<b>Corpulence</b>				
Indice de masse corporelle : moyenne	23,9	24,2	25,3	25,7
Indice de masse corporelle : écart-type	4,9	5,5	3,9	5,3
<b>Proportion selon la catégorie de corpulence basée sur l'indice de masse corporelle (%)</b>				
Sous-poids	6,6	6,6	1,0	1,0
Normale	63,8	61,0	51,9	50,1
Surpoids	19,0	20,0	37,7	37,9
Obésité	10,6	12,4	9,5	11,1
<b>Taux d'emploi (%)</b>				
Non obèses	72,7	80,6	83,0	86,2
Obèses	61,0	71,4	83,9	84,1
Écart (en points de %) :	- 11,7	- 9,2	0,9	- 2,1
Nombre d'observations	4 854	3 945	4 015	3 080
<b>Salaires horaires moyens en euros 2006 (pour les salariés)</b>				
Non obèses	10,5	10,4	12,1	12,0
Obèses	9,8	9,7	11,0	11,2
Écart (en %)	- 6,5	- 7,0	- 9,3	- 6,2
Nombre d'observations	2 685	2 562	2 608	2 136

Lecture : en 2006, l'IMC moyen des femmes est de 23,5 dans l'échantillon étudié. Il est plus élevé en 2010 (24,2) car l'échantillon a vieilli. Champ : 2006 : individus âgés de 21 à 59 ans ; 2010 : individus âgés de 24 à 59 ans, données pondérées représentatives de la population en ménages ordinaires. Le salaire horaire n'est calculé que pour les salariés à temps complet ou partiel, percevant au moins 80 % du smic, apprentis et stagiaires rémunérés exclus.

Source : enquêtes Santé et itinéraire professionnel, 2006 et 2010, Drees-Dares.

**Tableau 2**  
**Caractéristiques des populations obèses et non obèses**

	Hommes			Femmes		
	Non obèse	Obèse	Différence significative	Non obèse	Obèse	Différence significative
Occupe un emploi	0,85	0,84		0,77	0,67	***
<i>Éducation</i>						
Sans diplôme ou brevet des collèges	0,18	0,25	***	0,18	0,36	***
CAP/BEP	0,31	0,43	***	0,24	0,30	***
Bac	0,20	0,13	***	0,21	0,17	**
Bac+2	0,14	0,12		0,18	0,10	***
Plus que Bac+2	0,17	0,07	***	0,20	0,08	***
<i>Âge</i>						
20-24 ans	0,06	0,03	***	0,07	0,03	***
25-29 ans	0,13	0,08	***	0,13	0,08	***
30-34 ans	0,13	0,09	**	0,12	0,11	
35-39 ans	0,14	0,14		0,14	0,13	
40-44 ans	0,14	0,18	**	0,14	0,12	**
45-49 ans	0,14	0,15		0,14	0,15	
50-54 ans	0,13	0,16	**	0,14	0,19	***
55-59 ans	0,13	0,18	***	0,13	0,19	***
<i>État de santé déclaré</i>						
Très bonne	0,32	0,18	***	0,29	0,11	***
Bonne	0,48	0,50		0,50	0,42	***
Moyenne	0,17	0,25	***	0,18	0,38	***
Mauvaise	0,03	0,06	***	0,03	0,08	***
Très mauvaise	0,01	0,01	**	0,01	0,02	***
<i>Origine</i>						
Né(e) à l'étranger	0,10	0,09		0,09	0,13	***
Enfant de cadre	0,25	0,16	***	0,28	0,14	***
Enfant de bachelier	0,24	0,14	***	0,25	0,10	***
<i>Situation familiale</i>						
Vit en couple	0,73	0,76		0,72	0,72	
Pas d'enfant	0,41	0,36	**	0,34	0,32	
Un enfant	0,19	0,18		0,23	0,20	**
Deux enfants ou plus	0,40	0,46	**	0,43	0,48	**
Un enfant de moins de 3 ans	0,13	0,09	**	0,12	0,10	
N'a jamais pratiqué d'activité sportive	0,22	0,33	***	0,33	0,51	***
<i>Parmi ceux qui ont un emploi</i>						
À temps partiel	0,04	0,03		0,28	0,36	***
Travaille dans le secteur public	0,19	0,15	**	0,30	0,28	
Agriculteur	0,04	0,06	**	0,01	0,02	**
Cadre	0,09	0,06	**	0,06	0,02	***
Le travail est souvent physique	0,37	0,40		0,33	0,47	***
Expérience potentielle moyenne (en années)	21,11	24,27	***	21,05	24,07	***
<i>Parmi les salariés</i>						
Salaire horaire (en euros 2006)	12,04	11,13	**	10,46	9,74	***

Lecture : différence significative à 10 % :\*, à 5 % : \*\*, à 1 % :\*\*\*. 85 % des hommes non obèses occupent un emploi contre 84 % des hommes obèses. Cette différence n'est pas significativement différente de zéro.

Champ : 2006 : individus âgés de 21 à 59 ans ; 2010 : individus âgés de 24 à 59 ans. Données pondérées représentatives de la population en ménages ordinaires. Le salaire horaire n'est calculé que pour les salariés à temps complet ou partiel, percevant au moins 80 % du smic, apprentis et stagiaires rémunérés exclus.

Source : enquêtes Santé et itinéraire professionnel, 2006 et 2010, Drees-Dares.

Tableau 3  
Effet de l'obésité et de la corpulence sur l'emploi chez les femmes

	Mesure de corpulence					
	Indicateur dichotomique d'obésité			Indice de masse corporelle (IMC)		
	<i>Probit</i>	<i>Biprobit</i>	<i>Logit avec effets fixes</i>	<i>Probit</i>	Doubles moindres carrés (DMC)	<i>Logit avec effets fixes</i>
Corpulence	- 0,242*** (0,050)	- 1,042*** (0,204)	- 0,130 (0,334)	- 0,019*** (0,003)	- 0,036*** (0,013)	- 0,043 (0,031)
Éducation (référence : sans diplôme)						
CAP/BEP	0,287*** (0,046)	0,234*** (0,048)		0,291*** (0,046)	0,094*** (0,020)	
Bac	0,468*** (0,052)	0,382*** (0,057)		0,462*** (0,052)	0,106*** (0,028)	
Bac+2	0,670*** (0,060)	0,575*** (0,065)		0,664*** (0,060)	0,154*** (0,029)	
Plus que Bac+2	0,731*** (0,058)	0,632*** (0,063)		0,719*** (0,058)	0,154*** (0,034)	
Âge (référence : 20-24 ans)						
25-29 ans	0,539*** (0,089)	0,560*** (0,088)	1,790*** (0,307)	0,545*** (0,089)	0,217*** (0,031)	1,821*** (0,309)
30-34 ans	0,682*** (0,090)	0,715*** (0,089)	2,773*** (0,479)	0,697*** (0,090)	0,278*** (0,036)	2,853*** (0,485)
35-39 ans	0,825*** (0,089)	0,849*** (0,088)	3,421*** (0,582)	0,838*** (0,089)	0,315*** (0,035)	3,531*** (0,591)
40-44 ans	1,005*** (0,090)	1,013*** (0,089)	3,555*** (0,648)	1,018*** (0,091)	0,353*** (0,034)	3,679*** (0,657)
45-49 ans	0,977*** (0,090)	0,996*** (0,089)	4,529*** (0,721)	0,997*** (0,090)	0,365*** (0,037)	4,688*** (0,734)
50-54 ans	0,740*** (0,086)	0,775*** (0,085)	4,543*** (0,769)	0,764*** (0,086)	0,318*** (0,040)	4,713*** (0,783)
55-59 ans	0,205** (0,083)	0,255*** (0,083)	4,081*** (0,841)	0,233*** (0,083)	0,152*** (0,043)	4,266*** (0,855)
État de santé déclaré (référence : très bonne)						
Bonne	- 0,039 (0,041)	- 0,015 (0,040)	0,238 (0,192)	- 0,034 (0,041)	0,010 (0,015)	0,243 (0,192)
Moyenne	- 0,182*** (0,049)	- 0,095* (0,053)	0,110 (0,257)	- 0,176*** (0,049)	0,003 (0,028)	0,117 (0,258)
Mauvaise	- 0,571*** (0,084)	- 0,429*** (0,091)	- 0,203 (0,461)	- 0,572*** (0,084)	- 0,123*** (0,042)	- 0,199 (0,459)
Très mauvaise	- 1,063*** (0,176)	- 0,880*** (0,182)	- 1,198 (0,904)	- 1,055*** (0,176)	- 0,274*** (0,072)	- 1,187 (0,905)
Origine						
Né à l'étranger	- 0,277*** (0,054)	- 0,264*** (0,054)		- 0,268*** (0,054)	- 0,058** (0,023)	
Enfant de cadre	- 0,075 (0,049)	- 0,096** (0,048)		- 0,076 (0,049)	- 0,035** (0,017)	
Enfant de bachelier	- 0,112** (0,052)	- 0,107** (0,052)		- 0,117** (0,052)	- 0,037** (0,017)	
Situation familiale						
Vit en couple	0,081** (0,037)	0,075** (0,036)	0,066 (0,236)	0,086** (0,037)	0,030** (0,012)	0,061 (0,237)
Un enfant	- 0,023 (0,050)	- 0,032 (0,050)	0,712*** (0,256)	- 0,022 (0,050)	- 0,011 (0,015)	0,701*** (0,256)
Deux enfants ou plus	- 0,172*** (0,047)	- 0,158*** (0,046)	0,773*** (0,263)	- 0,170*** (0,047)	- 0,042*** (0,014)	0,775*** (0,264)
Un enfant de moins de 3 ans	- 0,315*** (0,061)	- 0,292*** (0,061)	- 1,205*** (0,268)	- 0,317*** (0,061)	- 0,087*** (0,019)	- 1,197*** (0,268)

→



Tableau 3 (suite)

	Mesure de corpulence					
	Indicateur dichotomique d'obésité			Indice de masse corporelle (IMC)		
	<i>Probit</i>	<i>Biprobit</i>	<i>Logit avec effets fixes</i>	<i>Probit</i>	Doubles moindres carrés (DMC)	<i>Logit avec effets fixes</i>
Constante	- 0,086 (0,164)	- 0,039 (0,162)		0,312* (0,180)	1,269*** (0,286)	
Instruments (1 <sup>re</sup> étape)						
N'a jamais régulièrement exercé d'activité sportive		0,290*** (0,041)			1,002*** (0,150)	
Nombre d'observations	8261	8263	1086	8261	8263	1086
Effet marginal de l'obésité sur la probabilité d'emploi	- 0,071	- 0,281				
Écart-type	0,015	0,052				
Effet marginal de l'IMC sur la probabilité d'emploi				- 0,005	- 0,036	
Écart-type				0,001	0,013	
Pseudo R2	0,131		0,153	0,132		0,155
Statistique Chi2		2 008,877			2 604,499	
Fisher 1 <sup>re</sup> étape : nullité de l'instrument		27,738			44,326	
Pvalue de test d'endogénéité (Rivers et Vuong)		< 0,001			< 0,001	

Note : écart-types robustes cluster par individu entre parenthèses. Significativité \* :  $p < 0,01$  ; \*\* :  $p < 0,05$  ; \*\*\* :  $p < 0,1$ .

Contrôles additionnels non reportés : département de résidence et année d'observation.

Lecture : selon l'estimation probit, toutes choses égales par ailleurs, les femmes obèses ont 7,1 points de probabilité de moins d'avoir en emploi.

Champ : 2006 : individus âgés de 21 à 59 ans, 2010 : individus âgés de 24 à 59 ans.

Source : enquêtes Santé et itinéraire professionnel, 2006 et 2010, Drees-Dares.

Tableau 4

**Effet de l'obésité et de la corpulence sur l'emploi chez les hommes**

	Mesure de corpulence					
	Indicateur dichotomique d'obésité			Indicateur continu de corpulence (IMC)		
	<i>Probit</i>	<i>Biprobit</i>	<i>Logit avec effets fixes</i>	<i>Probit</i>	Doubles moindres carrés (DMC)	<i>Logit avec effets fixes</i>
Corpulence	0,030 (0,067)	- 0,624 (0,386)	- 0,574 (0,565)	0,010** (0,004)	0,007 (0,029)	- 0,017 (0,049)
Éducation (référence : sans diplôme)						
CAP/BEP	0,440*** (0,056)	0,433*** (0,056)		0,436*** (0,056)	0,120*** (0,017)	
Bac	0,476*** (0,068)	0,437*** (0,072)		0,477*** (0,068)	0,130*** (0,022)	
Bac+2	0,585*** (0,082)	0,554*** (0,084)		0,586*** (0,082)	0,148*** (0,020)	
Plus que Bac+2	0,856*** (0,081)	0,808*** (0,086)		0,865*** (0,081)	0,200*** (0,033)	
Âge (référence : 20-24 ans)						
25-29 ans	0,571*** (0,106)	0,577*** (0,105)	1,327*** (0,329)	0,565*** (0,106)	0,185*** (0,036)	1,349*** (0,331)
30-34 ans	0,597*** (0,110)	0,606*** (0,109)	1,766*** (0,617)	0,586*** (0,110)	0,185*** (0,050)	1,801*** (0,619)
35-39 ans	0,710*** (0,109)	0,727*** (0,108)	1,438* (0,778)	0,695*** (0,109)	0,197*** (0,060)	1,401* (0,780)
40-44 ans	0,803*** (0,110)	0,828*** (0,110)	1,268 (0,945)	0,783*** (0,111)	0,208*** (0,067)	1,229 (0,950)



Tableau 4 (suite)

	Mesure de corpulence					
	Indicateur dichotomique d'obésité			Indicateur continu de corpulence (IMC)		
	<i>Probit</i>	<i>Biprobit</i>	<i>Logit</i> avec effets fixes	<i>Probit</i>	Doubles moindres carrés (DMC)	<i>Logit</i> avec effets fixes
45-49 ans	0,746*** (0,109)	0,764*** (0,109)	0,930 (1,045)	0,725*** (0,110)	0,207*** (0,068)	0,900 (1,052)
50-54 ans	0,654*** (0,107)	0,685*** (0,107)	1,488 (1,123)	0,627*** (0,108)	0,193** (0,081)	1,462 (1,134)
55-59 ans	- 0,306*** (0,100)	- 0,250** (0,105)	0,293 (1,227)	- 0,335*** (0,101)	- 0,060 (0,091)	0,275 (1,242)
État de santé déclaré ( <i>référence : très bonne</i> )						
Bonne	- 0,046 (0,054)	- 0,031 (0,054)	- 0,332 (0,312)	- 0,046 (0,054)	- 0,004 (0,013)	- 0,349 (0,311)
Moyenne	- 0,356*** (0,064)	- 0,312*** (0,068)	- 0,301 (0,418)	- 0,359*** (0,064)	- 0,076*** (0,026)	- 0,349 (0,415)
Mauvaise	- 1,144*** (0,099)	- 1,072*** (0,111)	- 1,191** (0,581)	- 1,147*** (0,099)	- 0,323*** (0,037)	- 1,242** (0,574)
Très mauvaise	- 1,521*** (0,206)	- 1,415*** (0,218)	- 1,172 (1,164)	- 1,547*** (0,206)	- 0,478*** (0,096)	- 1,462 (1,107)
Origine						
Né à l'étranger	- 0,135* (0,070)	- 0,148** (0,070)		- 0,134* (0,070)	- 0,022 (0,018)	
Enfant de cadre	- 0,076 (0,065)	- 0,080 (0,065)		- 0,076 (0,065)	- 0,014 (0,013)	
Enfant de bachelier	- 0,150** (0,069)	- 0,149** (0,068)		- 0,147** (0,069)	- 0,028 (0,017)	
Situation familiale						
Vit en couple	0,408*** (0,052)	0,408*** (0,052)	- 0,038 (0,399)	0,402*** (0,052)	0,083*** (0,022)	- 0,067 (0,397)
Un enfant	0,217*** (0,068)	0,203*** (0,068)	1,070*** (0,330)	0,218*** (0,068)	0,039*** (0,014)	1,038*** (0,327)
Deux enfants ou plus	0,303*** (0,062)	0,294*** (0,062)	1,684*** (0,354)	0,303*** (0,062)	0,045*** (0,013)	1,678*** (0,353)
Un enfant de moins de 3 ans	0,020 (0,099)	0,026 (0,097)	0,068 (0,466)	0,017 (0,099)	- 0,003 (0,012)	0,128 (0,462)
Constante	0,013 (0,193)	0,085 (0,195)		- 0,222 (0,219)	0,351 (0,666)	
Instruments (1 <sup>re</sup> étape)						
N'a jamais régulièrement exercé d'activité sportive		0,222*** (0,049)			0,395 (0,158)	
Nombre d'observations	6698	6712	682	6698	6712	682
Effet marginal de l'obésité sur la probabilité d'emploi	0,006	- 0,121				
Écart-type	0,012	0,076				
Effet marginal de l'IMC sur la probabilité d'emploi				0,002	0,007	
Écart-type				0,001	0,029	
Pseudo R2	0,234		0,274	0,234		0,272
Statistique Chi2		1 555,885			1 775,310	
Fisher 1 <sup>re</sup> étape : nullité de l'instrument		13,901			6,224	
Pvalue de test d'endogénéité (Rivers et Vuong)		0,643			0,076	

Note : écart-types robustes cluster par individu entre parenthèses. Significativité : \* :  $p < 0,01$  ; \*\* :  $p < 0,05$  ; \*\*\* :  $p < 0,1$ . Contrôles additionnels non reportés : département de résidence et année d'observation.

Lecture : selon l'estimation probit, les hommes obèses ont, toutes choses égales par ailleurs, 0,6 point de probabilité de plus d'avoir un emploi (effet non significativement différent de 0).

Champ : 2006 : individus âgés de 21 à 59 ans, 2010 : individus âgés de 24 à 59 ans.

Source : enquêtes Santé et itinéraire professionnel, 2006 et 2010, Drees-Dares.

## Les écarts de salaires le long de la hiérarchie salariale

Avant de passer aux résultats de l'analyse causale, nous examinons, toujours de manière descriptive, si les écarts de salaire horaire entre les personnes obèses et les personnes non obèses varient le long de l'échelle des salaires. Cela peut être le cas notamment si les normes de

corpulence sont plus strictes au niveau des catégories sociales supérieures, en haut de l'échelle salariale. Les figures I et II reportent la différence observée entre un certain décile de salaire pour les personnes non obèses et le décile du même ordre pour les personnes obèses (courbes « observé »), chez les femmes et les hommes respectivement. Un écart positif signifie que les personnes non obèses situées au même rang de

Tableau 5  
Effet de l'obésité et de la corpulence sur le salaire horaire : femmes

Log salaire horaire	Indicateur dichotomique d'obésité			Indicateur continu de corpulence (IMC)		
	Moindres carrés ordinaires (MCO)	Doubles moindres carrés (DMC)	MCO avec effets fixes	Moindres carrés ordinaires (MCO)	Doubles moindres carrés (DMC)	MCO avec effets fixes
Corpulence	- 0,004 (0,018)	- 1,807** (0,705)	0,083 (0,064)	- 0,003*** (0,001)	- 0,075*** (0,022)	0,004 (0,005)
Éducation (référence : sans diplôme)						
CAP/BEP	0,042** (0,018)	- 0,041 (0,052)		0,041** (0,018)	0,000 (0,030)	
Bac	0,195*** (0,020)	0,069 (0,063)		0,191*** (0,020)	0,084* (0,044)	
Bac+2	0,319*** (0,023)	0,169** (0,072)		0,315*** (0,023)	0,209*** (0,045)	
Plus que Bac+2	0,515*** (0,022)	0,358*** (0,075)		0,509*** (0,022)	0,370*** (0,054)	
Expérience potentielle	0,022*** (0,002)	0,019*** (0,004)		0,022*** (0,002)	0,023*** (0,003)	
Expérience potentielle au carré/10	- 0,023*** (0,005)	- 0,016* (0,009)	0,016** (0,007)	- 0,023*** (0,005)	- 0,019*** (0,007)	0,016** (0,007)
État de santé déclaré (référence : très bonne)						
Bonne	- 0,022* (0,012)	0,047 (0,034)	0,003 (0,027)	- 0,020* (0,012)	0,031 (0,023)	0,003 (0,027)
Moyenne	- 0,073*** (0,016)	0,084 (0,068)	- 0,010 (0,038)	- 0,068*** (0,016)	0,044 (0,040)	- 0,011 (0,038)
Mauvaise	- 0,066* (0,036)	0,150 (0,110)	- 0,049 (0,068)	- 0,063* (0,036)	0,017 (0,057)	- 0,049 (0,067)
Très mauvaise	- 0,044 (0,128)	0,385 (0,274)	0,079 (0,227)	- 0,036 (0,128)	0,185 (0,172)	0,071 (0,225)
Né à l'étranger	- 0,072*** (0,024)	- 0,085** (0,039)		- 0,071*** (0,024)	- 0,046 (0,031)	
Constante	1,714*** (0,052)		2,175*** (0,046)	1,786*** (0,057)		2,085*** (0,111)
Nombre d'observations	4 934	4 934	4 934	4 934	4 934	4 934
R2 ajusté	0,275	-	0,015	0,277	-	0,013
Fisher 1 <sup>re</sup> étape : nullité de l'instrument		8,262			17,538	
Pvalue du test d'endogénéité		< 0,001			< 0,001	
Pvalue du test d'Anderson-Rubin de nullité du coefficient de corpulence robuste à l'instrumentation faible		< 0,001			< 0,001	

Note : écart-types robustes cluster par individu entre parenthèses. Significativité : \* :  $p < 0,01$  ; \*\* :  $p < 0,05$  ; \*\*\* :  $p < 0,1$ . Contrôles additionnels non reportés : département de résidence et année d'observation.

Lecture : toutes choses égales par ailleurs, selon l'estimation par MCO, les salaires des femmes obèses ne sont pas significativement différents de ceux des femmes non obèses (coefficient de - 0,004 non significativement différent de 0).

Champ : femmes salariées de 21 à 59 ans (2006) ou 24 à 59 (2010) dont le salaire horaire est supérieur à 80% du smic, hors apprentis et stagiaires.

Source : enquêtes Santé et itinéraire professionnel, 2006 et 2010, Drees-Dares.

l'échelle de salaire sont payées davantage que les personnes obèses. Comme pour les écarts salariaux moyens, une partie de ces écarts est directement liée aux caractéristiques reflétant les compétences des individus, notamment leur diplôme et leur expérience, et une partie seulement peut ne pas l'être. Nous reportons donc aussi les écarts salariaux entre les salariés

obèses et les salariés non obèses si ces derniers avaient la même structure de diplôme et d'expérience (courbes « à même structure de diplôme et d'expérience »). Ceux-ci sont obtenus en utilisant la méthode de repondération de DiNardo, Fortin et Lemieux (1996), présentée dans l'encadré 3. Ensuite, certaines différences salariales peuvent être une conséquence du fait

Tableau 6  
Effet de l'obésité et de la corpulence sur le salaire horaire : hommes

Log salaire horaire	Indicateur dichotomique d'obésité			Indicateur continu de corpulence (IMC)		
	Moindres carrés ordinaires (MCO)	Doubles moindres carrés (DMC)	MCO avec effets fixes	Moindres carrés ordinaires (MCO)	Doubles moindres carrés (DMC)	MCO avec effets fixes
Corpulence	- 0,018 (0,017)	- 2,101** (0,932)	0,005 (0,052)	0,001 (0,001)	- 0,311 (0,251)	0,002 (0,006)
Éducation (référence : sans diplôme)						
CAP/BEP	0,104*** (0,018)	0,118*** (0,045)		0,103*** (0,018)	0,189* (0,109)	
Bac	0,232*** (0,022)	0,115 (0,074)		0,234*** (0,022)	0,113 (0,130)	
Bac+2	0,358*** (0,026)	0,295*** (0,064)		0,359*** (0,026)	0,338*** (0,104)	
Plus que Bac+2	0,583*** (0,025)	0,472*** (0,073)		0,585*** (0,025)	0,389** (0,180)	
Expérience potentielle	0,026*** (0,002)	0,031*** (0,005)		0,026*** (0,002)	0,056** (0,025)	
Expérience potentielle au carré/10	- 0,029*** (0,005)	- 0,032*** (0,010)	0,022*** (0,007)	- 0,029*** (0,005)	- 0,050* (0,026)	0,022*** (0,007)
État de santé déclaré (référence : très bonne)						
Bonne	- 0,040*** (0,013)	0,019 (0,036)	0,022 (0,026)	- 0,042*** (0,013)	0,129 (0,144)	0,022 (0,026)
Moyenne	- 0,106*** (0,017)	0,033 (0,072)	0,026 (0,037)	- 0,109*** (0,017)	0,182 (0,248)	0,026 (0,037)
Mauvaise	- 0,087* (0,047)	0,052 (0,115)	- 0,017 (0,097)	- 0,088* (0,047)	0,035 (0,202)	- 0,017 (0,097)
Très mauvaise	- 0,185* (0,097)	0,400 (0,399)	- 0,005 (0,117)	- 0,197** (0,098)	1,396 (1,478)	- 0,009 (0,118)
Né à l'étranger	- 0,054** (0,023)	- 0,115** (0,051)		- 0,053** (0,023)	- 0,073 (0,075)	
Constante	1,900*** (0,066)		2,232*** (0,044)	1,865*** (0,074)		2,182*** (0,147)
Nombre d'observations	4 497	4 497	4 497	4 497	4 497	4 497
R2 ajusté	0,284	-	0,020	0,284	-	0,020
Fisher 1 <sup>re</sup> étape : nullité de l'instrument		6,078			1,610	
Pvalue du test d'endogénéité		< 0,001			< 0,001	
Pvalue du test d'Anderson-Rubin de nullité du coefficient de corpulence robuste à l'instrumentation faible		< 0,001			< 0,001	

Note : écart-types robustes cluster par individu entre parenthèses. Significativité : \* : p < 0,01 ; \*\* : p < 0,05 ; \*\*\* : p < 0,1. Contrôles additionnels non reportés : département de résidence et année d'observation.

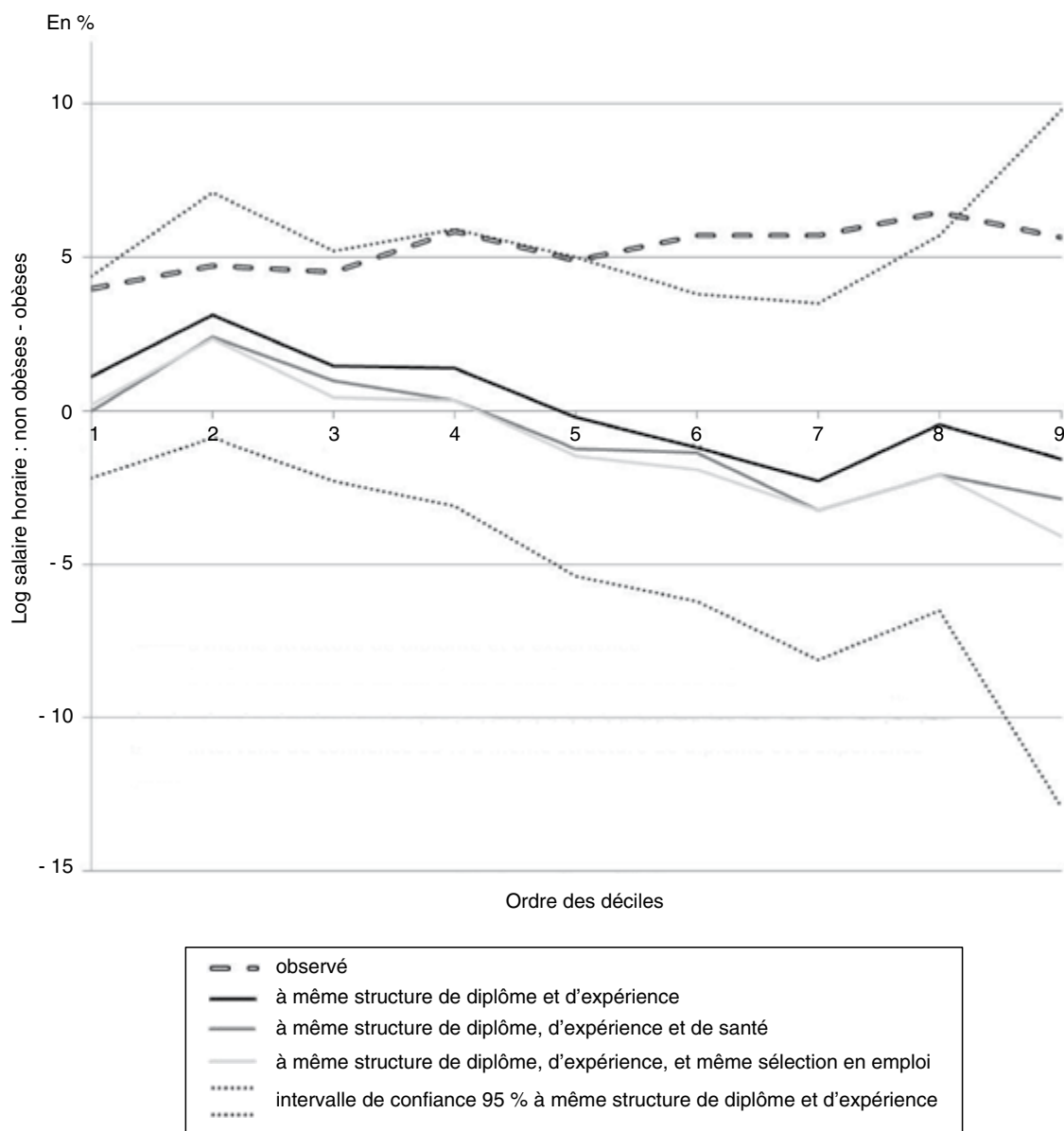
Lecture : toutes choses égales par ailleurs, selon l'estimation par MCO, les salaires des hommes obèses ne sont pas significativement différents de ceux des hommes non obèses (coefficient de - 0,018 non significativement différent de 0).

Champ : salariés de 21 à 59 ans (2006) ou 24 à 59 (2010) dont le salaire horaire est supérieur à 80 % du smic, hors apprentis et stagiaires. Source : enquêtes Santé et itinéraire professionnel, 2006 et 2010, Drees-Dares.

que les personnes obèses et les personnes non obèses risquent de ne pas être sélectionnées dans l'emploi de la même façon. Les courbes « à même structure de diplôme et d'expérience et même sélection dans l'emploi » retracent les écarts salariaux si les deux populations suivaient le même processus de sélection dans

l'emploi (voir l'encadré 3). Enfin, dans l'hypothèse où l'état de santé déclaré est un indicateur de compétences productives qui ne seraient pas prises en compte par l'éducation et l'expérience et qui conduiraient à des différences de rémunération, il convient de tenir compte des écarts d'état de santé entre les deux groupes pour se

Figure I  
**Écart salarial entre femmes salariées non obèses et femmes salariées obèses le long de l'échelle des salaires**



Note : écarts observés entre les déciles de salaire des femmes salariées non obèses et les déciles de salaire des femmes salariées obèses, et écarts simulés si la répartition des compétences de la population non obèse était la même que celle observée chez les personnes obèses, selon la méthode de repondération de DiNardo, Fortin et Lemieux (1996) et si le processus de sélection dans l'emploi était le même (Chiquiar et Hanson, 2005).

Lecture : le deuxième décile de salaire horaire observé des femmes non obèses est 5 % plus élevé que chez les femmes obèses. Cet écart se réduit à 3 % si les femmes non obèses avaient les mêmes diplômes et la même expérience que les femmes obèses.

Champ : femmes salariées de 21 à 59 ans en 2006 et de 24 à 59 ans en 2010 dont le salaire horaire est supérieur à 80 % du smic, hors apprenties et stagiaires.

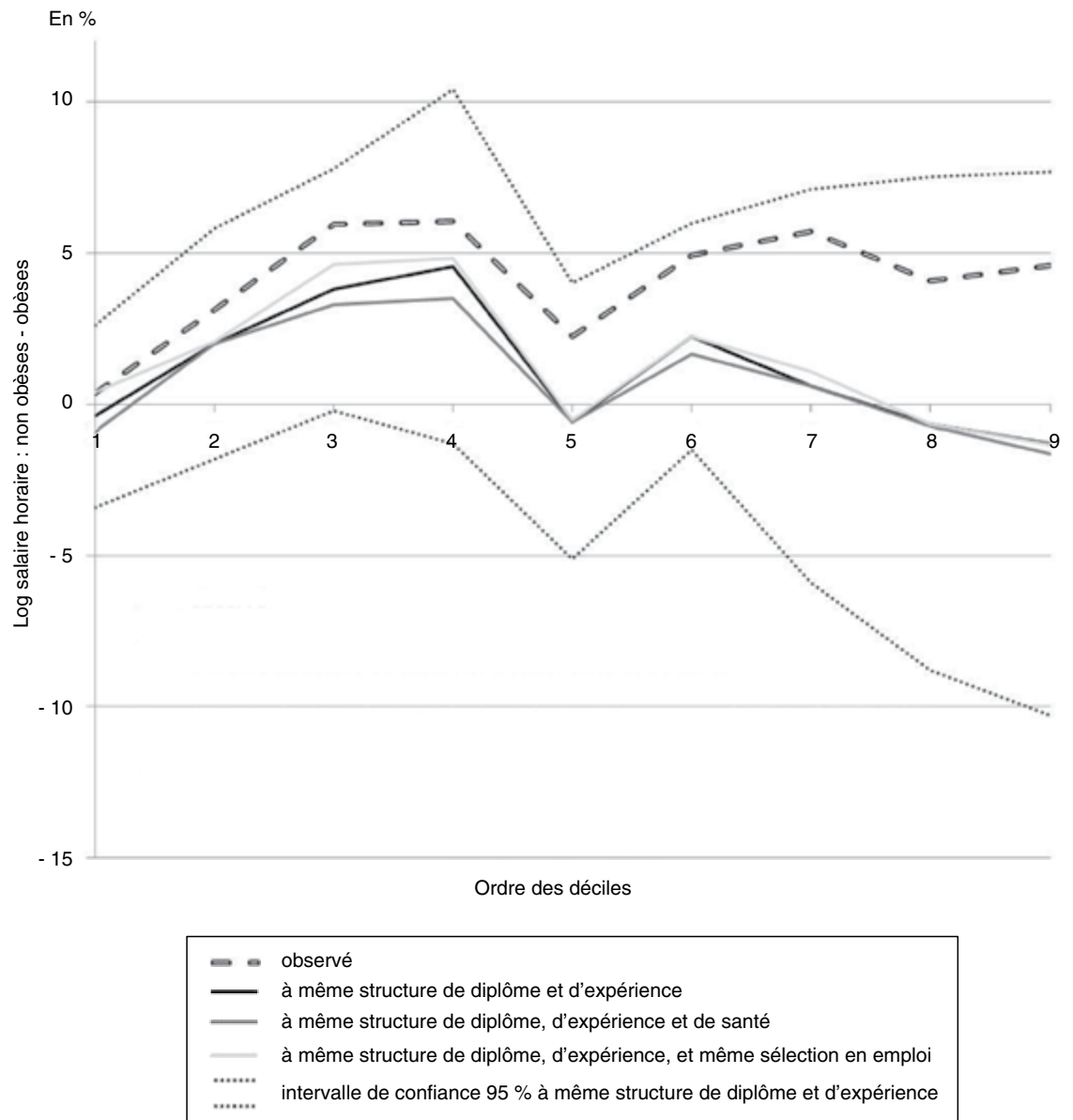
Source : enquêtes Santé et itinéraire professionnel, 2006 et 2011, Drees-Dares.

rapprocher d'une comparaison à même structure de compétences (courbes « à structure de diplôme, d'expérience et d'état de santé »). Pour plus de lisibilité, nous ne reportons dans les graphiques que les intervalles de confiance à 95 % des écarts salariaux pour la simulation à même structure d'éducation et d'expérience.

Ces intervalles de confiance ont été calculés par bootstrap (avec 1 000 réplifications). Dans la suite du texte, seuls les écarts significativement différents de 0 à 10 % sont interprétés.

À tous les niveaux de l'échelle des salaires, les femmes salariées obèses ont un salaire inférieur

Figure II  
**Écart salarial entre hommes salariés non obèses et hommes salariés obèses le long de l'échelle des salaires**



Note : écarts observés entre les déciles de salaire des hommes salariés non obèses et les déciles de salaire des hommes salariés obèses, et écarts simulés si la répartition des compétences de la population non obèse était la même que celle observée chez les personnes obèses, selon la méthode de repondération de DiNardo, Fortin et Lemieux (1996) et si le processus de sélection dans l'emploi était le même (Chiquiar et Hanson, 2005).

Lecture : le deuxième décile de salaire horaire observé des hommes non obèses est 3 % plus élevé que chez les hommes obèses. Cet écart se réduit à 2 % si les hommes non obèses avaient les mêmes diplômes et la même expérience que les hommes obèses.

Champ : hommes salariés de 21 à 59 ans en 2006 et de 24 à 59 ans en 2011 dont le salaire horaire est supérieur à 80 % du smic, hors apprentis et stagiaires.

Source : enquêtes Santé et itinéraire professionnel, 2006 et 2011, Drees-Dares.

Encadré 3

LA MÉTHODE UTILISÉE

**Obésité et disparité salariale le long de la hiérarchie des salaires**

Pour analyser comment la disparité de salaire entre deux groupes ( $g = O$  et  $N$ ) évolue tout au long de la distribution des salaires tout en contrôlant des différences de structures entre ces deux groupes, on construit une distribution de salaires, dite « contrefactuelle » par repondération selon la méthode de DiNardo, Fortin et Lemieux (1996). Soit  $F(w|g = O)$  la fonction de répartition du log des salaires observée dans le groupe O, et  $F(w|g = N)$  celle observée dans le groupe N. On cherche à comparer  $F(w|g = O)$  à la distribution « contrefactuelle<sup>1</sup> » qu'aurait une population si elle avait la même structure de compétences (éducation, expérience, etc.) que le groupe O, mais que ces compétences étaient rémunérées comme elles le sont pour le groupe N. On note cette distribution contrefactuelle :  $F^{C(O)}(w|g = N)$ . On note  $X \in D_X$  les variables caractéristiques observables déterminant les effets de structure que l'on souhaite contrôler. Pour le groupe O, la distribution des X est notée  $F_X(x|g = O)$ . On a alors

$$F^{C(O)}(w|g = N) = \int_0^w F(w|g = N, X = x) dF_X(x|g = O) = \int_0^w F(w|g = N, X = x) \Psi(x) dF_X(x|g = N)$$

où  $\Psi(x) = \frac{dF_X(x|g = O)}{dF_X(x|g = N)} = \frac{P(x|g = O)}{P(x|g = N)}$ . En appliquant la règle de Bayes on obtient

$$\Psi(x) = \frac{P(x|g = O)}{P(x|g = N)} = \frac{\frac{P(g = O|x)}{P(g = O)}}{\frac{P(g = N|x)}{P(g = N)}}$$

Chacun des termes de ce ratio est observé ou peut être estimé. Pour cela, on utilise un modèle probit expliquant le fait d'être dans le groupe O plutôt que dans le groupe N par les caractéristiques X sur l'échantillon constitué des deux groupes d'individus (en se restreignant ici aux personnes en emploi). Finalement, la distribution contrefactuelle  $F^{C(O)}(w|g = N)$  s'obtient en repondérant les observations du groupe N par ces poids  $\Psi(x)$ , qui égalisent la structure des X à celle observée dans le groupe O.

Chiquar et Hanson (2005) proposent une extension à cette méthode pour isoler la part des différences de structure qui vient d'un processus de sélection dans l'emploi différent pour les deux groupes. Ils réécrivent alors pour les individus en emploi ( $E = 1$ ).

$$\Psi(x) = \frac{P(x|g = O, E = 1)}{P(x|g = N, E = 1)} = \frac{P(g = O, E = 1|X = x) / P(g = O, E = 1)}{P(g = N, E = 1|X = x) / P(g = N, E = 1)} = c \Psi^p \Psi^m$$

avec  $\Psi^p = \frac{P(E = 1|g = O, X = x)}{P(E = 1|g = N, X = x)}$ ,  $\Psi^m = \frac{P(O = 1|X = x)}{P(O = 0|X = x)}$

et  $c = \frac{P(g = O, E = 1)}{P(g = N, E = 1)}$  est une constante.

Le poids  $\Psi^m$  ajuste les distributions aux caractéristiques des individus en population générale alors que  $\Psi^p$  capte les différences de structures induites par des processus de sélection dans l'emploi différents entre le groupe O et le groupe N.

Les méthodes de repondération ne permettent pas d'estimer des distributions véritablement contrefactuelles, et donc d'identifier des effets causaux que sous une hypothèse d'indépendance conditionnelle : une fois que l'on a conditionné sur X, il n'y a plus de variable corrélée avec le groupe qui puisse affecter les salaires ; et sous une hypothèse de support commun  $P(g = O|X = x) < 1 \forall x \in D_X$  qui assure la comparabilité des distributions conditionnelles pour toute valeur de x. L'hypothèse d'indépendance conditionnelle n'est pas satisfaite si l'obésité est endogène, dans ce cas, la méthode de repondération n'identifiera pas d'effet causal mais uniquement des corrélations.

**Équation d'emploi et effet causal de la corpulence**

Pour analyser le lien entre corpulence et emploi, on considère une équation d'emploi de type probit

$$E_i = 1_{\{X_i \beta + \delta C_i + \varepsilon_i > 0\}}$$

où  $E_i$  vaut 1 si l'individu  $i$  a un emploi, 0 sinon ;  $X_i$ , un vecteur ligne de caractéristiques observables dont une constante,  $C_i$  une mesure de corpulence (dichotomique ou continue), et  $\varepsilon_i \sim N(0,1)$ . Les paramètres d'intérêt sont  $\delta$ , et l'effet marginal moyen de la corpulence sur la probabilité d'emploi, à savoir,  $E\left(\frac{\partial P(E_i = 1)}{\partial C_i}\right)$ .

Si l'on suppose que les  $\varepsilon_i$  indépendants de  $X_i$  et  $C_i$ , on peut estimer ces paramètres d'intérêt à l'aide de simples probit (colonnes 1 et 4 des tableaux 3 et 4). Si  $E(\varepsilon_i C_i | X_i) \neq 0$ , la corpulence est endogène, et les estimateurs précédents ne convergent pas vers les paramètres d'intérêt.

Dans l'approche instrumentale, on exploite le fait que l'on observe une variable instrumentale  $A_i$  explicative de  $C_i$  mais indépendante de  $\varepsilon_i$ , plus généralement  $E(\varepsilon_i | X_i, A_i) = 0$ .

- Par exemple, lorsque  $C_i$  est une variable continue, on pose

$$C_i = X_i \beta_1 + \beta_2 A_i + u_i$$

$$E_i = 1_{\{X_i \beta + \delta C_i + \varepsilon_i > 0\}}$$

et on suppose que  $(u_i, \varepsilon_i)$  potentiellement corrélés entre eux, de moyenne nulle et indépendants de  $(X_i, A_i)$ . Des

1. On ne peut parler de distribution contrefactuelle véritablement que sous une hypothèse d'indépendance conditionnelle, voir plus loin les conditions de validité.



### Encadré 3 (suite)

doubles moindres carrés linéaires (DMC), avec en deuxième étape l'estimation d'un modèle de probabilité linéaire permettent d'estimer directement l'effet marginal moyen de la corpulence sur la probabilité d'emploi (colonne 5 des tableaux 3 et 4).

- Cette approche ne fonctionne pas lorsque  $C_i$  est dichotomique. On a alors recours à un modèle biprobit ou probit bivarié, avec les deux équations suivantes jointes :

$$E_i = 1_{\{X_i\beta + \delta C_i + \varepsilon_i > 0\}}$$

$$C_i = 1_{\{X_i\beta_1 + \beta_2 A_i + u_i > 0\}}$$

$$(\varepsilon_i, u_i) \sim^{iid} N\left(0, \begin{pmatrix} 1 & \rho \\ \rho & 1 \end{pmatrix}\right)$$

Ce modèle s'estime par maximum de vraisemblance (colonne 2 des tableaux 3 et 4).

*Exogénéité de la mesure de corpulence dans l'équation d'emploi :* pour tester si la variable de corpulence est exogène ou endogène dans l'équation d'emploi, on utilise le test proposé par Rivers et Vuong (1988), qui est valable pour une variable endogène continue ou dichotomique. En première étape, on régresse par moindres carrés ordinaires la mesure de corpulence sur  $X$  et  $A$ . On estime donc un modèle de probabilité linéaire si la mesure de corpulence est dichotomique. On estime ensuite un probit qui explique le statut d'emploi par  $X$ , la mesure de corpulence, et les résidus prédits de la première étape. La nullité de la statistique de Student relative à ces résidus fournit un test d'exogénéité de la variable de corpulence dont l'hypothèse nulle est « la mesure de corpulence est exogène ».

*Dans l'approche en panel, on pose*

$$E_{it} = 1_{\{X_{it}\beta + \delta C_{it} + \alpha_i + \varepsilon_{it} > 0\}} \text{ où } t = 2006, 2010.$$

L'effet individuel inobservé  $\alpha_i$  fixe dans le temps est potentiellement corrélé avec  $\varepsilon_i$  et  $C_i$ . Il capte ici les variables omises qui jouent à la fois sur la corpulence et le statut d'emploi. Le modèle « logit à effets fixes » autorise ce type de corrélation.

$P(E_{it} = 1) = \Lambda(X_{it}\beta + \delta C_{it} + \alpha_i)$  où  $t = 2006, 2010$  et  $\Lambda(\cdot)$  la fonction de répartition d'une distribution logistique. L'estimation se fait par maximum de la vraisemblance conditionnelle à l'effet fixe inobservé et au fait que les individus ont changé de statut d'emploi entre les deux périodes. Avec cette spécification logistique, la vraisemblance conditionnelle ne dépend plus de  $\alpha_i$ , ce qui rend possible l'estimation. Cependant, l'estimation se fait sur un groupe spécifique (les *movers*), composé des individus qui ont changé de statut d'emploi entre les deux périodes (ils sont soit passés du non emploi à l'emploi soit de l'emploi au non emploi).

#### Équation de salaire et effet causal de la corpulence

Pour estimer l'impact de la corpulence sur le salaire horaire, on considère

$$\log(W)_i = X_i\beta + \gamma C_i + u_i$$

où  $W_i$  est le salaire horaire de l'individu  $i$ ,  $X_i$ , un vecteur ligne de caractéristiques observables dont une constante,  $C_i$  une mesure de corpulence (dichotomique ou continue), et  $u_i$  une erreur de moyenne nulle. Le paramètre d'intérêt est  $\gamma$ . Si les  $u_i$  sont indépendants de  $X_i$  et  $C_i$ , les moindres carrés ordinaires donnent des estimateurs convergents (colonnes 1 et 4 des tableaux 5 et 6). Si au contraire,  $E(u_i C_i | X_i) \neq 0$ , la corpulence est endogène et les estimateurs précédents ne convergent pas vers le paramètre d'intérêt.

*Dans l'approche instrumentale, on exploite toujours le fait que l'on observe  $A_i$  explicative de  $C_i$  mais non corrélée à  $u_i$ . Que  $C_i$  soit dichotomique ou continue et sous réserve que  $A_i$  ait assez de puissance d'identification, les DMC donnent des estimateurs convergents, (colonne 2 et 5 tableaux 5 et 6). Dans les deux cas, on estimera en première étape*

$$C_i = X_i\beta_1 + \beta_2 A_i + v_i.$$

Lorsque  $C_i$  est dichotomique, il s'agit encore d'un modèle de probabilité linéaire.

#### Tests robustes à l'instrumentation faible

Lorsque l'instrument n'a pas assez de puissance d'identification, les estimateurs DMC ne convergent pas vers la vraie valeur du paramètre. Il est néanmoins encore possible de construire des tests sur la valeur du paramètre d'intérêt qui ont le bon niveau de couverture même si l'instrument est faible mais qu'il est valide (non corrélé avec l'erreur). Le premier de ces tests a été proposé par Anderson et Rubin (1949). On cherche à tester par exemple  $H_0 : \gamma = 0$ . En reportant l'expression de la forme réduite de  $C_i$  dans l'équation d'intérêt on obtient :

$$\log(W)_i = X_i(\beta + \gamma\beta_1) + \gamma\beta_2 A_i + \gamma v_i + u_i = X_i a + b A_i + \varepsilon_i.$$

Tester  $H_0 : \gamma = 0$  revient à tester  $b = 0$  dans cette dernière équation, ce qui peut se faire facilement à partir d'une statistique de Fisher ou de  $\chi^2$ . La version utilisée ici est robuste à l'hétéroscédasticité. Ce test aura le bon niveau de couverture quelle que soit la puissance de l'instrument, dit autrement lorsque  $\beta_2$  est proche de 0 (instrument faible) alors  $b = 0$  sera de plus en plus difficilement rejeté. On peut tester similairement d'autres valeurs de  $\gamma$ , et constituer un intervalle de confiance de niveau  $1 - \alpha$  en conservant toutes les valeurs de  $\gamma$  qui ne sont pas rejetées par le test à niveau  $\alpha$  (inversion de test). En cas d'instrument faible, cet intervalle sera très large, mais peut rester informatif s'il permet de rejeter quand même certaines régions de valeurs.

*Dans l'approche en panel, on pose :*

$$\log(W)_{it} = X_{it}\beta + \gamma C_{it} + \alpha_i + u_{it} \text{ où } t = 2006, 2010.$$

L'effet individuel inobservé  $\alpha_i$  fixe dans le temps est potentiellement corrélé avec  $u_i$  et  $C_i$ . Il capte ici les variables omises qui jouent à la fois sur la corpulence et le salaire. L'estimation se fait par moindres carrés avec effets fixes (colonnes 3 et 6 tableaux 5 et 6).



d'environ 5 % par rapport aux salariées non obèses (cf. figure I). Ces écarts s'expliquent complètement par des différences de niveaux d'éducation et d'expérience. Lorsque l'on fixe la répartition des diplômes et de l'expérience, les écarts salariaux entre les deux groupes diminuent et ne sont plus significatifs. Cette conclusion est la même lorsque l'on tient compte de la sélection dans l'emploi et de l'état de santé déclaré.

Les salariés obèses percevant entre le 3<sup>e</sup> et le 4<sup>e</sup> décile et autour du 6<sup>e</sup> décile de salaire gagnent environ 5 % de moins que leurs homologues non obèses (cf. figure II). Comme chez les femmes, une grande partie de ces écarts s'élimine lorsque l'on fixe la répartition par diplôme et expérience. Seul l'écart de salaire inexpliqué au troisième décile, autour de 4 %, reste significativement différent de zéro (mais à 10 %). Cela reste vrai si la sélection dans l'emploi est la même pour les salariés obèses et non obèses. Lorsque l'on contrôle aussi l'état de santé déclaré, les écarts salariaux inexpliqués diminuent encore et ne sont plus significatifs où que ce soit sur l'échelle salariale.

### Un effet causal négatif de la corpulence sur l'emploi des femmes

**L**es femmes obèses ont « toutes choses égales par ailleurs » moins souvent un emploi que les femmes non obèses, mais en conclure qu'il existe un lien causal de la corpulence sur le statut sur le marché du travail n'est pas immédiat. En effet, la situation face à l'emploi peut affecter la corpulence (causalité inverse). Le lien entre corpulence et emploi peut aussi être dû à des variables omises qui influenceraient à la fois le statut d'emploi et la corpulence, comme des paramètres de préférences : si les personnes obèses ont une plus forte préférence pour le présent que les autres individus, cela peut influencer à la fois sur leur comportement alimentaire, et par conséquent sur leur corpulence, et sur leurs comportements professionnels, voire leur employabilité. Enfin, le poids peut être sous-déclaré dans les questionnaires auto-administrés, conduisant à une potentielle erreur de mesure sur la corpulence qui fausserait le lien observé entre corpulence et emploi.

La variable de corpulence est donc endogène dans l'équation d'emploi. Pour contrôler cette

endogénéité et mesurer l'impact causal de la corpulence sur l'emploi, nous exploitons des régressions instrumentales (cf. encadré 3). Plus précisément, nous modélisons la situation vis-à-vis de l'emploi comme une variable dichotomique et nous cherchons à l'expliquer par les caractéristiques de l'individu, à savoir ses compétences productives observées (niveau d'éducation et âge), sa situation familiale (vit en couple, nombre d'enfants, présence d'enfants de moins de 3 ans), son origine sociale (avoir un parent cadre ou ayant le baccalauréat), le fait d'être né à l'étranger, un indicateur de santé, et un indicateur de corpulence. Nous instrumentons l'indicateur de corpulence par le fait d'avoir exercé une activité sportive dans le passé<sup>3</sup>. Cette variable instrumentale diminue fortement le risque d'obésité mais n'a *a priori* aucun effet direct sur le statut d'emploi<sup>4</sup>. Cabane et Clark (2015) par exemple ne trouvent pas de corrélation entre la pratique du sport dans l'enfance et la probabilité d'être en emploi ou le salaire horaire<sup>5</sup>. Notons que c'est bien l'activité sportive dans le passé que nous utilisons et non la présente, car cette dernière peut en revanche être directement liée au statut d'emploi actuel. Une période de non-emploi pourrait par exemple laisser plus de temps aux loisirs et notamment aux loisirs sportifs. L'approche instrumentale permet de contrôler à la fois le risque de causalité inverse (la pratique du sport dans le passé n'étant pas influencée par l'emploi ou le salaire actuel), les biais induits par des erreurs de mesure, si l'activité physique dans le passé ne souffre pas de biais déclaratifs similaires à ceux de la corpulence, et le risque de variable omise, si la variable instrumentale n'est pas corrélée avec la variable omise. Autrement dit, pour que la stratégie d'identification fonctionne, il faut que l'instrument soit valide, à savoir que le fait d'avoir exercé une activité sportive par le passé ne soit pas corrélé avec, notamment, la préférence pour le présent, ce qui pourrait être le cas si on suppose que les

3. Très précisément, nous utilisons la réponse à la question « l'enquête n'a jamais régulièrement exercé d'activités sportives, de plein air, de jeux de société » (ZSPO\_3). Comme cette question porte aussi sur la pratique de jeux de société, qui n'a a priori pas de lien avec la corpulence de l'individu, notre instrument risque d'être moins puissant qu'escompté. Nous vérifions le risque d'instrument faible en examinant les statistiques de Fisher de première étape, toujours reportées dans les tableaux. Pour les observations de 2010, la réponse à la variable ZSPO\_3 obtenue en 2006, est combinée avec la variable ZSPORT « avez-vous pratiqué l'année dernière régulièrement des activités sportives, de plein air, de jeux de société ? ».

4. Sauf si par exemple les réseaux mobilisés lors de la pratique sportive le sont aussi lors de la recherche d'emploi.

5. Ils trouvent cependant une corrélation entre la pratique de certains sports et l'autonomie dans le travail ou le fait d'encadrer d'autres personnes.

individus ne faisant pas de sport ont également une plus grande préférence pour le présent. Si la préférence pour le présent augmente la probabilité de fumer et diminue celle d'avoir pratiqué une activité physique dans le passé, alors on devrait trouver une corrélation entre ces deux comportements. Au contraire nous ne trouvons pas de lien empirique entre ces deux variables, ce qui irait dans le sens d'absence de lien entre préférence pour le présent et pratique sportive passée.

Parallèlement, nous exploitons la structure de panel des données *SIP* 2006 et 2010 et estimons un modèle logit à effets fixes. L'approche en panel cherche à expliquer les variations temporelles du statut d'emploi par les variations temporelles de corpulence. Elle permet *a priori* de tenir compte d'une hétérogénéité individuelle inobservée comme le taux de préférence pour le présent de l'individu, tant que son effet est fixe dans le temps. Elle ne permet pas, en revanche, de contrôler les risques de causalité inverse ni les erreurs de mesure.

Le tableau 3 pour les femmes et le tableau 4 pour les hommes détaillent les résultats. Dans les trois premières colonnes, nous analysons la relation entre le fait d'être obèse (variable dichotomique) et l'emploi, puis dans les trois suivantes celle entre l'indice de masse corporelle (variable continue) et l'emploi. La première et la quatrième colonnes contiennent les résultats de l'estimation d'un modèle *probit* simple, dans lequel l'endogénéité de la mesure de corpulence n'est pas prise en compte. Dans la deuxième et la cinquième colonnes, sont reportés les résultats de la démarche instrumentale, et dans la troisième et la sixième, ceux de l'approche panel avec effets fixes individuels.

Les femmes obèses ont, toutes choses égales par ailleurs, 7,1 points de probabilité de moins d'être en emploi (colonne 1, effet marginal). Une augmentation de la corpulence d'un point d'IMC diminue la probabilité d'avoir un emploi de 0,5 point (colonne 4, effet marginal). Ces effets ne sont cependant pas causals. Les tests de Rivers et Vuong qui évaluent le caractère endogène des variables de corpulence rejettent très fortement leur exogénéité. Nous estimons donc un effet causal de la corpulence sur l'emploi en utilisant un *probit* bivarié (colonne 2) lorsque la corpulence est mesurée par une indicatrice d'obésité, et des doubles moindres carrés lorsque la corpulence est mesurée par l'IMC. Dans les deux cas, l'effet causal de la

corpulence sur l'emploi est plus fort et négatif que la simple corrélation mais il est aussi estimé avec beaucoup moins de précision<sup>6</sup> : le fait d'être obèse causerait une baisse de la probabilité d'emploi comprise entre - 18 et - 38 points et entre - 1 et - 6 points pour un point d'IMC supplémentaire. Ces effets causals, très forts, doivent être interprétés avec précaution. En effet, si l'effet causal de l'obésité n'est pas le même pour tous les individus (effet dit hétérogène), alors l'effet estimé colonne 2 n'est valable que pour une sous-population bien spécifique, à savoir ici les femmes obèses qui ne pratiquent pas de sport et n'auraient pas été obèses si elles en avaient pratiqué. Le groupe de *compliers* représente 5 % de l'échantillon<sup>7</sup>, soit 16 % des femmes obèses, et les femmes plus âgées et moins éduquées y sont surreprésentées. Notons cependant que pour la Grande-Bretagne, Morris (2007) trouve le même ordre de grandeur (effet marginal de - 21 points) en utilisant d'autres instruments.

Par ailleurs, les autres variables explicatives ont les effets attendus sur la probabilité d'être en emploi : cette dernière augmente avec le niveau du diplôme et augmente puis diminue avec l'âge. Une mauvaise santé perçue est corrélée négativement avec la probabilité d'être en emploi de même que la présence d'enfants dans le ménage et notamment de jeunes enfants. Les femmes nées à l'étranger occupent aussi moins souvent un emploi.

Les effets de la corpulence estimés par le *logit* avec effets fixes<sup>8</sup> sont négatifs mais non significatifs (colonnes 3 et 6). Ceci peut être réconcilié avec les résultats des autres méthodes d'estimation : l'approche par effets fixes corrige de variables omises fixes dans le temps (comme l'estimation instrumentée si l'instrument est valide). Si la variable omise est une préférence pour le présent plus forte chez les personnes corpulentes, ceci tendrait à donner un effet moins négatif que celui obtenu à partir des moindres carrés ordinaires. Contrairement à l'approche instrumentale, l'approche par effets fixes ne permet pas en revanche de corriger les biais induits par la causalité inverse, ni ceux induits par des erreurs de mesure si

6. L'instrument est cependant tout à fait puissant (voir les statistiques de Fisher de première étape associées).

7. Cette proportion s'obtient par le coefficient devant l'instrument dans l'estimation de première étape.

8. Nous avons aussi essayé d'instrumenter la corpulence dans l'approche panel, ce qui suppose d'expliquer les variations de corpulence par les variations de l'instrument. Malheureusement, l'instrument n'avait pas assez de puissance d'identification (voir aussi Lindeboom et al., 2010).

ces biais varient dans le temps et ne peuvent donc pas être captés par les effets fixes dans le temps. S'il existe une causalité inverse et que l'effet de l'obésité sur l'emploi comme celui de l'emploi sur l'obésité sont tous les deux négatifs (ce que suggère par exemple l'étude de Deb *et al.* 2011), l'estimateur effets fixes tendra à sous-estimer l'effet causal : il sera encore plus négatif que l'estimateur instrumenté<sup>9</sup>. S'il existe des erreurs de mesure, il sera biaisé vers zéro. Cependant il ne faut pas sur-interpréter les différences de résultats entre l'approche instrumentée et l'approche panel pour deux raisons. Tout d'abord, l'approche panel souffre du fait que nous n'avons que deux périodes d'observation. Les variations temporelles de corpulence et d'emploi peuvent être trop faibles pour aboutir à des résultats concluants. Ensuite, pour peu que l'effet de l'obésité sur l'emploi soit hétérogène, les effets identifiés par l'approche panel et par l'approche instrumentale ne sont pas comparables.

Les hommes obèses n'occupent, toutes choses égales par ailleurs, pas plus ou moins souvent un emploi que les hommes non obèses (colonne 1). Une plus forte corpulence est au contraire associée à une probabilité légèrement plus forte d'avoir un emploi (colonne 4, sur l'IMC). Le surpoids notamment peut être valorisé chez les hommes, notamment parce qu'il est associé à une plus grande force (Saint-Pol, 2010). Pour les hommes, l'endogénéité des deux variables de corpulence est rejetée par les tests. L'approche instrumentale (colonnes 2 et 5) n'est donc pas nécessaire ici, et le coefficient de la corpulence dans le *probit* simple peut s'interpréter de manière causale. Cependant, dans le cas de l'IMC, l'instrument utilisé n'a pas assez de pouvoir explicatif, ce qui peut remettre en question la conclusion du test (la statistique de Fisher ne valant que 6).

La corpulence joue donc négativement sur la probabilité d'être en emploi uniquement chez les femmes. L'obésité diminue de 7 points le taux d'emploi toutes choses égales par ailleurs, mais ceci sous-estime son effet causal qui est probablement plus fortement négatif. Notre estimation suggère un effet marginal situé entre - 18 et - 38 points, ce qui paraît très fort, mais cet effet est estimé sur pour un groupe spécifique de femmes : celles qui ne seraient pas obèses si elles avaient pratiqué une activité sportive. Cet effet fortement négatif pour les femmes et nul pour les hommes, se retrouve en Grande Bretagne (voir Morris, 2007).

## Un effet causal de la corpulence négatif mais faible sur le salaire des femmes

Dans cette partie, nous nous concentrons sur les salariés à temps partiel ou à temps plein, dont le salaire horaire net (calculé à partir du salaire mensuel déclaré et du nombre d'heures hebdomadaires habituel) est supérieur à 80 % du smic horaire net. Nous suivons une stratégie similaire à celle de la partie sur l'emploi pour mesurer l'impact causal de la corpulence sur le salaire horaire. Nous contrôlons l'endogénéité de la corpulence dans les équations de salaire, en exploitant une instrumentation ou la structure panel des données (cf. encadré 3). Le log du salaire est expliqué par le niveau de diplôme, l'expérience potentielle, l'état de santé déclaré et l'indicateur de corpulence. Les équations contiennent aussi le fait d'être né à l'étranger pour contrôler l'effet d'un risque de salaire plus bas, lié par exemple à la non reconnaissance des compétences acquises à l'étranger ou, s'il y a lieu, à une discrimination salariale selon l'origine. Les tableaux 5 et 6 suivent le même modèle que les tableaux 3 et 4 de la partie précédente. Dans les trois premières colonnes, l'indicateur de corpulence est une indicatrice d'obésité ; dans les trois suivantes, c'est l'indice de masse corporelle. Les colonnes 1 et 4 reportent les résultats de régressions linéaires par moindres carrés ordinaires, dans lesquelles l'endogénéité de la corpulence n'est pas prise en compte. Les colonnes 2 et 5 détaillent les résultats de la démarche instrumentale, ici des doubles moindres carrés avec comme instrument l'indicatrice d'activité physique ; les colonnes 3 et 6, ceux de la démarche en panel qui s'appuie ici sur des régressions linéaires avec effets fixes pour capter l'hétérogénéité individuelle inobservée fixe dans le temps.

Les salaires horaires des hommes et des femmes obèses ne sont pas significativement différents de ceux des personnes non obèses toutes choses égales par ailleurs. Chez les femmes, une augmentation d'un point d'indice de masse corporelle s'associe à une baisse salariale très légère (- 0,3 %) mais significative ; chez les hommes, il n'y a pas de différence. Ces résultats confirment ceux trouvés sur l'écart salarial le long de la hiérarchie des salaires. Les écarts de rémunération

9. Plus précisément, il y a aura sous-estimation dans le cas de l'obésité. Dans le cas de l'IMC, l'effet est indéterminé : théoriquement, si l'impact de l'emploi sur l'IMC est très important, le biais peut changer de signe et devenir positif.

s'expliquent principalement par des différences de structure en termes d'éducation et d'expérience notamment entre les deux groupes. Ces corrélations ne peuvent pas être interprétées de façon causale : les tests rejettent l'exogénéité de la variable de corpulence dans les équations de salaire pour les hommes comme pour les femmes. Selon les approches instrumentales, les effets causals de la corpulence sur le salaire seraient significativement négatifs pour les femmes comme pour les hommes, mais l'instrument utilisé n'a souvent pas assez de puissance pour permettre d'en estimer l'ampleur. Plus précisément, chez les femmes un point d'indice de masse corporelle de plus entraînerait une diminution du salaire comprise entre 3 et 11 %. Les ampleurs des estimateurs ne sont pas interprétables pour les hommes pas plus que pour les femmes lorsque l'on utilise l'indicateur d'obésité, car l'instrument est trop faible (la statistique de Fisher testant la nullité de l'instrument dans la première étape est toujours inférieure à 10). Nous reportons cependant les tests d'Anderson-Rubin qui examinent si la variable de corpulence a un effet significatif sur le salaire. Ces tests ne reposent pas sur la puissance de l'instrument utilisé mais uniquement sur sa validité. Pour les hommes, comme les femmes, et quelle que soit la mesure de corpulence utilisée, les tests d'Anderson-Rubin rejettent à 1 %, la nullité de l'effet de la corpulence sur le salaire.<sup>10</sup> Il y aurait donc un effet causal non nul, négatif, mais dont l'ampleur n'est pas quantifiable au vu de la puissance de l'instrument à disposition. Par ailleurs, l'approche panel aboutit, elle, à des effets de la corpulence sur le salaire non significatifs.

La démarche adoptée ici néglige la sélection dans l'emploi. En effet, pour les femmes, la corpulence affecte négativement la probabilité d'emploi. Il pourrait en résulter que l'effet de la corpulence sur le salaire, estimé ici sur les individus en emploi (salariés) uniquement, ne reflète pas totalement celui qui serait obtenu sur la population générale. Pourtant, ce mécanisme semble être du deuxième ordre : les résultats d'une estimation jointe d'une équation de sélection dans l'emploi et d'une équation de salaire<sup>11</sup> (en deux étapes selon Heckman) sont les mêmes que ceux de simples moindres carrés ordinaires sur le salaire. Cette estimation néglige cependant le caractère endogène de la variable de corpulence, mais la puissance des instruments disponibles ne nous permet pas d'aller plus loin. Par ailleurs, tous les résultats présentés sont stables si l'on ajoute des variables explicatives comme le fait de travailler à temps partiel ou

dans le secteur public, le secteur d'activité ou encore un indicateur de travail physique.

Finalement, toutes choses égales par ailleurs, la corpulence n'est pas associée à un salaire horaire différent chez les hommes, mais elle est associée à un salaire légèrement plus faible chez les femmes. Cependant, si l'on croit à la stratégie d'identification, ces corrélations cachent un effet causal de l'IMC négatif et significatif compris entre - 3 % et - 11 % pour les femmes, et négatif aussi pour les hommes, mais dont l'ampleur n'est pas quantifiable du fait de la faiblesse de l'instrument.

\* \*  
\*

La corpulence aurait donc un effet causal négatif sur l'emploi des femmes mais pas sur celui des hommes. Elle jouerait aussi négativement sur le salaire chez les femmes comme chez les hommes, mais l'analyse ne permet pas de quantifier l'ampleur de cet effet chez les hommes. Cette différence de conclusion entre les hommes et les femmes se retrouve dans d'autres études, tant au niveau du salaire que de l'emploi (Morris, 2007 ; Cawley, 2004 ; Baum et Ford, 2004). Il est possible que les normes sociales encadrant la corpulence soient plus fortes et plus contraignantes pour les femmes que pour les hommes. Ainsi, Saint-Pol (2010) souligne que les femmes sont moins souvent satisfaites que les hommes de leur corpulence ou de leur physique (à corpulence équivalente) et que les femmes obèses se disent plus souvent victimes de discrimination du fait de leur poids (par rapport aux femmes de corpulence normale) que les hommes obèses. Par ailleurs, l'analyse présentée à l'encadré 2 où nous utilisons comme concept de corpulence<sup>12</sup> l'écart entre la corpulence d'un individu et la moyenne d'un groupe de référence, confirme les résultats de l'analyse principale (voir encadré 2). Fahr (2006) cherche à répartir les effets de la corpulence entre ceux qui relèvent d'une productivité

10. Les intervalles de confiance à 95 % obtenus par inversion des tests d'Anderson et Rubin confirment que l'effet est strictement négatif.

11. Non reportés faute de place, les résultats sont disponibles à la demande.

12. Pour mesurer la corpulence dans l'enquête SIP, nous ne pouvons mobiliser que l'IMC. Johansson et al. (2009) trouvent, sur données finlandaises, que d'autres mesures de la corpulence (tour de taille ou part de masse grasseuse notamment) peuvent conduire à des mesures d'impact différentes sur le salaire et l'emploi. Les indices qu'ils mobilisent conduisent cependant tous les trois à un lien négatif entre corpulence et emploi des femmes.

plus faible ou d'une anticipation de la part des employeurs d'une productivité plus faible liée à l'obésité dans son approche médicale et ceux qui relèvent uniquement de la comparaison à la norme sociale en incluant à la fois l'indicateur médical d'obésité basé sur l'IMC, et celui relatif à la norme. En adoptant sa démarche, nous trouvons que c'est la corpulence relative à la norme qui joue négativement sur l'emploi des femmes, et pas l'obésité au sens médical. Aucune des deux variables n'a d'effet significatif sur le salaire des femmes, et seul l'effet de la mesure médicale d'obésité est significativement négatif chez les hommes. Bien qu'il ne s'agisse ici que de corrélations, nos résultats suggèrent que les normes sociales pourraient limiter l'emploi des femmes (peut être au travers de mécanismes de discrimination), mais non leur salaire une fois qu'elles travaillent, alors que chez les hommes, s'il y a une baisse salariale chez les salariés les plus corpulents, cela serait plutôt lié à une baisse ou à une anticipation de baisse de leur productivité par l'employeur.

Ces résultats pourraient donc être compatibles avec une discrimination sur le marché de l'emploi envers les femmes obèses mais ils ne peuvent en démontrer l'existence. Théoriquement, trois types de discrimination peuvent exister sur le marché du travail et on s'attend à ce que leurs effets diffèrent pour les hommes et les femmes (voir Morris, 2007, ou Balsa et McGuire, 2003,

dans le contexte du ressenti des médecins face à des patients issus de minorité, et plus généralement Becker, 1971). Les personnes obèses peuvent souffrir d'une discrimination à la Becker qui se réfère aux goûts, aux préférences des employeurs ou à celles, anticipées, du public avec lequel l'employé(e) sera en contact. La revue de littérature de Puhl et Brownell (2001) rapporte les résultats d'expériences indiquant que les écarts d'embauches potentielles entre les personnes obèses non obèses sont plus forts sur des emplois de vendeurs que sur des postes d'informaticiens (moins de contact avec le public). L'obésité est alors un stigmate et plus particulièrement notamment pour les femmes. La discrimination peut aussi passer par des stéréotypes ; les personnes obèses seraient moins productives, car perçues en mauvaise santé, ou comme manquant de volonté, de discipline, ou encore moins dignes de confiance (Puhl et Brownell, 2001). Il s'agit alors d'une autre forme de stigmate : l'obésité indiquerait une « tare de caractère » (Goffman, 1963). Sa prévalence n'étant pas la même dans tous les groupes sociaux, et dans les pays développés, plus élevée dans les populations avec les revenus les plus faibles, l'obésité tend aussi à être un marqueur d'appartenance sociale. Enfin, il peut y avoir une discrimination statistique (Phelps, 1972 ; Arrow, 1974) induite par une plus grande incertitude ou une moins bonne connaissance sur la productivité des employés obèses. □

---

## BIBLIOGRAPHIE

**Anderson T. W. et Rubin H. (1949)**, « Estimation of the parameters of a single equation in a complete system of stochastic equations », *Annals of Mathematical Statistics*, vol. 20, pp. 46-63.

**Arrow K. (1974)**, « The theory of discrimination », in *Discrimination in labor markets*, ed. Aschenfelter O. et Rees A., Princeton, Princeton University Press.

**Averett S. et Korenman S. (1996)**, « The economic reality of the beauty myth », *Journal of Human Resources*, vol. 31, n° 2, pp. 304-333.

**Balsa A. I. et McGuire T. G. (2003)**, « Prejudice, clinical uncertainty and stereotyping as sources of health disparities », *Journal of Health Economics*, vol. 22, pp. 89-116.

**Baum C. L. et Ford W. F. (2004)**, « The wage effects of obesity: a longitudinal study », *Health Economics*, vol. 13, n° 9, pp. 885-899.

**Becker G. (1971)**, *The Economics of Discrimination*, The University of Chicago Press, Chicago, 178 pages.

**Bleich S., Cutler D., Murray C. et Adams A. (2008)**, « Why is the developed world obese? », *Annual Review of Public Health*, vol. 29, pp. 273-295.

**Brunello G. et D'Hombres B. (2007)**, « Does body weight affect wages? : Evidence from Europe », *Economics and Human Biology*, vol. 5, n° 1, p. 1-19.

- Burkhauser R. V. et Cawley J. (2008)**, « Beyond BMI : The value of more accurate measures of fatness and obesity in social science research », *Journal of Health Economics*, vol. 27, pp. 519-529.
- Cabane C. and Clark A. (2015)**, « Childhood Sporting Activities and Adult Labour Market Outcomes », *Annals of Economics and Statistics*, à paraître.
- Cawley J. (2004)**, « The Impact of Obesity on Wages », *Journal of Human Resources*, vol. 39, n° 2, pp. 451-474.
- Chiquiar D. et Hanson G. H. (2005)**, « International Migration, Self Selection and the Distribution of Wages : Evidence from Mexico and the United States », *Journal of Political Economy*, vol. 113, n° 2, pp. 239-281.
- Deb P., Gallo W., Ayyagari P., Fletcher J. et Sindelar J. (2011)**, « The effect of job loss on overweight and drinking », *Journal of Health Economics*, vol. 30, n° 2, pp. 317-327.
- DiNardo J., Fortin N. M. et Lemieux T. (1996)**, « Labor Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973-1992 : A Semiparametric Approach », *Econometrica*, 1996, vol. 64, n° 5, pp. 1001-1044.
- Fahr R. (2006)**, « The wage effects of social norms: evidence of deviations from peers' body-mass in Europe », *Discussion paper IZA*, n° 2323.
- Felton A. et Graham C. (2005)**, « Variance in obesity across cohorts and countries: A norms-based explanation using happiness surveys », *Working paper*, Brookings Institution, Washington.
- Goffman E. (1963)**, *Stigmate. Les usages sociaux des handicaps*, Paris, Minuit.
- Hamermesh D. S. et Biddle J. E. (1994)**, « Beauty and the Labor Market », *American Economic Review*, vol. 84, pp. 1174-1194.
- Johansson E., Böckerman P., Kiiskinen U. et Heliövaara M. (2009)**, « Obesity and labour market success in Finland: the difference between having a high BMI and being fat », *Economics and Human Biology*, vol. 7, pp. 36-45.
- Lindeboom M., Lundborg P. et van der Klaaw B. (2010)**, « Assessing the impact of obesity on labor market outcomes », *Economics, and Human Biology*, vol. 8, pp. 309-319.
- Morris S. (2007)**, « The Impact of Obesity on Employment », *Labour Economics*, vol. 14, n° 3, pp. 413-433.
- Paraponaris A., Saliba B. et Ventelou B. (2005)**, « Obesity, weight status and employability. Empirical evidence from a French national survey », *Economics and Human Biology*, vol. 3, pp. 241-258.
- Phelps E. (1972)**, « The statistical theory of racism and sexism », *American Economic Review*, vol. 62, pp. 659-661.
- Puhl R. et Brownell K. D. (2001)**, « Bias, discrimination, and obesity », *Obesity Research*, vol. 9, pp. 788-805.
- Rivers D. et Vuong Q. H. (1988)**, « Limited information Estimators and Exogeneity Tests for Simultaneous Probit models », *Journal of Econometrics*, vol. 39, pp. 347-366.
- Saint Pol (de) T. (2010)**, *Le corps désirable*, Paris, PUF.
- Sargent J. D. et Blanchflower D. G., (1994)**, « Obesity and stature in adolescence and earnings in young adulthood : analysis of a British birth cohort », *Archives of Pediatrics and Adolescent Medicine*, vol. 148, pp. 681-687.
- Stutzer A. et Meier A. N. (2007)**, « Limited self-control, Obesity, and the Loss of Happiness », *Health Economics*, pp. 1099-1050.

## ANNEXE

Tableau A

**Effet de la corpulence relative sur l'emploi et le salaire : femmes**

Effets sur l'emploi	10 % plus corpulentes du groupe			Écart de corpulence à la moyenne du groupe		
	<i>Probit</i>	<i>Biprobit</i>	<i>Logit</i> avec effets fixes	<i>Probit</i>	Doubles moindres carrés (DMC)	<i>Logit</i> avec effets fixes
Corpulence	- 0,265*** (0,051)	- 1,157*** (0,246)	0,128 (0,334)	- 0,097*** (0,016)	- 0,188*** (0,066)	- 0,163 (0,148)
Instruments (1 <sup>re</sup> étape) N'a jamais régulièrement exercé d'activité sportive		0,277*** (0,042)				
Nombre d'observations	8 261	8 263	1 086	8 261	8 263	1 086
Effet marginal d'une variable dichotomique de corpulence sur la probabilité d'emploi	- 0,073	- 0,311				
Écart-type	0,014	0,063				
Effet marginal d'une variable continue de corpulence sur la probabilité d'emploi				- 0,027	- 0,188	
Écart-type				0,004	0,066	
Pseudo R2	0,132		0,153	0,133		0,154
Statistique du Chi2		1685,852			2594,396	
Fisher 1 <sup>re</sup> étape : nullité de l'instrument		23,725			39,205	
Pvalue du test d'endogénéité (Rivers et Vuong)		< 0,001			< 0,001	
Effets sur le log du salaire horaire	Moindres carrés ordinaires (MCO)	DMC	MCO avec effets fixes	MCO	DMC	MCO avec effets fixes
Corpulence	- 0,014 (0,018)	- 1,842** (0,715)	0,049 (0,050)	- 0,014*** (0,005)	- 0,388*** (0,120)	0,020 (0,023)
Nombre d'observations	4 934	4 934	4 934	4 934	4 934	4 934
R2 ajusté	0,275	-	0,013	0,276	-	0,013
Fisher 1 <sup>re</sup> étape : nullité de l'instrument		8,345			15,171	
Pvalue du test d'endogénéité		< 0,001			< 0,001	
Pvalue du test d'Anderson-Rubin de nullité du coefficient de corpulence robuste à l'instrumentation faible		< 0,001			< 0,001	

Note : écart-types cluster par identifiant entre parenthèses. Significativité : \* :  $p < 0,01$  ; \*\* :  $p < 0,05$  ; \*\*\* :  $p < 0,1$ . Contrôles : équations d'emploi : diplôme, âge en tranche, état de santé déclaré, origine, situation familiale, département et année d'observation. Équations de salaire : diplôme, expérience potentielle, expérience potentielle au carré, état de santé déclaré, département et année d'observation. Lecture : toutes choses égales par ailleurs, selon l'estimation probit, les 10 % les plus corpulentes d'un groupe ont 7,3 point de probabilité de moins d'avoir un emploi.

Champ : 2006 : femmes âgées de 21 à 59 ans ; 2010 : femmes âgées de 24 à 59 ans ; pour les équations de salaire, on se restreint aux salariées dont le salaire horaire est supérieur à 80 % du smic, hors apprentis et stagiaires.

Source : enquêtes Santé et itinéraire professionnel, 2006 et 2010, Drees-Dares.

Tableau B

**Effet de la corpulence relative sur l'emploi et le salaire : hommes**

Effets sur l'emploi	10 % plus corpulents du groupe			Écart de corpulence à la moyenne du groupe		
	<i>Probit</i>	<i>Biprobit</i>	<i>Logit avec effets fixes</i>	<i>Probit</i>	Doubles moindres carrés (DMC)	<i>Logit avec effets fixes</i>
Corpulence	0,006 (0,073)	- 1,172*** (0,414)	- 0,335 (0,431)	0,061*** (0,021)	0,030 (0,119)	- 0,098 (0,181)
Instruments (1 <sup>re</sup> étape) N'a jamais régulièrement exercé d'activité sportive		0,227*** (0,051)				
Nombre d'observations	6 698	6 712	682	6 698	6 712	682
Effet marginal d'une variable dichotomique de corpulence sur la probabilité d'emploi	0,001	- 0,230				
Écart-type	0,014	0,084				
Effet marginal d'une variable continue de corpulence sur la probabilité d'emploi				0,012	0,030	
Écart-type				0,004	0,119	
Pseudo R2	0,234		0,273	0,235		0,272
Statistique du Chi2		1 486,348			1 777,464	
Fisher 1 <sup>re</sup> étape : nullité de l'instrument		12,837			6,410	
Pvalue du test d'endogénéité (Rivers et Vuong)		0,349			0,011	
Effets sur le log du salaire horaire	Moindres carrés ordinaires (MCO)	DMC	MCO avec effets fixes	MCO	DMC	MCO avec effets fixes
Corpulence	0,004 (0,020)	- 2,452** (1,153)	- 0,015 (0,050)	0,008 (0,006)	- 1,245 (0,987)	0,011 (0,022)
Nombre d'observations	4 497	4 497	4 497	4 497	4 497	4 497
R2 ajusté	0,284	-	0,020	0,284	- 9,763	0,020
Fisher 1 <sup>re</sup> étape : nullité de l'instrument		5,294			1,686	
Pvalue du test d'endogénéité		< 0,001			< 0,001	
Pvalue du test d'Anderson-Rubin de nullité du coefficient de corpulence robuste à l'instrumentation faible		< 0,001			< 0,001	

Note : écart-types cluster par identifiant entre parenthèses. Significativité : \* :  $p < 0,01$  ; \*\* :  $p < 0,05$  ; \*\*\* :  $p < 0,1$ . Contrôles : équations d'emploi : diplôme, âge en tranche, état de santé déclaré, origine, situation familiale, département et année d'observation. Équations de salaire : diplôme, expérience potentielle, expérience potentielle au carré, état de santé déclaré, département et année d'observation. Lecture : toutes choses égales par ailleurs, selon les MCO, les 10 % les plus corpulents d'un groupe sont aussi souvent en emploi que les autres (effet marginal de 0,001 non significativement différent de 0).

Champ : 2006 : hommes âgés de 21 à 59 ans ; 2010 : hommes âgés de 24 à 59 ans ; pour les équations de salaire, on se restreint aux salariés dont le salaire horaire est supérieur à 80 % du smic, hors apprentis et stagiaires.

Source : enquêtes Santé et itinéraire professionnel, 2006 et 2010, Drees-Dares.