

Chômage et comportements à risque : quel effet de la perte d'emploi sur la consommation d'alcool et de tabac ?

Unemployment and Risky Behaviours: The Effect of Job Loss on Alcohol and Tobacco Consumption

Jérôme Ronchetti* et Anthony Terriau**

Résumé – Cet article analyse l'impact de l'expérience du chômage sur la consommation d'alcool et de tabac, et plus particulièrement sur les comportements à risque. Si l'on observe des différences significatives en termes de fréquence et de quantité consommée entre la population des chômeurs et celle des actifs occupés lorsque l'on analyse des données en coupe, ces écarts disparaissent lorsque l'on utilise des données longitudinales et que l'on mobilise une méthode d'estimation en double différence avec appariement sur score de propension afin de réduire le biais de sélection. Nos résultats suggèrent que, dans le cas français, l'expérience du chômage n'engendre pas de hausse significative des comportements à risque.

Abstract – *This article analyses the impact of a transition from employment to unemployment on alcohol and tobacco consumption, and more specifically on risky behaviours. With cross-section data, we observe significant differences between the employed and the unemployed both in terms of frequency and quantity consumed. However, this association between unemployment and risky behaviours disappears when we use longitudinal data and a difference-in-differences propensity score matching approach to reduce the selection bias. Our results suggest that, in the French context, the event of unemployment does not lead to a significant increase in risky behaviours.*

Codes JEL / JEL Classification : C23, I10, I12, I18

Mots-clés : chômage, tabac, alcool, addictions

Keywords: *unemployment, tobacco, alcohol, addictions*

* Magellan, Université Jean Moulin Lyon 3, laelyon School of Management (jerome.ronchetti@univ-lyon3.fr) ; ** GAINS, Le Mans Université (anthony.terriau@univ-lemans.fr)

Les auteurs tiennent à remercier deux rapporteurs anonymes pour leurs remarques.

Reçu en mars 2019, accepté en janvier 2020.

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

Citation: Ronchetti, J. & Terriau, A. (2021). Unemployment and Risky Behaviours: The Effect of Job Loss on Alcohol and Tobacco Consumption. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 522-523, 23–41. <https://doi.org/10.24187/ecostat.2021.522d.2039>

Les interactions entre santé et chômage suscitent un intérêt grandissant depuis plusieurs années, en particulier suite à la hausse du chômage observée après la crise de 2008. Une partie de la littérature, basée sur de simples corrélations, met en évidence une association forte entre chômage et santé. On ne peut toutefois pas en déduire que le chômage a un effet causal négatif sur la santé. Tout d'abord, il y a un biais de sélection : les individus les plus jeunes ont, par exemple, une probabilité plus forte d'entrer au chômage (Gervais *et al.*, 2016). Certains auteurs ont également mis en évidence l'existence d'une causalité inverse : les travailleurs en mauvaise santé ont une probabilité plus importante de perdre leur emploi (Jusot *et al.*, 2008). Par ailleurs, les chômeurs ayant un état de santé dégradé ont plus de difficultés à trouver ou à se maintenir en emploi (Barnay & Defebvre, 2016). Ces éléments peuvent expliquer pourquoi on observe une plus forte proportion d'individus en mauvaise santé au sein de la population des chômeurs, même en l'absence d'effet causal du chômage sur la santé.

Plusieurs méthodes peuvent permettre d'identifier l'effet du chômage sur la santé. Une première méthode consiste à utiliser un événement exogène entraînant une entrée au chômage. Salm (2009) et Schmitz (2011) exploitent les fermetures d'entreprises, respectivement aux États-Unis et en Allemagne, et montrent que l'expérience du chômage n'a pas d'impact significatif sur la santé. En France, les fermetures d'entreprises sont plus rares qu'aux États-Unis et en Allemagne, et plusieurs dispositifs permettent aux firmes de se séparer de leurs travailleurs avant leur fermeture définitive (rupture conventionnelle, licenciement économique, etc.). Par conséquent, cette méthode ne peut pas être utilisée dans le cas français¹. Une seconde approche consiste à utiliser des méthodes d'appariement sur score de propension. Les travaux de Browning *et al.* (2006), Böckerman & Ilmakunnas (2009), Gebel & Voßemer (2014), et Ronchetti & Terriau (2019 ; 2020), menés respectivement au Danemark, en Finlande, en Allemagne et en France, concluent ainsi que l'expérience du chômage n'a pas d'effet significatif sur l'état de santé. Si le chômage ne semble pas avoir d'impact significatif sur la santé à court terme, il est toutefois possible qu'il induise une modification des habitudes de vie et des comportements addictifs pouvant impacter la santé à plus long terme. Les travaux de Marcus (2014), sur données allemandes, montrent que la perte d'emploi incite ceux qui ne fumaient pas à commencer à fumer mais n'accroît pas la consommation de cigarettes des individus qui fumaient initialement.

Plusieurs canaux peuvent influencer la consommation d'alcool et de tabac au cours d'un épisode de chômage. Tout d'abord, si l'alcool et le tabac sont des biens normaux, la baisse de revenu induite par la perte d'emploi devrait entraîner une baisse de la consommation de ces deux biens (Hill, 2003 ; 2014). Néanmoins, Peretti-Watel *et al.* (2009) observent une plus forte prévalence du tabagisme parmi les individus les plus pauvres. Jarvis & Wardle (1999) ont montré que la dégradation du mode de vie parfois observée lors d'un choc négatif s'explique par la nécessité, pour l'individu, de compenser « psychologiquement » les difficultés économiques et sociales de court terme. L'expérience du chômage serait associée à une augmentation du stress, à une plus forte prépondérance des syndromes de somatisation, de dépression et d'anxiété, et plus généralement à une détérioration de la santé mentale (Linn *et al.*, 1985 ; Osipow & Fitzgerald, 1993 ; Bartley & Owen, 1996 ; Thomas *et al.*, 2005 ; Burgard *et al.*, 2007 ; Tefft, 2011 ; Gathergood, 2013 ; Blasco & Brodaty, 2016). Le choc psychologique provoqué par la perte d'emploi pourrait alors entraîner une hausse des comportements à risque, *via* une surconsommation d'alcool, de cigarettes et de substances médicamenteuses (Peck & Plant, 1986 ; Lee *et al.*, 1991 ; Morris *et al.*, 1992 ; Montgomery *et al.*, 1998 ; Falba *et al.*, 2005 ; Kuhn *et al.*, 2009 ; Browning & Heinesen, 2012 ; Classen & Dunn, 2012 ; Ahmed & Peeran, 2016).

Une partie de la littérature s'est intéressée à la relation entre consommation d'alcool et de tabac. Plusieurs études suggèrent l'existence d'une forme de complémentarité entre ces deux biens (Tauchmann, 2013). Les buveurs d'alcool auraient une probabilité plus importante de fumer et les fumeurs une plus forte propension à consommer de l'alcool (Shiffman & Balabanis, 1995 ; Madden & Heath, 2002 ; Falk *et al.*, 2006 ; De Leon *et al.*, 2007). Plusieurs travaux montrent qu'une hausse de prix ou un recul de l'âge légal de consommation de l'un de ces deux biens se traduit par une baisse de la consommation des deux biens (Dee, 1999). Les tests menés en laboratoire tendent à montrer que l'alcool stimule la consommation de tabac (Mintz *et al.*, 1985 ; Mello *et al.*, 1987) tandis que la nicotine pousse à boire davantage d'alcool (Acheson *et al.*, 2006 ; Barrett *et al.*, 2006). Par conséquent, il est nécessaire d'analyser l'effet du chômage à la fois sur la consommation d'alcool et sur la consommation de tabac.

1. L'enquête Emploi permet d'identifier les chômeurs qui ont perdu leur emploi suite à une fermeture d'entreprise et comporte, depuis 2013, des variables sur l'état de santé. Toutefois l'échantillon obtenu est trop faible pour pouvoir être exploité.

L'analyse des effets du chômage sur la consommation d'alcool et de tabac présente un intérêt de santé publique majeur. Le tabac peut provoquer de nombreuses pathologies et en particulier des cancers, des pathologies pulmonaires, ainsi que des maladies cardio-vasculaires (Sturm, 2002 ; Bjartveit & Tverdal, 2005). L'alcool peut quant à lui engendrer des maladies neurologiques et des troubles cognitifs, et générer des problèmes cardiovasculaires ou digestifs (Anderson *et al.*, 1993 ; Edwards, 1997 ; Nelson *et al.*, 2013 ; Praud *et al.*, 2016 ; Connor, 2017). Il s'agit, selon le Ministère des Solidarités et de la Santé, des deux principales causes de mortalité évitable en France. Plusieurs études estiment que la consommation de tabac serait à l'origine de près de 20 % des décès tandis que la consommation d'alcool serait responsable d'environ 3.5 % des décès dans les pays développés (Peto *et al.*, 1992 ; McGinnis & Foege, 1993 ; Mokdad *et al.*, 2004 ; Danaei *et al.*, 2009 ; Ma *et al.*, 2018). Par ailleurs, une part importante des dépenses de santé est imputable à la consommation de ces deux substances (Xu *et al.*, 2015 ; Miquel *et al.*, 2018). Il apparaît donc essentiel d'analyser si le chômage peut concourir à une hausse de la consommation d'alcool et de tabac et à un développement des comportements à risque. Une telle analyse est d'autant plus importante que les pathologies attribuables à l'alcool et au tabac peuvent survenir plusieurs années après. La plupart des études qui évaluent l'effet du chômage sur la santé se basent sur des indicateurs de santé perçue, des mesures de santé mentale ou encore sur les consommations de soins à court terme. Toutefois, il est possible que certains effets du chômage sur la santé ne puissent s'apprécier que sur le long terme, au-delà des périodes généralement observées dans les enquêtes en France (Blasco & Brodaty, 2016, à partir de l'enquête *Santé et itinéraire professionnel* (Sip) ; Ronchetti & Terriau, 2020, avec l'enquête *Santé et Protection Sociale* (ESPS) ; Ronchetti & Terriau, 2019, avec l'enquête *Emploi*). Une façon d'analyser, dans le cas français, l'impact potentiel du chômage sur la santé au-delà des périodes d'enquêtes (4 ans au maximum pour la plupart des enquêtes longitudinales françaises) consiste à observer la modification ou non, à court terme, des comportements addictifs et à risque, susceptibles d'impacter la santé à plus long terme.

Si le chômage engendre une hausse des comportements à risque en termes de consommation d'alcool et de tabac, les pouvoirs publics doivent prendre en considération les externalités négatives du chômage sur la santé et accroître encore leurs efforts pour lutter contre le chômage. Par

ailleurs, si le chômage entraîne un accroissement des comportements de dépendance, ceux-ci sont susceptibles de perdurer bien au-delà de la période de chômage. En effet, il a été montré qu'une consommation excessive ou régulière d'alcool ou de tabac accroît le risque d'absentéisme et diminue la productivité au travail (Batenburg & Reinken, 1990 ; Halpern *et al.*, 2001 ; Rice *et al.*, 1998 ; Norström, 2006). De plus, l'alcoolisme et le tabagisme sont associés à une probabilité plus faible de trouver un emploi et à un risque accru de chômage (Johansson *et al.*, 2007 ; Mullahy & Sindelar, 1996 ; MacDonald & Shields, 2004). Par conséquent, le coût économique d'une hausse des comportements à risque et des addictions peut être très important et requiert une attention toute particulière.

Enfin, l'environnement économique, social et institutionnel peut influencer de manière significative la relation entre chômage et consommation d'alcool et de tabac. D'un côté, l'alcool et le tabac sont des produits fortement taxés et dont les prix varient de manière importante d'un pays à l'autre. D'un autre côté, le ratio de remplacement net, c'est-à-dire le revenu que perçoit un chômeur en pourcentage de son ancien salaire, dépend du système d'assurance chômage et des mécanismes d'assistance propres à chaque pays. Comme souligné par Ahn *et al.* (2004), ce ratio de remplacement net peut influencer la manière dont l'expérience du chômage est vécue. Il peut affecter la consommation d'alcool et de tabac par le rôle qu'il joue sur le stress et la santé mentale (facteurs précurseurs) mais aussi *via* le choc de revenu induit par la perte d'emploi. Par conséquent, l'impact du chômage sur la consommation d'alcool et de tabac peut varier fortement en fonction des pays, notamment si l'effet revenu est important. Enfin, si certaines études ont déjà été menées pour examiner les interactions entre chômage et comportements à risque, celles-ci concernaient généralement des pays ayant un taux de chômage et des durées de chômage relativement faibles (Allemagne, États-Unis, pays scandinaves, etc.). En France, où le taux de chômage est plus élevé et où la durée moyenne de chômage est supérieure à un an, l'expérience du chômage peut être vécue de manière sensiblement différente. Ainsi, les effets mesurés dans d'autres pays ne sont pas transposables au cas français.

Dans cet article, nous évaluons l'impact du chômage sur la consommation d'alcool et de tabac en utilisant les données de l'enquête ESPS sur la période 2010-2014. Nous mobilisons une méthode d'estimation en double différence avec appariement sur score de propension et montrons

que l'expérience du chômage n'engendre pas de modification des comportements à risque. La suite de cet article est organisée de la façon suivante : la section 1 présente de premiers éléments sur les différences de santé et de comportements à risque entre chômeurs et actifs en emploi, puis la section 2 détaille la stratégie économétrique. Les résultats sont donnés dans la section 3 et une analyse de sensibilité est présentée dans la section 4. Puis nous concluons et présentons les extensions envisagées.

1. L'écart entre chômeurs et actifs occupés en termes de santé et de comportements à risque

Afin de motiver cette étude, nous présentons les principales différences d'état de santé et de consommation d'alcool et de tabac entre les chômeurs et les personnes en emploi, observées sur la base de l'ESPS ; l'enquête, l'échantillon et les variables mobilisées sont présentés dans l'encadré 1.

ENCADRÉ 1 – Données, échantillon et variables de résultat

Données

L'enquête *Santé et Protection Sociale* (ESPS) est conduite par l'Institut de Recherche et Documentation en Économie de la Santé (IRDES) depuis 1988. Elle recueille un ensemble de données sur la situation professionnelle, l'état de santé et les habitudes de vie. Il s'agit de la première base de données longitudinale permettant de recenser simultanément les trajectoires professionnelles et la consommation d'alcool et de tabac. L'enquête est un panel qui interroge les mêmes ménages tous les 4 ans. L'échantillon a été entièrement renouvelé en 2010 afin de réduire l'attrition entre les différentes vagues de l'enquête. Dans notre étude, nous mobilisons les enquêtes 2010 et 2014, représentatives d'environ 97 % de la population vivant en France métropolitaine.

Échantillon

Notre échantillon est constitué des personnes en emploi en 2010, qui sont soit en emploi soit au chômage en 2014. Nous nous focalisons donc sur les individus ayant un attachement fort au marché du travail. Les étudiants, les retraités et les autres inactifs sont exclus de l'analyse, ce qui aboutit à un échantillon de 1 540 individus. Nous excluons ensuite les individus qui n'appartiennent pas au support commun de la distribution des scores (13 individus). L'échantillon final comporte donc 1 527 individus. Environ 90 % d'entre eux sont en emploi en 2010 et 2014 (groupe de contrôle) et près de 10 % sont en emploi en 2010 mais sans emploi en 2014 (groupe traité).

Variables de résultat

Notre étude examine l'impact de l'expérience du chômage sur la santé à court terme, ainsi que sur des comportements susceptibles de la dégrader à plus long terme. Pour cela nous mobilisons trois séries de variables de résultat. La première série porte sur la santé. Nous utilisons tout d'abord la variable « État de santé déclaré », construite à partir de la réponse à la question suivante : « Comment est votre état de santé en général ? » avec 1 (« Très bon »), 2 (« Bon »), 3 (« Assez bon »), 4 (« Mauvais ») et 5 (« Très mauvais »). Dans l'article, nous renversons cette échelle de manière à ce que 1 soit considéré comme un état de santé « Très mauvais » et 5 comme un état de santé « Très bon ». Nous créons également une variable dichotomique « Mauvaise santé » valant 1 si l'individu déclare un état de santé « Assez bon », « Mauvais » ou « Très mauvais », et valant 0 si l'individu déclare un état de santé « Bon » ou « Très bon ». De manière complémentaire, nous mobilisons une variable binaire « Dépression »^(a) valant 1 si l'individu a déclaré une dépression, et 0 sinon. Nous disposons par conséquent de mesures globales de l'état de santé ainsi que d'une mesure plus spécifique liée à la santé mentale. Une deuxième série de variables de résultat vise à analyser les habitudes de consommation d'alcool. Nous étudions tout d'abord les fréquences de consommation grâce à la variable « Boit tous les jours » (« Boit de manière occasionnelle »), valant 1 si l'individu consomme de l'alcool quotidiennement (ponctuellement), et 0 sinon. Dans une seconde étape, nous analysons les quantités consommées au cours d'une occasion. L'enquête nous permet de savoir si un individu « Boit 3 verres ou plus par occasion » (« Boit 5 verres ou plus par occasion »). Cette variable vaut 1 si l'individu consomme 3 verres (5 verres) ou plus par occasion, et 0 sinon. Nous ajoutons également des variables sur les profils d'alcoolisation tels que définis par l'IRDES (voir annexe). Nous distinguons 3 types de profils : « Consommateur sans risque » prenant la valeur 1 si un homme (une femme) boit 21 verres (14 verres) ou moins par semaine et si il (elle) ne boit jamais 6 verres ou plus en une occasion, « Consommateur à risque ponctuel » prenant la valeur 1 si un homme (une femme) boit 21 verres (14 verres) ou moins par semaine et si il (elle) boit moins de 2 fois par mois 6 verres ou plus en une occasion, et « Consommateur à risque chronique et dépendant » prenant la valeur 1 si un homme (une femme) boit plus de 21 verres (14 verres) par semaine ou si il (elle) boit au moins 1 fois par semaine 6 verres ou plus en une occasion. Enfin, une troisième série de variables de résultat porte sur la consommation de tabac. Nous étudions tout d'abord les fréquences de consommation par le biais de la variable « Fume tous les jours » (« Fume de manière occasionnelle »), valant 1 si l'individu fume quotidiennement (ponctuellement), et 0 sinon. Ensuite, nous observons la quantité consommée chaque jour avec la variable « Nombre de cigarettes fumées ». Toutes ces variables de résultat permettent d'avoir une vision d'ensemble de l'impact de l'expérience du chômage sur la santé et sur les comportements à risque en termes de consommation d'alcool et de tabac.

^(a) Soulignons que cette variable est basée sur la réponse à la question : « Au cours des 12 derniers mois, avez-vous eu une dépression ? ». Il est donc possible que la dépression ait précédé l'entrée au chômage. Les résultats obtenus sur la base de cette variable doivent donc être interprétés avec précaution.

La figure I montre que les individus au chômage en 2014 ont un état de santé significativement plus faible (au seuil de 5 %) que les personnes en emploi². Si le pourcentage d'individus buvant de l'alcool tous les jours n'est pas statistiquement différent entre les deux populations, la proportion de fumeurs quotidiens est en revanche significativement plus élevée (au seuil de 5 %) chez les chômeurs. Pour autant, ces différences sont-elles dues au chômage ?

Pour répondre à cette question, il est nécessaire d'utiliser la dimension longitudinale de l'enquête. En effet, la figure II montre que les individus au chômage en 2014 étaient déjà significativement en moins bonne santé en 2010 (au seuil de 5 %), lorsqu'ils étaient en emploi. Il est donc possible que l'association entre chômage et faible état de santé soit liée à une causalité inverse. D'une part, les individus en mauvaise santé peuvent avoir une probabilité plus forte d'entrer au chômage. D'autre part, il est possible, qu'une fois devenus chômeurs, ils se caractérisent par des périodes de chômage relativement plus longues. Ces deux

arguments augmentent la probabilité d'observer des chômeurs en mauvaise santé. Un raisonnement similaire s'applique au lien entre chômage et alcool³ d'une part, et chômage et tabac⁴ d'autre part. La section suivante présente la stratégie économétrique employée pour minimiser le biais de sélection et identifier l'effet du chômage sur la santé et sur les comportements à risque.

2. Stratégie empirique

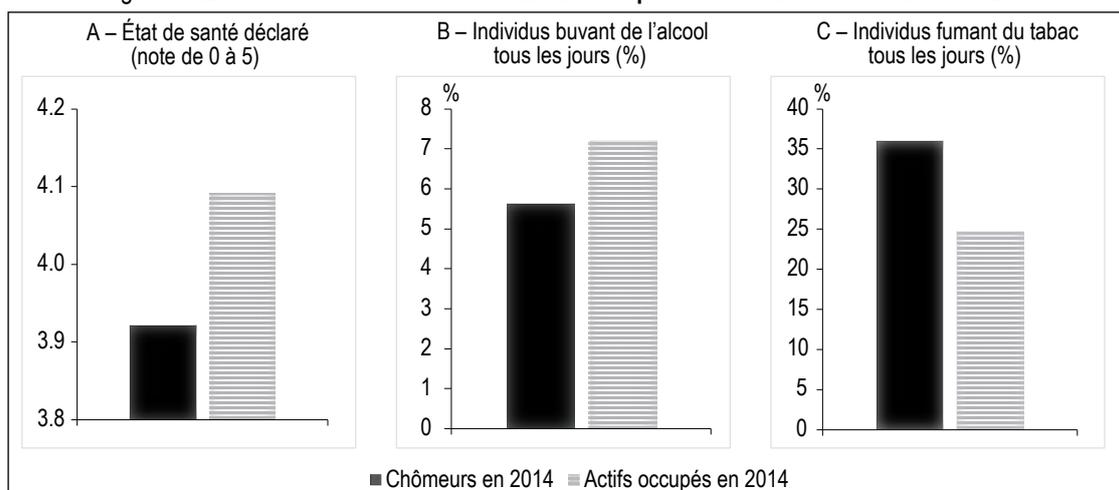
Nous utilisons une méthode d'estimation en double différence avec appariement sur score de propension (encadré 2) afin d'identifier l'impact de l'expérience du chômage sur la santé et sur les comportements à risque. Adaptée à des

2. Tests non reportés ici. Les tests sur les variables observées en 2010 pour ces deux groupes sont présentés dans le tableau 2 (Voir échantillon « Non-apparié »).

3. Les taux de personnes buvant quotidiennement de l'alcool, mesurés en 2010, qu'elles soient en emploi en 2014 ou au chômage à la même date, ne sont pas statistiquement différents (au seuil de 5 %).

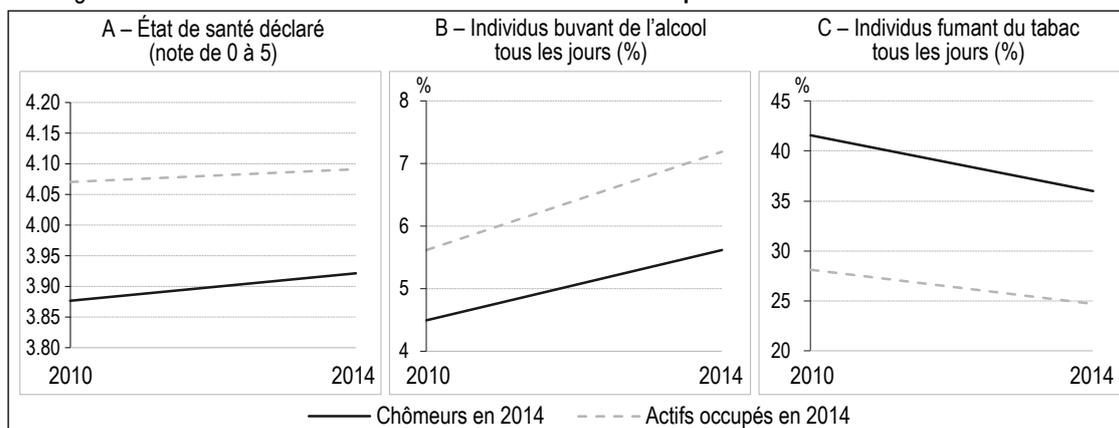
4. Les taux de personnes fumant quotidiennement des cigarettes, mesurés en 2010, qu'elles soient en emploi en 2014 ou au chômage à la même date, ne sont pas statistiquement différents (au seuil de 5 %).

Figure I – État de santé déclaré et consommateurs quotidiens d'alcool et de tabac en 2014



Source : ESPS 2014.

Figure II – État de santé déclaré en 2010 et consommateurs quotidiens d'alcool et de tabac en 2014



Source : ESPS 2010-2014.

échantillons de taille modeste (Pirracchio *et al.*, 2012), cette méthode consiste à appairer des individus du groupe expérimental et du groupe témoin selon leur propension à être traité, puis à comparer l'évolution moyenne de la variable de résultat du groupe traité avec celle du groupe non traité. Plusieurs étapes doivent être respectées afin de rendre l'estimation crédible. Dans un premier temps, il faut déterminer le score

de propension, à partir d'un modèle logit ou probit, en utilisant la participation au traitement comme variable dépendante et l'ensemble des caractéristiques observables pouvant affecter la participation au traitement comme variables indépendantes. Il faut alors s'assurer que les distributions du score de propension des deux groupes disposent d'une zone de support commun suffisamment large. Ensuite, un

ENCADRÉ 2 – Stratégie d'estimation

Notre échantillon est constitué exclusivement d'individus en emploi en 2010. Soit D le traitement avec $D = 0$ si l'individu est en emploi en 2014 et $D = 1$ si l'individu est au chômage. Soit Y la variable de résultat (état de santé, consommation d'alcool ou de tabac) avec Y^1 la variable de résultat pour un membre du groupe de traitement et Y^0 la variable de résultat pour une personne appartenant au groupe de contrôle. Si l'on considère $t = 2010$ et $t + 1 = 2014$, d'après l'approche en double différence (*Difference-in-Differences*, DiD), l'effet moyen du traitement sur les traités (*Average Treatment effect on the Treated*, ATT) se détermine en comparant l'évolution de la variable de résultat entre t et $t + 1$ du groupe de traitement $E(Y_{t+1}^1 - Y_t^1 | D = 1)$ à celle du groupe de contrôle $E(Y_{t+1}^0 - Y_t^0 | D = 0)$, soit :

$$ATT = E(Y_{t+1}^1 - Y_t^1 | D = 1) - E(Y_{t+1}^0 - Y_t^0 | D = 0)$$

Sous l'hypothèse de tendance commune aux deux groupes qui suppose, qu'en l'absence de traitement, les individus du groupe de traitement et ceux du groupe de contrôle auraient une évolution similaire de leurs variables de résultat, soit :

$$E(Y_{t+1}^0 - Y_t^0 | D = 1) = E(Y_{t+1}^0 - Y_t^0 | D = 0)$$

L'approche en double différence présente plusieurs avantages. La première différence, constituée d'un côté de $E(Y_{t+1}^1 - Y_t^1 | D = 1)$ et de l'autre côté de $E(Y_{t+1}^0 - Y_t^0 | D = 0)$ permet d'éliminer les effets fixes individuels tandis que la deuxième différence $E(Y_{t+1}^1 - Y_t^1 | D = 1) - E(Y_{t+1}^0 - Y_t^0 | D = 0)$ permet d'éliminer les effets temporels communs. Toutefois, il n'est pas possible, dans notre cas, d'appliquer directement l'approche en double différence car l'affectation au traitement n'est pas aléatoire. En effet, le tableau 1 montre par exemple que les individus les plus jeunes, ceux en contrat à durée déterminée ainsi que les personnes en mauvaise santé en 2010 ont une probabilité plus élevée d'être au chômage en 2014. Une stratégie d'identification possible consiste à supposer, qu'étant donné un ensemble de caractéristiques observables X , les variables de résultat sont indépendantes de l'affectation au traitement. Cette hypothèse d'indépendance conditionnelle s'écrit :

$$Y^0, Y^1 \perp D | X$$

Par conséquent, il est possible d'estimer l'ATT en comparant l'évolution des variables de résultat entre t et $t + 1$ des individus traités et des individus non traités ayant les mêmes caractéristiques observables X (Heckman *et al.*, 1998). Afin de réduire le biais de sélection, il est préférable de réaliser l'appariement sur un grand nombre de caractéristiques pouvant affecter la participation au traitement. Toutefois, à mesure que le nombre de caractéristiques déterminant l'accès au traitement augmente, il devient de plus en plus difficile de trouver deux individus ayant exactement les mêmes caractéristiques. Pour résoudre ce problème, Rosenbaum & Rubin (1983) proposent d'appairer les individus traités et non traités selon un résumé de dimension 1, appelé « score de propension » (*propensity score*), correspondant à la probabilité de participer au traitement étant donné un ensemble de caractéristiques observables X . Ils montrent ainsi que, si la variable de résultat Y est indépendante de la participation au traitement D conditionnellement aux caractéristiques observables X , elle est également indépendante de D conditionnellement au score de propension $P(X)$, soit :

$$Y^0, Y^1 \perp D | P(X)$$

sous l'hypothèse de support commun :

$$0 < P(X) < 1$$

Cette condition permet de s'assurer qu'il existe, pour chaque individu traité, au moins un individu non traité ayant le même score de propension (Heckman *et al.*, 1998). Ainsi, en réalisant un appariement sur score de propension (*Propensity Score Matching*, PSM), nous pouvons minimiser le biais de sélection. Sous les hypothèses de tendance commune, d'indépendance conditionnelle et de support commun, nous pouvons ainsi estimer l'ATT pour les individus appartenant au support commun de la distribution des scores, en combinant DiD et PSM, soit :

$$ATT^{DiD-PSM} = \frac{1}{N_{D_1}} \sum_{i \in D_1 \cap S} \left[(Y_{i,t+1}^1 - Y_{i,t}^1) - \sum_{j \in D_0 \cap S} w_{ij} (Y_{j,t+1}^0 - Y_{j,t}^0) \right]$$

Avec D_1 (D_0) le groupe de traitement (contrôle), N le nombre d'individu traité et S la zone de support commun. Le terme w_{ij} représente le poids assigné au membre du groupe de contrôle ayant un score de propension proche à celui de l'individu traité, appelé « voisin ».

algorithme d'appariement doit être choisi pour appairer chaque participant au programme avec le non participant présentant le plus de similarités. Il convient alors de vérifier que le groupe de traitement et le groupe de contrôle présentent des caractéristiques observables moyennes similaires. Si l'appariement permet de rendre les deux groupes comparables, on peut alors estimer l'effet moyen du traitement sur les traités.

2.1. Score de propension

Le score de propension, c'est-à-dire la probabilité de participer au traitement étant donné un ensemble de variables observables X , est déterminé à l'aide d'un modèle probit utilisant la participation au traitement comme variable dépendante (Imbens & Wooldridge, 2009). Afin de rendre l'hypothèse d'indépendance

conditionnelle crédible, il est nécessaire d'inclure dans l'estimation du score de propension toutes les variables pouvant influencer de manière significative la participation au traitement (tableau 1). Les variables explicatives que nous utilisons sont mesurées en 2010, avant l'affectation au traitement, de manière à éviter des problèmes d'endogénéité. Nous retenons ici : l'âge, l'âge au carré, le sexe, le niveau d'éducation, le statut marital, les revenus du ménage, la catégorie socio-professionnelle (CSP), le secteur et l'effectif de l'entreprise, le type de contrat, ainsi que des variables liées à l'état de santé, et à la consommation d'alcool et de tabac. L'estimation du score de propension nous permet de minimiser le biais de sélection tandis que l'inclusion d'une variable dépendante retardée nous permet de traiter le problème de causalité inverse.

Tableau 1 – Modèle Probit

	Coefficient	Erreur-standard
Âge	-0.1838***	0.0622
Âge ²	0.0023***	0.0009
Homme (réf. Femme)	-0.2104	0.1287
Niveau d'éducation (réf. Supérieur)		
Primaire	0.0205	0.4404
Collège	-0.0175	0.1687
Lycée	-0.1936	0.1740
Marié (réf. Non marié)	-0.1679	0.1278
Revenus du ménage (réf. 4 600 € et plus)		
Moins de 1 300 €	0.0823	0.2485
Entre 1 300 € et 4 600 €	-0.1109	0.1846
CSP (réf. Cadre)		
Employé/Ouvrier	0.0872	0.2151
Profession intermédiaire	-0.2020	0.2223
Secteur (réf. Autre)		
Agriculture, sylviculture, pêche	-0.1276	0.4198
Industrie	0.2653	0.1793
Construction	0.3123	0.2375
Commerce et services	0.2063	0.1472
Taille de l'entreprise (réf. 20 salariés et plus)		
Moins de 10 salariés	0.5291***	0.1623
Entre 10 et 19 salariés	0.5847***	0.2020
CDI (réf. CDD)	-0.3458**	0.1419
État de santé		
État de santé déclaré	-0.2073***	0.0794
Consommation d'alcool (réf. Aucune)		
Boit tous les jours	-0.1877	0.2768
Boit occasionnellement	-0.3059**	0.1372
Consommation de tabac (réf. Aucune)		
Fume tous les jours	0.2045	0.1256
Fume occasionnellement	0.2225	0.2432
Nombre d'observations	1 540	

Note : toutes les variables sont mesurées en 2010, avant l'affectation au traitement. Seuils de significativité : 10 % (*), 5 % (**), 1 % (***).
Source : IRDES, ESPS 2010.

2.2. Qualité du score de propension

L'emploi du score de propension doit permettre d'équilibrer la distribution de toutes les caractéristiques observables incluses dans l'estimation du score de propension $P(X)$. À l'issue de l'estimation, nous nous assurons que l'équilibre est vérifié : nous divisons la distribution du score de propension en 10 strates et vérifions que, pour chacune des strates, les valeurs moyennes des variables explicatives ne sont pas statistiquement différentes entre les deux groupes.

Par ailleurs, l'utilisation du score de propension n'est adéquate que pour les individus appartenant au support commun de la distribution des scores. La figure III (graphique A) montre, qu'avant appariement, la zone de support commun est relativement large (Lechner, 2002). Nous adoptons la méthode min-max proposée par Dehejia & Wahba (2002) qui consiste à conserver uniquement les individus pour lesquels il existe un contrefactuel. Par conséquent, les individus dont le score est inférieur à la valeur minimale ou supérieur à la valeur maximale du score dans l'autre groupe sont exclus de l'analyse⁵.

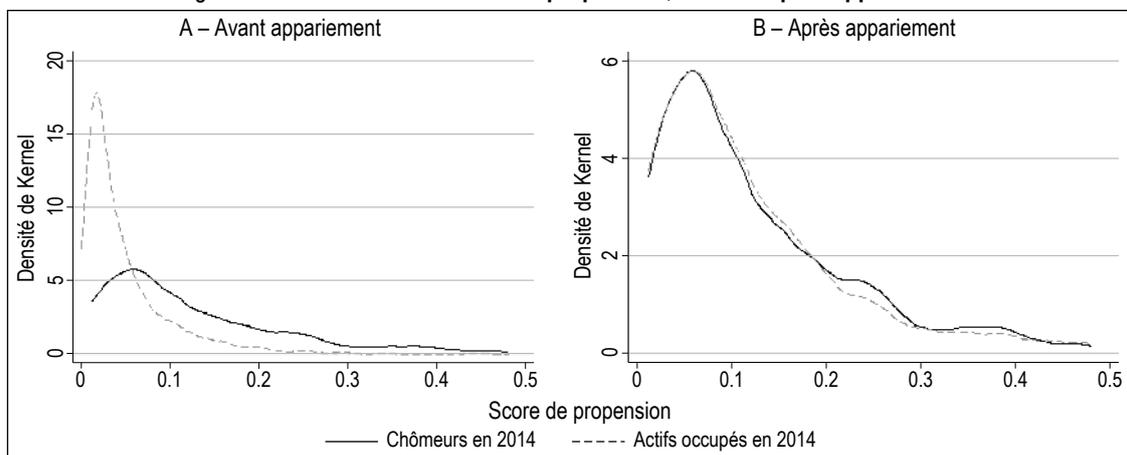
2.3. Appariement

Chaque membre du groupe de traitement est ensuite apparié à un ou plusieurs membres du groupe de contrôle ayant un score de propension proche, appelés « voisins ». Il est possible d'avoir recours à plusieurs méthodes pour réaliser cet appariement. Les algorithmes d'appariement diffèrent non seulement dans la manière de définir le voisinage mais aussi dans le poids assigné à chaque voisin. Nous réalisons tout d'abord un appariement selon la méthode des plus proches voisins (nearest neighbors). Chaque individu traité est alors apparié avec les 5 membres du groupe de contrôle ayant le score

de propension le plus proche. Cette méthode, fréquemment utilisée dans la littérature, peut toutefois engendrer de mauvais appariements, notamment lorsque les plus proches voisins sont relativement éloignés en termes de score de propension. Ce problème peut être résolu en imposant une distance maximale en termes de score de propension, appelée « Caliper ». Les travaux de Baser (2006) et Caliendo & Kopeinig (2008) montrent que l'appariement avec Caliper permet de réduire significativement le biais de sélection. Toutefois, comme Smith & Todd (2005) le soulignent, une limite notable de cette approche réside dans le choix du Caliper. Nous nous appuyons ici sur les travaux d'Austin (2011) pour déterminer la taille optimale de ce dernier. Enfin, nous testons la robustesse de notre appariement en utilisant un estimateur par noyau ou Kernel (Heckman *et al.*, 1998). Chaque individu du groupe de contrôle participe alors à la construction du contrefactuel d'un individu traité, avec un poids qui dépend de la distance entre son score de propension et celui de l'individu considéré. Par conséquent, les individus du groupe de contrôle ayant un score de propension relativement plus proche se voient attribuer un poids plus élevé. Cette méthode permet de réduire la variance puisqu'une plus grande quantité d'information est utilisée. Les estimations des ATT (pour *Average treatment effect on the treated*, effet moyen du traitement sur les traités, voir encadré 2) sont ensuite effectuées pour chacun de ces algorithmes d'appariement (nearest neighbors, Caliper, Kernel).

5. La zone du support commun étant particulièrement large, la méthode mix-max nous conduit à exclure uniquement 13 individus de l'analyse. Notre échantillon final comporte donc 1 527 individus.

Figure III – Distribution du score de propension, avant et après appariement



Source : ESPS 2010-2014.

2.4. Qualité de l'appariement

Une dernière étape consiste à examiner dans quelle mesure l'utilisation du score de propension permet de réduire le biais de sélection. La figure III présente la distribution du score de propension, avant et après appariement, pour les individus devenus chômeurs (groupe de traitement) et ceux toujours en emploi en 2014 (groupe de contrôle). Si le graphique de gauche souligne que les distributions du score étaient sensiblement différentes entre les deux groupes avant appariement, le graphique de droite montre que la répartition du score de propension devient similaire dans les deux groupes après appariement. Autrement dit, l'appariement semble avoir rendu les individus du groupe de traitement et du groupe de contrôle comparables. La qualité de l'appariement peut être évaluée tout d'abord en comparant les caractéristiques moyennes au sein des deux groupes avant et après appariement (Rosenbaum & Rubin, 1985a ; 1985b). Le tableau 2 montre que les différences initialement observées entre individus traités et non traités ne sont plus significatives une fois l'appariement effectué. De manière complémentaire, il est possible de déterminer la réduction du biais observé initialement (Caliendo &

Kopeinig, 2008). Le biais correspond à la différence des moyennes entre individus traités et non traités, divisée par l'écart-type commun de l'échantillon. En comparant le biais calculé sur l'échantillon apparié puis sur l'échantillon non-apparié, on détermine ainsi la réduction du biais. Le tableau 2 montre que l'appariement a permis de réduire considérablement le biais pour l'ensemble des caractéristiques pour lesquelles on observait initialement des différences significatives de moyenne entre les deux groupes.

3. Résultats

Nous comparons maintenant l'évolution des variables de résultat entre t et $t + 1$ des individus du groupe de traitement et de ceux du groupe de contrôle. Nous analysons, dans un premier temps, l'effet du chômage sur la santé puis, dans un second temps, nous examinons l'impact du chômage sur la consommation d'alcool et de tabac. Ainsi, nous explorons les effets du chômage sur la santé à court terme mais également sur des comportements susceptibles de la dégrader à plus long terme. Pour mesurer l'état de santé, nous mobilisons les trois variables de résultat présentées dans l'encadré 1 : tout d'abord, l'état de santé déclaré sur une échelle

Tableau 2 – Caractéristiques moyennes, mesurées en 2010, des chômeurs et des actifs occupés en 2014, avant et après appariement

	Échantillon	Chômeurs en 2014	En emploi en 2014	Différence	Biais (%)	Réduction du biais (%)
Âge	Non-apparié	35.24	38.57	-3.33***	-38.8	
	Apparié	35.28	35.38	-0.10	-1.2	96.9
Âge ²	Non-apparié	1331	1545	-214***	-34.6	
	Apparié	1334	1329	5	0.9	97.5
Homme (réf. Femme)	Non-apparié	0.4494	0.5017	-0.0523	-10.5	
	Apparié	0.4419	0.4767	-0.0348	-7.0	33.3
Niveau d'éducation (réf. Supérieur)						
Primaire	Non-apparié	0.0225	0.1370	-0.1145	6.6	
	Apparié	0.0233	0.0233	0.0000	0.0	100
Collège	Non-apparié	0.4607	0.3587	0.1020*	20.8	
	Apparié	0.4535	0.5465	-0.0930	-19.0	8.8
Lycée	Non-apparié	0.2360	0.2409	-0.0049	-1.2	
	Apparié	0.2326	0.1977	0.0349	8.2	-601.1
Marié (réf. Non marié)	Non-apparié	0.4607	0.6660	-0.2053***	-42.2	
	Apparié	0.4767	0.5581	-0.0814	-16.7	60.4
Revenus du ménage (réf. 4 600 € et plus)						
Moins de 1 300 €	Non-apparié	0.1512	0.0680	0.0832***	26.8	
	Apparié	0.1512	0.1279	0.0233	7.5	72
Entre 1 300 € et 4 600 €	Non-apparié	0.7326	0.7890	-0.0564	-13.2	
	Apparié	0.7326	0.7093	0.0233	5.4	58.8
CSP (réf. Cadre)						
Employé/Ouvrier	Non-apparié	0.7640	0.5750	0.1890***	40.9	
	Apparié	0.7558	0.7558	0.0000	0.0	100
Profession intermédiaire	Non-apparié	0.1461	0.2663	-0.1202**	-30.0	
	Apparié	0.1512	0.1628	-0.0116	-2.9	90.3 →

Tableau 2 – (suite)

	Échantillon	Chômeurs en 2014	En emploi en 2014	Différence	Biais (%)	Réduction du biais (%)
Secteur (réf. Autre)						
<i>Agriculture, sylviculture, pêche</i>	Non-apparié	0.0225	0.0200	0.0025	1.8	
	Apparié	0.0233	0.0116	0.0117	8.1	-343.4
<i>Industrie</i>	Non-apparié	0.1573	0.1789	-0.0216	-5.7	
	Apparié	0.1628	0.2093	-0.0465	-12.4	-117.9
<i>Construction</i>	Non-apparié	0.1011	0.0623	0.0388	14.2	
	Apparié	0.1047	0.0814	0.0233	8.5	40.1
<i>Commerce et services</i>	Non-apparié	0.4270	0.3381	0.0889	18.3	
	Apparié	0.4186	0.4186	0.0	0.0	100
Taille de l'entreprise (réf. 20 salariés et plus)						
<i>Moins de 10 salariés</i>	Non-apparié	0.2360	0.1027	0.1333***	36.0	
	Apparié	0.2326	0.2093	0.0233	6.3	82.6
<i>Entre 10 et 19 salariés</i>	Non-apparié	0.1236	0.0479	0.0757***	27.2	
	Apparié	0.1279	0.1512	-0.0233	-8.3	69.3
CDI (réf. CDD)	Non-apparié	0.6629	0.8200	-0.1571***	-36.3	
	Apparié	0.6628	0.6861	-0.0233	-5.4	85.2
État de santé						
<i>État de santé déclaré</i>	Non-apparié	3.8764	4.0705	-0.1941**	-24.9	
	Apparié	3.8837	3.8256	0.0581	7.5	70
Consommation d'alcool (réf. Aucune)						
<i>Boit tous les jours</i>	Non-apparié	0.0449	0.0561	-0.0112	-5.1	
	Apparié	0.0465	0.0233	0.0232	10.6	-108
<i>Boit occasionnellement</i>	Non-apparié	0.6742	0.7680	-0.0938*	-21.0	
	Apparié	0.6861	0.6163	0.0698	15.6	25.6
Consommation de tabac (réf. Aucune)						
<i>Fume tous les jours</i>	Non-apparié	0.4157	0.2813	0.1344**	28.4	
	Apparié	0.3954	0.4070	-0.0117	-2.5	91.3
<i>Fume occasionnellement</i>	Non-apparié	0.0674	0.0540	0.0134	5.6	
	Apparié	0.0698	0.1163	-0.0465	-19.4	-248.6
Nombre d'observations		1 527				

Note : voir tableau 1.
Source : IRDES, ESPS 2010-2014.

de 1 à 5 (« 1 » étant l'état de santé le plus faible et « 5 » le plus élevé). Dans la lignée des travaux de Böckerman & Ilmakunnas (2009) et de Gebel & Voßemer (2014), nous considérons que l'état de santé déclaré est une mesure cardinale et estimons l'ATT. Bien qu'il s'agisse d'une mesure subjective de l'état de santé, plusieurs études ont démontré la capacité de cette échelle à refléter l'état de santé objectif des individus, ainsi que sa valeur prédictive en termes de morbidité et de mortalité (Burström & Fredlund, 2001 ; Connelly *et al.*, 1989 ; Franks *et al.*, 2003 ; Grant *et al.*, 1995 ; Idler & Angel, 1990 ; Idler & Benyamini, 1997 ; Idler & Kasl, 1995 ; Lundberg & Manderbacka, 1996 ; McCallum *et al.*, 1994 ; Okun *et al.*, 1984). De manière complémentaire, nous utilisons une variable « Mauvaise santé » valant 1 si l'individu déclare un état de santé « Assez bon », « Mauvais » ou « Très mauvais », et valant 0 si l'individu déclare un état de santé « Bon » ou « Très bon ». Nous mesurons ainsi l'effet du chômage sur l'état de santé déclaré

ainsi que sur la probabilité d'être en mauvaise santé. Par ailleurs, nous mobilisons une troisième variable de résultat « Dépression » valant 1 si l'individu déclare avoir eu une dépression et 0 sinon. Cette dernière variable nous permet d'évaluer l'effet du chômage sur la santé mentale. Quelle que soit la variable de santé utilisée, nos estimations montrent que, dans le cas français, l'expérience du chômage n'a pas d'impact significatif sur la santé, du moins à court terme (tableau 3-A).

Nous examinons ensuite l'impact du chômage sur les comportements de consommation d'alcool et de tabac. La consommation d'alcool peut s'apprécier sous différents angles. Nous estimons tout d'abord l'effet du chômage sur la probabilité de boire de l'alcool, que ce soit de manière quotidienne ou occasionnelle (tableau 3-B). Dans le premier cas, les ATT sont proches de 0 et non significatifs, ce qui implique que l'expérience du chômage n'a pas d'effet sur la probabilité de

consommer de l'alcool quotidiennement. Dans le cas de la consommation occasionnelle, les ATT sont significatifs seulement au seuil de 10 % dans le cas d'un appariement par plus proches voisins ou par Kernel, et au seuil de 5 % si l'on considère un appariement par Caliper.

Si l'expérience du chômage a des effets modérés sur la fréquence de consommation, il est toutefois possible qu'elle induise une modification substantielle du volume consommé à chaque occurrence. Nous examinons si le fait d'être devenu chômeur a eu un impact sur la probabilité

de boire trois verres ou plus, puis sur la probabilité de boire cinq verres ou plus au cours d'une même occasion. Nous n'identifions pas d'effet significatif. Enfin, nous analysons l'impact du chômage sur les profils d'alcoolisation tels que définis par l'IRDES (voir annexe). Nous distinguons ainsi parmi les buveurs d'alcool, les consommateurs sans risque, les consommateurs à risque ponctuel et les consommateurs à risque chronique et dépendant. Nos estimations montrent que le chômage engendre une baisse modérée de la consommation sans risque, seulement significative au seuil de 10 % dans

Tableau 3 – Effet moyen du traitement sur les traités (ATT)

A – Variable de résultat : Santé				
Traitement	Algorithme d'appariement	Variable dépendante		
		État de santé déclaré	Mauvaise santé	Dépression
Chômage en 2014	Nearest neighbor	-0.0349 (0.1288)	0.1047 (0.0757)	0.0233 (0.0506)
	Caliper	-0.0238 (0.1283)	0.1071 (0.0758)	0.0357 (0.0501)
	Kernel	-0.0358 (0.1007)	0.0813 (0.0557)	-0.0026 (0.0362)
B – Variable de résultat : Consommation d'alcool, quantité				
Traitement	Algorithme d'appariement	Variable dépendante		
		Boit tous les jours	Boit de manière occasionnelle	Boit 3 verres ou plus par occasion
Chômage en 2014	Nearest neighbor	-0.0350 (0.0832)	-0.1163* (0.0599)	-0.0814 (0.0643)
	Caliper	-0.0238 (0.0841)	-0.1190** (0.0609)	-0.0833 (0.0652)
	Kernel	-0.0240 (0.0634)	-0.0741* (0.0432)	-0.0389 (0.0436)
C – Variable de résultat : Consommation d'alcool, type de consommateur				
Traitement	Algorithme d'appariement	Variable dépendante		
		Consommateur sans risque	Consommateur à risque ponctuel	Consommateur à risque chronique et dépendant
Chômage en 2014	Nearest neighbor	-0.0814** (0.0775)	-0.0233 (0.0764)	-0.0116 (0.0440)
	Caliper	-0.0833 (0.0788)	-0.0357 (0.0766)	0.0001 (0.0428)
	Kernel	-0.0744 (0.0596)	-0.0640 (0.0561)	0.0471 (0.0300)
D – Variable de résultat : Consommation de tabac				
Traitement	Algorithme d'appariement	Variable dépendante		
		Fume tous les jours	Fume de manière occasionnelle	Nombre de cigarettes fumées
Chômage en 2014	Nearest neighbor	-0.0465 (0.0544)	0.0465 (0.0456)	-1.7209* (0.9412)
	Caliper	-0.0476 (0.0554)	0.0476 (0.0464)	-1.9762** (0.9519)
	Kernel	0.0098 (0.0440)	-0.0235 (0.0347)	-0.2067 (0.7825)

Note : nombre d'observations = 1 527. Les erreurs-standard, entre parenthèses, sont obtenues par bootstrap (100 répliques). Seuils de significativité : 10 % (*), 5 % (**), 1 % (***).
Source : IRDES, ESPS 2010-2014.

le cas de l'estimation par plus proches voisins (tableau 3-C). Si le chômage induit une modification des pratiques de consommation d'alcool, il semble influencer uniquement sur les comportements présentant un risque faible pour la santé.

Nous analysons maintenant l'impact du chômage sur le tabagisme. Cette question est centrale dans notre analyse, d'une part parce que le tabac est la première cause de mortalité prématurée en France et d'autre part parce que nos données non-appariées indiquaient que la proportion de fumeurs quotidiens au sein de la population des chômeurs était significativement plus élevée que dans la population des actifs occupés. Comme précédemment, nous examinons tout d'abord l'impact sur la probabilité de consommer puis sur la quantité consommée. Nos résultats suggèrent que l'expérience du chômage n'a pas d'impact significatif sur la probabilité de fumer tous les jours ou de manière occasionnelle (tableau 3-D). Par ailleurs, le chômage a un effet négatif sur le nombre de cigarettes fumées. Cette réduction de la quantité de tabac consommée pourrait s'expliquer en partie par la baisse de revenu engendrée par la perte d'emploi. Les effets ne sont toutefois pas robustes à un changement d'algorithme d'appariement et sont non significatifs lorsque l'on utilise un estimateur par noyau.

4. Analyse de sensibilité

Comme souligné par Bléhaut & Rathelot (2014), une attention toute particulière doit être portée à l'hypothèse d'indépendance conditionnelle. En effet, les méthodes d'appariement reposent sur l'hypothèse que les résultats latents et l'affectation au traitement sont indépendants conditionnellement à un ensemble de variables observables X , soit :

$$Y^0, Y^1 \perp D | X$$

Dans cette section, nous proposons d'évaluer la sensibilité de nos estimations à une déviation de l'hypothèse d'indépendance conditionnelle. Pour cela, nous suivons la méthode proposée par Ichino *et al.* (2008). Supposons que l'hypothèse d'indépendance conditionnelle ne soit plus satisfaite, mais qu'elle le serait étant donné un ensemble de variables observables X et une variable binaire inobservée U .

$$Y^0, Y^1 \perp D | (X, U)$$

Dans ce cas, sachant U , il est possible d'estimer l'effet moyen du traitement sur les traités. La distribution de la variable binaire inobservée U est caractérisée en spécifiant les quatre paramètres suivants :

$$\begin{aligned} p_{mn} &= \Pr(U = 1 | D = m, Y = n) \\ &= \Pr(U = 1 | D = m, Y = n, X) \end{aligned}$$

avec $m, n \in \{0, 1\}$, ce qui donne la probabilité que $U = 1$ dans chacun des 4 groupes définis par la variable de traitement D et la variable de résultat Y . Étant donné les paramètres p_{mn} , on attribue une valeur de U à chaque individu selon son groupe d'appartenance. On inclut ensuite U dans l'ensemble des variables permettant de déterminer le score de propension, puis on estime l'ATT par la méthode des plus proches voisins. Cette procédure est répétée 1 000 fois de sorte à déterminer un ATT moyen sur l'ensemble de la distribution de U .

L'effet de U sur la variable de résultat des individus non traités (Y^0) est défini de la manière suivante :

$$\Gamma = \frac{\Pr(Y = 1 | D = 0, U = 1, X)}{\Pr(Y = 0 | D = 0, U = 1, X)} \frac{\Pr(Y = 1 | D = 0, U = 0, X)}{\Pr(Y = 0 | D = 0, U = 0, X)}$$

L'effet de U sur la sélection dans le traitement (D) est déterminé comme suit :

$$\Lambda = \frac{\Pr(D = 1 | U = 1, X)}{\Pr(D = 0 | U = 1, X)} \frac{\Pr(D = 1 | U = 0, X)}{\Pr(D = 0 | U = 0, X)}$$

Notre étude comporte 13 variables de résultat et 3 méthodes d'appariement distinctes. Dans un souci de clarté, nous présentons ici l'analyse de sensibilité conduite sur 2 variables de résultat (« Fume tous les jours » et « Boit tous les jours ») avec une seule méthode d'appariement (Nearest neighbor). Notons que des résultats similaires sont obtenus sur les autres variables de résultat utilisées dans cette étude, y compris lorsque l'on mobilise des méthodes d'appariement alternatives (Caliper, Kernel).

Les résultats de l'analyse de sensibilité sont présentés dans les tableaux 4 et 5. Dans chaque tableau, la première ligne indique l'ATT et l'erreur-standard estimés dans le cas de référence, c'est-à-dire sans facteur confondant simulé. Dans les autres lignes du tableau, on suppose que la distribution de U est comparable à la distribution d'autres variables observables telles que le sexe, l'éducation, le statut marital, les revenus du ménage, la CSP, le secteur, l'effectif de l'entreprise, le type de contrat ainsi que les habitudes de consommation d'alcool et de tabac observés en 2010, c'est-à-dire avant l'affectation

Tableau 4 – Analyse de sensibilité de l'effet moyen du traitement sur les traités (ATT)
Variable de résultat : « Fume tous les jours » – Algorithme d'appariement : Nearest neighbor

	P_{ij}				ATT	SE	Γ	Λ
	p_{11}	p_{10}	p_{01}	p_{00}				
Sans facteur confondant simulé (Référence)	0	0	0	0	-0.047	0.054	-	-
Homme (réf. Femme)	0.46	0.40	0.50	0.50	-0.047	0.054	1.035	0.816
Niveau d'éducation (réf. Supérieur)								
Primaire	0.03	0.00	0.01	0.02	-0.047	0.054	0.661	1.924
Collège	0.44	0.60	0.36	0.33	-0.047	0.054	1.134	1.567
Lycée	0.24	0.20	0.23	0.33	-0.047	0.054	0.591	0.999
Marié (réf. Non marié)	0.46	0.50	0.67	0.58	-0.047	0.054	1.487	0.448
Revenus du ménage (réf. 4 600 € et plus)								
Moins de 1 300 €	0.14	0.25	0.07	0.07	-0.047	0.054	1.129	2.564
Entre 1 300 € et 4 600 €	0.74	0.63	0.78	0.86	-0.047	0.054	0.607	0.782
CSP (réf. Cadre)								
Employé/Ouvrier	0.77	0.70	0.57	0.68	-0.047	0.054	0.613	2.565
Profession intermédiaire	0.14	0.20	0.27	0.22	-0.047	0.054	1.357	0.447
Secteur (réf. Autre)								
Agriculture, sylviculture, pêche	0.03	0.00	0.02	0.01	-0.047	0.054	1.790	1.451
Industrie	0.15	0.20	0.18	0.19	-0.047	0.054	0.917	0.863
Construction	0.11	0.00	0.06	0.05	-0.047	0.054	1.853	1.782
Commerce et services	0.41	0.60	0.34	0.30	-0.047	0.054	1.255	1.496
Taille de l'entreprise (réf. 20 salariés et plus)								
Moins de 10 salariés	0.22	0.40	0.10	0.11	-0.047	0.054	0.980	2.823
Entre 10 et 19 salariés	0.13	0.10	0.05	0.04	-0.047	0.054	1.922	2.895
CDI (réf. CDD)	0.66	0.70	0.82	0.80	-0.047	0.054	1.183	0.453
Consommation d'alcool (réf. Aucune)								
Boit tous les jours	0.05	0.00	0.05	0.09	-0.047	0.054	0.659	0.793
Boit occasionnellement	0.68	0.60	0.77	0.77	-0.047	0.054	0.986	0.660
Consommation de tabac (réf. Aucune)								
Fume tous les jours	0.34	1.00	0.23	1.00	-0.047	0.054		1.829
Fume occasionnellement	0.08	0.00	0.06	0.00	-0.047	0.054		1.174
Nombre d'observations	1 527							

Note : voir tableau 1.

Source : IRDES, ESPS 2010-2014.

Tableau 5 – Analyse de sensibilité de l'effet moyen du traitement sur les traités (ATT)
Variable de résultat : « Boit tous les jours » – Algorithme d'appariement : Nearest neighbor

	P_{ij}				ATT	SE	Γ	Λ
	p_{11}	p_{10}	p_{01}	p_{00}				
Sans facteur confondant simulé (Référence)	0	0	0	0	-0.035	0.083	-	-
Homme (réf. Femme)	0.45	0.45	0.48	0.51	-0.035	0.083	0.890	0.867
Niveau d'éducation (réf. Supérieur)								
Primaire	0.00	0.03	0.03	0.01	-0.035	0.083	5.129	1.944
Collège	0.68	0.34	0.42	0.34	-0.035	0.083	1.451	1.561
Lycée	0.23	0.24	0.26	0.23	-0.035	0.083	1.154	0.980
Marié (réf. Non marié)	0.55	0.41	0.63	0.68	-0.035	0.083	0.798	0.439
Revenus du ménage (réf. 4 600 € et plus)								
Moins de 1 300 €	0.10	0.18	0.10	0.06	-0.035	0.083	1.957	2.480
Entre 1 300 € et 4 600 €	0.79	0.70	0.77	0.80	-0.035	0.083	0.882	0.773
CSP (réf. Cadre)								
Employé/Ouvrier	0.81	0.74	0.65	0.55	-0.035	0.083	1.553	2.476
Profession intermédiaire	0.16	0.14	0.23	0.28	-0.035	0.083	0.737	0.466
Secteur (réf. Autre)								
Agriculture, sylviculture, pêche	0.00	0.03	0.02	0.02	-0.035	0.083	0.924	1.364
Industrie	0.16	0.16	0.16	0.18	-0.035	0.083	0.833	0.831
Construction	0.10	0.10	0.08	0.06	-0.035	0.083	1.362	1.682
Commerce et services	0.35	0.47	0.32	0.34	-0.035	0.083	0.908	1.477

→

Tableau 5 – (suite)

	ρ_{ij}				ATT	SE	Γ	Λ
	ρ_{11}	ρ_{10}	ρ_{01}	ρ_{00}				
Taille de l'entreprise (réf. 20 salariés et plus)								
<i>Moins de 10 salariés</i>	0.16	0.28	0.10	0.10	-0.035	0.083	0.946	2.870
<i>Entre 10 et 19 salariés</i>	0.06	0.16	0.05	0.05	-0.035	0.083	0.937	2.712
CDI (réf. CDD)	0.71	0.64	0.82	0.82	-0.035	0.083	1.030	0.443
Consommation d'alcool (réf. Aucune)								
<i>Boit tous les jours</i>	0.13	0.00	0.21	0.00	-0.035	0.083	.	0.841
<i>Boit occasionnellement</i>	0.06	1.00	0.14	1.00	-0.035	0.083	.	0.626
Consommation de tabac (réf. Aucune)								
<i>Fume tous les jours</i>	0.42	0.41	0.32	0.27	-0.035	0.083	1.281	1.844
<i>Fume occasionnellement</i>	0.03	0.09	0.03	0.06	-0.035	0.083	0.457	1.181
Nombre d'observations	1 527							

Note : voir tableau 1.

Source : IRDES, ESPS 2010-2014.

au traitement. Dans toutes les configurations envisagées, l'effet moyen du traitement sur les traités (ATT) et les erreurs-standard (SE) ne diffèrent pas de l'estimation de référence. L'ensemble de ces éléments suggèrent que les résultats présentés dans cette étude sont robustes à une déviation de l'hypothèse d'indépendance conditionnelle.

* *
*

L'objectif de notre article est d'estimer l'impact de l'expérience du chômage sur la consommation d'alcool et de tabac des individus, et plus particulièrement sur les comportements à risque. Pour cela, nous utilisons l'enquête ESPS, qui recueille des données de panel à la fois sur la situation professionnelle, l'état de santé et la consommation d'alcool et de tabac, sur la période 2010-2014. Si l'on peut observer une association forte entre chômage et consommation d'alcool et de tabac sur des données en coupe, cette relation disparaît lorsque l'on utilise des données longitudinales et que l'on mobilise une méthode d'estimation en double différence avec appariement sur score de propension permettant de réduire le biais de sélection. Nos résultats suggèrent qu'il est peu probable que le chômage engendre une hausse significative des comportements à risque.

Cet article apporte plusieurs contributions sur l'analyse des interactions entre travail et santé. Tout d'abord, il démontre la nécessité, sur ce champ de recherche, d'utiliser la dimension longitudinale des données pour évaluer des effets causaux. Par ailleurs, il apporte un éclairage nouveau sur l'effet causal du chômage sur l'état de santé et les comportements à risque. Si nos résultats se montrent robustes, certaines limites doivent toutefois être soulignées. En effet, notre étude repose sur deux vagues d'enquêtes, sur un intervalle de 4 ans. Nous ne pouvons donc pas capturer l'ensemble des transitions professionnelles entre ces deux interrogations, et ne pouvons apprécier l'expérience du chômage que sous un angle limité. Il serait par exemple intéressant d'analyser le rôle de la durée du chômage sur la consommation d'alcool et de tabac.

Ces travaux ouvrent la voie à des questions encore peu étudiées en France. En effet, des variables comme l'activité physique ou encore les habitudes alimentaires, non étudiées dans cet article, peuvent être impactées par l'expérience du chômage et affecter la santé à plus long terme. Le développement de nouvelles bases de données longitudinales plus riches et portant sur un horizon plus étendu pourra permettre de mieux appréhender l'effet du chômage sur la santé et d'enrichir les résultats trouvés. □

BIBLIOGRAPHIE

- Acheson, A., Mahler, S. V., Chi, H. & De Wit, H. (2006).** Differential effects of nicotine on alcohol consumption in men and women. *Psychopharmacology*, 186(1), 54. <https://doi.org/10.1007/s00213-006-0338-y>
- Ahmed, F. M. A. & Peeran, S. W. (2016).** Significance and determinants of tobacco use: A brief review. *Dentistry and Medical Research*, 4(2), 33. <https://doi.org/10.4103/2348-1471.184726>
- Ahn, N., García, J. R. & Jimeno, J. F. (2004).** The impact of unemployment on individual well-being in the EU. European Network of Economic Policy Research Institutes, *Working Paper* N° 29. <https://www.ceps.eu/ceps-publications/impact-unemployment-individual-well-being-eu/>
- Anderson, P., Cremona, A., Paton, A., Turner, C. & Wallace, P. (1993).** The risk of alcohol. *Addiction*, 88(11), 1493–1508. <https://doi.org/10.1111/j.1360-0443.1993.tb03135.x>
- Austin, P. C. (2011).** Optimal caliper widths for propensity-score matching when estimating differences in means and differences in proportions in observational studies. *Pharmaceutical Statistics*, 10(2), 150–161. <https://doi.org/10.1002/pst.433>
- Barnay, T. & Defebvre, É. (2016).** L'influence de la santé mentale déclarée sur le maintien en emploi. *Économie et Statistique*, 486-487, 45–78. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/2110917?sommaire=2110927>
- Barrett, S. P., Tichauer, M., Leyton, M. & Pihl, R. O. (2006).** Nicotine increases alcohol self-administration in non-dependent male smokers. *Drug and Alcohol Dependence*, 81(2), 197–204. <https://doi.org/10.1016/j.drugalcdep.2005.06.009>
- Bartley, M. & Owen, C. (1996).** Relation between socioeconomic status, employment, and health during economic change, 1973-93. *British Medical Journal*, 313(7055), 445–449. <https://doi.org/10.1136/bmj.313.7055.445>
- Baser, O. (2006).** Too much ado about propensity score models? Comparing methods of propensity score matching. *Value in Health*, 9(6), 377–385. <https://doi.org/10.1111/j.1524-4733.2006.00130.x>
- Batenburg, M. & Reinken, J. A. (1990).** The relationship between sickness absence from work and pattern of cigarette smoking. *The New Zealand Medical Journal*, 103(882), 11–13. <https://europepmc.org/article/med/2360925>
- Bjartveit, K. & Tverdal, A. (2005).** Health consequences of smoking 1–4 cigarettes per day. *Tobacco Control*, 14(5), 315–320. <http://dx.doi.org/10.1136/tc.2005.011932>
- Blasco, S. & Brodaty, T. (2016).** Chômage et santé mentale en France. *Économie et Statistique*, 486, 17–44. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/2110915?sommaire=2110927>
- Bléhaut, M. & Rathelot, R. (2014).** Expérimentation contrôlée contre appariement : le cas d'un dispositif d'accompagnement de jeunes diplômés demandeurs d'emploi. *Économie & prévision*, 204-205, 163–181. <https://doi.org/10.3917/ecop.204.0163>
- Böckerman, P. & Ilmakunnas, P. (2009).** Unemployment and self-assessed health: evidence from panel data. *Health Economics*, 18(2), 161–179. <https://doi.org/10.1002/hec.1361>
- Browning, M., Moller Dano, A. & Heinesen, E. (2006).** Job displacement and stress-related health outcomes. *Health Economics*, 15(10), 1061–1075. <https://doi.org/10.1002/hec.1101>
- Browning, M. & Heinesen, E. (2012).** Effect of job loss due to plant closure on mortality and hospitalization. *Journal of Health Economics*, 31(4), 599–616. <https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2012.03.001>
- Burgard, S. A., Brand, J. E. & House, J. S. (2007).** Toward a better estimation of the effect of job loss on health. *Journal of Health and Social Behavior*, 48(4), 369–384. <https://doi.org/10.1177/002214650704800403>
- Burström, B. & Fredlund, P. (2001).** Self-rated health: Is it as good a predictor of subsequent mortality among adults in lower as well as in higher social classes? *Journal of Epidemiology & Community Health*, 55(11), 836–840. <http://dx.doi.org/10.1136/jech.55.11.836>
- Caliendo, M. & Kopeinig, S. (2008).** Some practical guidance for the implementation of propensity score matching. *Journal of Economic Surveys*, 22(1), 31–72. <https://doi.org/10.1111/j.1467-6419.2007.00527.x>
- Classen, T. J. & Dunn, R. A. (2012).** The effect of job loss and unemployment duration on suicide risk in the United States: A new look using mass-layoffs and unemployment duration. *Health Economics*, 21(3), 338–350. <https://doi.org/10.1002/hec.1719>
- Com-Ruelle, L. & Célant, N. (2013).** Évolution de la prévalence des différents profils d'alcoolisation chez les adultes en France de 2002 à 2010. *Bulletin épidémiologique hebdomadaire*, 16-17, 18. <https://www.santepubliquefrance.fr/determinants-de-sante/alcool/documents/article/evolution-de-la-prevalence-des-differents-profils-d-alcoolisation-chez-les-adultes-en-france-de-2002-a-2010>
- Connelly, J. E., Philbrick, J. T., Smith Jr, G. R., Kaiser, D. L. & Wymer, A. (1989).** Health perceptions of primary care patients and the influence on health care utilization. *Medical Care*, S99-S109. <https://doi.org/10.1097/00005650-198903001-00009>

- Connor, J. (2017).** Alcohol consumption as a cause of cancer. *Addiction*, 112(2), 222–228. <https://doi.org/10.1111/add.13477>
- Danaei, G., Ding, E. L., Mozaffarian, D., Taylor, B., Rehm, J., Murray, C. J. & Ezzati, M. (2009).** The preventable causes of death in the United States: comparative risk assessment of dietary, lifestyle, and metabolic risk factors. *PLoS Medicine*, 6(4), e1000058. <https://doi.org/10.1371/annotation/0ef47acd-9dcc-4296-a897-872d182cde57>
- De Leon, J., Rendon, D. M., Baca-Garcia, E., Aizpuru, F., Gonzalez-Pinto, A., Anitua, C. & Diaz, F. J. (2007).** Association between smoking and alcohol use in the general population: stable and unstable odds ratios across two years in two different countries. *Alcohol and Alcoholism*, 42(3), 252–257. <https://doi.org/10.1093/alcalc/agn029>
- Dee, T. S. (1999).** The complementarity of teen smoking and drinking. *Journal of Health Economics*, 18(6), 769–793. [https://doi.org/10.1016/S0167-6296\(99\)00018-1](https://doi.org/10.1016/S0167-6296(99)00018-1)
- Dehejia, R.H. & Wahba, S. (2002).** Propensity score-matching methods for non-experimental causal studies. *Review of Economics and Statistics*, 84(1), 151–161. <https://doi.org/10.3386/w6829>
- Edwards, G. (1997).** Alcohol policy and the public good. *Addiction*, 92(3s1), 73–80. <https://doi.org/10.1111/j.1360-0443.1997.tb03399.x>
- Falba, T., Teng, H. M., Sindelar, J. L. & Gallo, W. T. (2005).** The effect of involuntary job loss on smoking intensity and relapse. *Addiction*, 100(9), 1330–1339. <https://doi.org/10.1111/j.1360-0443.2005.01150.x>
- Falk, D. E., Hsiao-Ye, Y. I. & Hiller-Sturmhöfel, S. (2006).** An epidemiologic analysis of co-occurring alcohol and tobacco use and disorders. *Alcohol Research*, 29(3), 162–171. <https://www.ncbi.nlm.nih.gov/pmc/articles/PMC6527037/>
- Franks, P., Gold, M. R. & Fiscella, K. (2003).** Sociodemographics, self-rated health, and mortality in the US. *Social Science & Medicine*, 56(12), 2505–2514. [https://doi.org/10.1016/s0277-9536\(02\)00281-2](https://doi.org/10.1016/s0277-9536(02)00281-2)
- Gathergood, J. (2013).** An instrumental variable approach to unemployment, psychological health and social norm effects. *Health Economics*, 22(6), 643–654. <https://doi.org/10.1002/hec.2831>
- Gebel, M. & Voßbemer, J. (2014).** The impact of employment transitions on health in Germany. A difference-in-differences propensity score matching approach. *Social Science & Medicine*, 108, 128–136. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2014.02.039>
- Gervais, M., Jaimovich, N., Siu, H. E. & Yedid-Levi, Y. (2016).** What should I be when I grow up? Occupations and unemployment over the life cycle. *Journal of Monetary Economics*, 83, 54–70. <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2016.08.003>
- Grant, M. D., Piotrowski, Z. H. & Chappell, R. (1995).** Self-reported health and survival in the Longitudinal Study of Aging, 1984–1986. *Journal of Clinical Epidemiology*, 48(3), 375–387. [https://doi.org/10.1016/0895-4356\(94\)00143-e](https://doi.org/10.1016/0895-4356(94)00143-e)
- Halpern, M. T., Shikiar, R., Rentz, A. M. & Khan, Z. M. (2001).** Impact of smoking status on workplace absenteeism and productivity. *Tobacco Control*, 10(3), 233–238. <http://dx.doi.org/10.1136/tc.10.3.233>
- Heckman, J. J., Ichimura, H. & Todd, P. (1998).** Matching as an econometric evaluation estimator. *The Review of Economic Studies*, 65(2), 261–294. <https://doi.org/10.2307/2971733>
- Hill, C. (2003).** L'augmentation du prix du tabac: une mesure de santé publique. *Bulletin épidémiologique hebdomadaire*, 22-23. http://beh.santepubliquefrance.fr/beh/2003/22_23/beh_22_23_2003.pdf
- Hill, C. (2014).** Impact de l'augmentation des prix sur la consommation de tabac. Paris: Institut Gustave Roussy. https://www.gustaveroussy.fr/sites/default/files/impact_prix_consommation_tabac_2014.pdf
- Ichino, A., Mealli, F. & Nannicini, T. (2008).** From temporary help jobs to permanent employment: what can we learn from matching estimators and their sensitivity? *Journal of Applied Econometrics*, 23(3), 305–327. <https://doi.org/10.1002/jae.998>
- Idler, E. L. & Angel, R. J. (1990).** Self-rated health and mortality in the NHANES-I Epidemiologic Follow-up Study. *American Journal of Public Health*, 80(4), 446–452. <https://doi.org/10.2105/ajph.80.4.446>
- Idler, E. L. & Benyamini, Y. (1997).** Self-rated health and mortality: a review of twenty-seven community studies. *Journal of Health and Social Behavior*, 21–37. <https://doi.org/10.2307/2955359>
- Idler, E. L. & Kasl, S. V. (1995).** Self-ratings of health: do they also predict change in functional ability? *The Journals of Gerontology Series B: Psychological Sciences and Social Sciences*, 50(6), S344–S353. <https://doi.org/10.1093/geronb/50b.6.s344>
- Imbens, G. W. & Wooldridge, J. M. (2009).** Recent developments in the econometrics of program evaluation. *Journal of Economic Literature*, 47(1), 5–86. <https://doi.org/10.3386/w14251>
- Jarvis, M. J. & Wardle, J. (1999).** Social patterning of individual health behaviours: the case of cigarette smoking. *Social Determinants of Health*, 2, 224–37. <https://doi.org/10.1093/acprof:oso/9780198565895.003.11>

- Johansson, E., Alho, H., Kiiskinen, U. & Poikolainen, K. (2007).** The association of alcohol dependency with employment probability: evidence from the population survey 'Health 2000 in Finland'. *Health Economics*, 16(7), 739–754. <https://doi.org/10.1002/hec.1201>
- Jusot, F., Khat, M., Rochereau, T. & Serme, C. (2008).** Job loss from poor health, smoking and obesity: a national prospective survey in France. *Journal of Epidemiology & Community Health*, 62(4), 332–337. <https://doi.org/10.1136/jech.2007.060772>
- Kuhn, A., Lalive, R. & Zweimüller, J. (2009).** The public health costs of job loss. *Journal of Health Economics*, 28(6), 1099–1115. <https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2009.09.004>
- Lechner, M. (2002).** Program heterogeneity and propensity score matching: An application to the evaluation of active labor market policies. *Review of Economics and Statistics*, 84(2), 205–220. <https://doi.org/10.1162/003465302317411488>
- Lee, A. J., Crombie, I. K., Smith, W. C. & Tunstall-Pedoe, H. D. (1991).** Cigarette smoking and employment status. *Social Science & Medicine*, 33(11), 1309–1312. [https://doi.org/10.1016/0277-9536\(91\)90080-V](https://doi.org/10.1016/0277-9536(91)90080-V)
- Linn, M. W., Sandifer, R. & Stein, S. (1985).** Effects of unemployment on mental and physical health. *American Journal of Public Health*, 75(5), 502–506. <https://doi.org/10.2105/ajph.75.5.502>
- Lundberg, O. & Manderbacka, K. (1996).** Assessing reliability of a measure of self-rated health. *Scandinavian Journal of Social Medicine*, 24(3), 218–224. <https://doi.org/10.1177/140349489602400314>
- Ma, J., Siegel, R. L., Jacobs, E. J. & Jemal, A. (2018).** Smoking-attributable Mortality by State in 2014, US. *American Journal of Preventive Medicine*, 54(5), 661–670. <https://doi.org/10.1016/j.amepre.2018.01.038>
- MacDonald, Z. & Shields, M. A. (2004).** Does problem drinking affect employment? Evidence from England. *Health Economics*, 13(2), 139–155. <https://doi.org/10.1002/hec.816>
- Madden, P. A. & Heath, A. C. (2002).** Shared genetic vulnerability in alcohol and cigarette use and dependence. *Alcoholism: Clinical and Experimental Research*, 26(12), 1919–1921. <https://doi.org/10.1111/j.1530-0277.2002.tb02503.x>
- Marcus J (2014).** Does Job Loss Make You Smoke and Gain Weight? *Economica*, 81(324), 626–648. <https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2020174>
- McCallum, J., Shadbolt, B. & Wang, D. (1994).** Self-rated health and survival: a 7-year follow-up study of Australian elderly. *American Journal of Public Health*, 84(7), 1100–1105. <https://doi.org/10.2105/ajph.84.7.1100>
- McGinnis, J. M. & Foege, W. H. (1993).** Actual causes of death in the United States. *Jama*, 270(18), 2207–2212. <https://doi.org/10.1001/jama.270.18.2207>
- Mello, N. K., Mendelson, J. H., & Palmieri, S. L. (1987).** Cigarette smoking by women: interactions with alcohol use. *Psychopharmacology*, 93(1), 8–15. <https://doi.org/10.1007/bf02439579>
- Mintz, J., Boyd, G., Rose, J. E., Charuvastra, V. C. & Jarvik, M. E. (1985).** Alcohol increases cigarette smoking: a laboratory demonstration. *Addictive Behaviors*, 10(3), 203–207. [https://doi.org/10.1016/0306-4603\(85\)90001-2](https://doi.org/10.1016/0306-4603(85)90001-2)
- Miquel, L., Rehm, J., Shield, K. D., Vela, E., Bustins, M., Segura, L., Colom, J., Anderson, P. & Gual, A. (2018).** Alcohol, tobacco and health care costs: a population-wide cohort study (n= 606 947 patients) of current drinkers based on medical and administrative health records from Catalonia. *European Journal of Public Health*, 28(4), 674–680. <https://doi.org/10.1093/eurpub/ckx236>
- Mokdad, A. H., Marks, J. S., Stroup, D. F. & Gerberding, J. L. (2004).** Actual causes of death in the United States, 2000. *Jama*, 291(10), 1238–1245. <https://doi.org/10.1001/jama.291.10.1238>
- Montgomery, S. M., Cook, D. G., Bartley, M. J. & Wadsworth, M. E. (1998).** Unemployment, cigarette smoking, alcohol consumption and body weight in young British men. *European Journal of Public Health*, 8(1), 21–27. <http://dx.doi.org/10.1093/eurpub/8.1.21>
- Morris, J. K., Cook, D. G. & Shaper, A. G. (1992).** Non-employment and changes in smoking, drinking, and body weight. *British Medical Journal*, 304(6826), 536–541. <https://dx.doi.org/10.1136/bmj.304.6826.536>
- Mullahy, J. & Sindelar, J. (1996).** Employment, unemployment, and problem drinking. *Journal of Health Economics*, 15(4), 409–434. <https://doi.org/10.3386/w5123>
- Nelson, D. E., Jarman, D. W., Rehm, J., Greenfield, T. K., Rey, G., Kerr, W. C., ... & Naimi, T. S. (2013).** Alcohol-attributable cancer deaths and years of potential life lost in the United States. *American Journal of Public Health*, 103(4), 641–648. <https://dx.doi.org/10.2105/AJPH.2012.301199>
- Norström, T. (2006).** Per capita alcohol consumption and sickness absence. *Addiction*, 101(10), 1421–1427. <https://doi.org/10.1111/j.1360-0443.2006.01446.x>
- Okun, M. A., Stock, W. A., Haring, M. J. & Witter, R. A. (1984).** Health and subjective well-being: A meta-analysis. *The International Journal of Aging and Human Development*, 19(2), 111–132. <https://doi.org/10.2190/QGJN-0N81-5957-HAQD>

- Osipow, S. H. & Fitzgerald, L. F. (1993).** Unemployment and mental health: A neglected relationship. *Applied and Preventive Psychology*, 2(2), 59–63. [https://doi.org/10.1016/S0962-1849\(05\)80112-X](https://doi.org/10.1016/S0962-1849(05)80112-X)
- Peck, D. F. & Plant, M. A. (1986).** Unemployment and illegal drug use: concordant evidence from a prospective study and national trends. *British Medical Journal (Clin Res Ed)*, 293(6552), 929–932. <https://dx.doi.org/10.1136%2Fbmj.293.6552.929>
- Peretti-Watel, P., Constance, J., Seror, V. & Beck, F. (2009).** Cigarettes and social differentiation in France: is tobacco use increasingly concentrated among the poor? *Addiction*, 104(10), 1718–1728. <https://doi.org/10.1111/j.1360-0443.2009.02682.x>
- Peto, R., Boreham, J., Lopez, A. D., Thun, M. & Heath, C. (1992).** Mortality from tobacco in developed countries: indirect estimation from national vital statistics. *The Lancet*, 339(8804), 1268–1278. [https://doi.org/10.1016/0140-6736\(92\)91600-d](https://doi.org/10.1016/0140-6736(92)91600-d)
- Pirracchio, R., Resche-Rigon, M. & Chevret, S. (2012).** Evaluation of the propensity score methods for estimating marginal odds ratios in case of small sample size. *BMC Medical Research Methodology*, 12(1), 70. <https://doi.org/10.1186/1471-2288-12-70>
- Praud, D., Rota, M., Rehm, J., Shield, K., Zatoński, W., Hashibe, M., ... & Boffetta, P. (2016).** Cancer incidence and mortality attributable to alcohol consumption. *International Journal of Cancer*, 138(6), 1380–1387. <https://doi.org/10.1002/ijc.29890>
- Rice, N., Carr-Hill, R., Dixon, P., & Sutton, M. (1998).** The influence of households on drinking behaviour: a multilevel analysis. *Social Science & Medicine*, 46(8), 971–979. [https://doi.org/10.1016/s0277-9536\(97\)10017-x](https://doi.org/10.1016/s0277-9536(97)10017-x)
- Ronchetti, J. & Terriau A. (2020).** L'impact du chômage sur l'état de santé. *Revue Économique*, 71(5), 815-839. <https://doi.org/10.3917/reco.715.0815>
- Ronchetti, J. & Terriau A. (2019).** Impact of unemployment on self-perceived health: Evidence from French panel data. *The European Journal of Health Economics*, 20(6), 879–889. <https://doi.org/10.1007/s10198-019-01050-5>
- Rosenbaum, P. R. & Rubin, D. B. (1983).** The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. *Biometrika*, 70(1), 41–55. <https://doi.org/10.1093/biomet/70.1.41>
- Rosenbaum, P. R. & Rubin, D. B. (1985).** The bias due to incomplete matching. *ETS Research Report Series*, 1983 (2), 103–116. <https://doi.org/10.1002/j.2330-8516.1983.tb00037.x>
- Rosenbaum, P.R. & Rubin, D.B. (1985).** Constructing a control group using multivariate matched sampling methods that incorporate the propensity score. *The American Statistician*, 39(1), 33–38. <https://doi.org/10.2307/2683903>
- Salm, M. (2009).** Does job loss cause ill health? *Health Economics*, 18(9), 1075–1089. <https://doi.org/10.1002/hec.1537>
- Schmitz, H. (2011).** Why are the unemployed in worse health? The causal effect of unemployment on health. *Labour Economics*, 18(1), 71–78. <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2010.08.005>
- Shiffman, S. & Balabanis, M. (1995).** Associations between alcohol and tobacco. In: *Alcohol and tobacco: From basic science to clinical practice*, pp. 17–36. Bethesda, MD: National Institutes of Health, National Institute on Alcohol Abuse and Alcoholism.
- Smith, J. A. & Todd, P. E. (2005).** Does matching overcome LaLonde's critique of non-experimental estimators? *Journal of Econometrics*, 125(1-2), 305–353. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2004.04.011>
- Sturm, R. (2002).** The effects of obesity, smoking, and drinking on medical problems and costs. *Health Affairs*, 21(2), 245–253. <https://doi.org/10.1377/hlthaff.21.2.245>
- Tauchmann, H., Lenz, S., Requate, T. & Schmidt, C. M. (2013).** Tobacco and alcohol: complements or substitutes? *Empirical Economics*, 45(1), 539–566. <https://doi.org/10.1007/s00181-012-0611-3>
- Tefft, N. (2011).** Insights on unemployment, unemployment insurance, and mental health. *Journal of Health Economics*, 30(2), 258–264. <https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2011.01.006>
- Thomas, C., Benzeval, M. & Stansfeld, S. A. (2005).** Employment transitions and mental health: an analysis from the British household panel survey. *Journal of Epidemiology & Community Health*, 59(3), 243–249. <https://dx.doi.org/10.1136%2Fjech.2004.019778>
- Xu, X., Bishop, E. E., Kennedy, S. M., Simpson, S. A. & Pechacek, T. F. (2015).** Annual healthcare spending attributable to cigarette smoking: an update. *American Journal of Preventive Medicine*, 48(3), 326–333. <https://doi.org/10.1016/j.amepre.2014.10.012>

ANNEXE

Profils d'alcoolisation

Volumétrie hebdomadaire en nombre de verres standards*		Consommation de 6 verres ou plus en une occasion		Profil de consommateurs	Pourcentage de personnes concernées
Hommes	0 verre	 et 	Jamais	Non-consommateurs	15,9
Femmes	0 verre				32,7
Hommes	≤21 verres	 et 	Jamais	Consommateurs sans risque	38,4
Femmes	≤14 verres				50,0
Hommes	≤21 verres	 et 	≤1 fois/mois	Consommateurs à risque ponctuel	33,2
Femmes	≤14 verres				14,7
Hommes	≥22 verres	 ou 	≥1 fois/semaine	Consommateurs à risque chronique	12,5
Femmes	≥15 verres				2,6

Illustration des verres standards d'alcool

Alcool = toute boisson alcoolisée (vin, bière, whisky...)
Verres standards (10 grammes d'alcool) =



Source : Com-Ruelle & Célant (2013).

