

L'impact du krach boursier de 2008 sur la santé mentale et physique, les comportements de santé risqués et l'activité physique de la population américaine.

La théorie économique  
par Gloria Mukonkole Mbuyi  
(6256231)

Mémoire présenté au Département de science économique de l'Université d'Ottawa pour  
l'obtention du diplôme de Maîtrise  
Directeur du mémoire : Myra Yazbeck  
ECO 6999

Ottawa, Ontario  
Août 2017

## Table des matières

### I Résumé

1. Introduction.....	1
2. Revue de la littérature .....	5
2.1 Effet d'un choc macroéconomique sur la santé mentale .....	5
2.2 Effet d'un choc macroéconomique sur la santé physique .....	11
2.2 Les canaux de transmission et quelques divergences .....	13
3. Données et statistiques descriptives.....	17
3.1 Données.....	17
3.2 Statistiques descriptives .....	22
4. Modèle économétrique et estimations .....	26
5. Résultats .....	29
6. Conclusion .....	33

### Bibliographie

### Tableaux

## I. Résumé

Maints chercheurs ont étudié les effets des fluctuations économiques, mesurés par le taux de chômage sur la santé mentale et physique, mais très peu se sont penchés sur ces effets lorsqu'ils sont mesurés par le marché boursier. Nous examinons la relation entre l'indice du *Dow Jones Industrial Average (DJIA)* et la santé mentale, les comportements de santé risqués ainsi que l'activité physique. Une particularité de ce travail est qu'il observe les effets à court terme sur la population vieillissante en âge ou proche de la retraite. À l'aide de la base de données du *Health Retirement Study (HRS)* et un modèle à effets fixes individuels, nous trouvons que la chute du DJIA est associée à une détérioration de la santé, une réduction relative des comportements risqués et une participation accrue aux activités physiques.

## 1. Introduction

Depuis le modèle canonique de Grossman (1972) plusieurs études empiriques sur le lien entre le statut socio-économique et la santé ont essayé d'établir la causalité entre le revenu et la santé. Cependant, il est difficile d'établir cette relation à cause de l'endogénéité du revenu et de la santé qui rend l'identification difficile. Théoriquement, une bonne randomisation est nécessaire pour trouver une relation de causalité. Cependant, il est éthiquement impossible de faire un tel exercice. Par conséquent, la présence d'un choc aléatoire sur le revenu qui affecte les groupes des personnes en bonne et mauvaise santé en même temps est exigée pour réaliser cet exercice avec succès. L'Organisation mondiale de la santé<sup>1</sup> affirme que le revenu est un déterminant de la santé ayant un impact majeur sur celle-ci. Frijters et al. (2005) analysent la relation entre le revenu et deux variables de santé (la mesure d'autoévaluation et le niveau de satisfaction). Ils utilisent la réunification allemande comme une expérience naturelle ayant conduit à une augmentation du revenu moyen des ménages des allemands vivant dans l'Est exclusivement. Avec un modèle logit à effets fixes individuels et les données du *German Socio-Economic Panel (GSOEP)* entre 1984 et 2002, Frijters et al. (2005) trouvent que l'augmentation du revenu a conduit à une amélioration de la santé même si elle était de faible ampleur. Inversement, la santé demeure un déterminant important dans la capacité de générer des revenus. Wu (2003) démontre dans son étude sur les effets des événements de santé sur les statuts économiques des couples mariés, que les conditions médicales critiques (cancer, trouble cardiaque, etc.) ont des effets statistiquement significatifs sur le revenu du ménage. Se basant sur les données du Health retirement study (*HRS*) de 1992 et 1993, l'auteur trouve que la présence d'une nouvelle condition médicale observée chez la femme conduit à une réduction statistiquement significative de la richesse du ménage (de 6500\$ à 9500\$) et à une réduction statistiquement non significative lorsqu'elle est observée chez les hommes (de 1600\$ à 3000\$). La réduction de l'offre de travail et la perte de productivité sont parmi les mécanismes par lesquels la santé tant mentale que physique peut influencer le revenu. La Commission de la santé mentale du Canada dans son étude intitulée, *la nécessité d'investir dans la santé mentale*

---

<sup>1</sup>Organisation mondiale de la santé, <http://www.who.int/hia/evidence/doh/en/>

*au Canada- Fiche de renseignements principaux faits*<sup>2</sup>, affirme que les répercussions liées aux troubles mentaux et maladies mentales s'élèvent à plus de 50 milliards de dollars par année sur l'économie canadienne dont 6 milliards en perte de productivité pour l'année 2011. Pour la santé physique, lorsqu'on regarde seulement l'obésité par exemple, ces coûts s'estiment entre 4 à 7 milliards par année<sup>3</sup> selon le rapport du comité sénatorial permanent des Affaires sociales, des sciences et de la technologie publié en 2016. La même tendance s'observe également aux États-Unis où il est estimé à environ 51 milliards de dollars, le coût de l'absentéisme et la perte de productivité liés à la dépression uniquement<sup>4</sup>. Ces coûts s'estiment entre 147 et 210 milliards de dollars par année<sup>5</sup> dans le cas de l'obésité. En plus de s'intéresser à la relation entre le revenu et la santé, certaines études se sont penchées sur les effets hétérogènes par niveau d'éducation et par ethnicité (Winkleby et al. 1992, Williams et al. 1997). Il est important de noter que, bien que les études sur la relation entre le revenu et la santé soient bien ancrées dans la littérature, les études relatives à l'analyse de l'impact de la conjoncture économique sur la santé sont relativement récentes. Un grand nombre de ces études se sont focalisées sur le lien entre les fluctuations économiques et la santé physique (Chay et Greenstone 1999, Ruhm 2000). Cependant, il y a une littérature grandissante sur leur lien avec la santé mentale (Kawachi et Wamala 2006, Charles et DeCicca 2008). Ce mémoire se penchera sur les deux aspects de la santé: physique et mentale.

Une forte ressemblance à noter dans chacune des études qui analysent la relation entre la conjoncture économique et la santé réside dans le fait qu'elles observent majoritairement l'impact du taux de chômage sur la santé, car celui-ci est considéré comme un bon indicateur de ralentissement économique pour conduire des analyses au niveau de la population. Le taux de chômage est aussi considéré comme étant une source de stress au niveau individuel (Brenner et Mooney 1983), car les individus vivent dans une insécurité perpétuelle due à la peur de perte d'emploi. À notre connaissance, il existe très peu d'études à ce jour qui ont basé leur analyse sur

---

<sup>2</sup>Commission de la santé mentale du Canada, *la nécessité d'investir dans la santé mentale au Canada- Fiche de renseignements principaux faits*, <https://www.mentalhealthcommission.ca/sites/default/files/2017-03/la%20necessite%20dinvestir%20dans%20la%20sante%20mentale%20au%20canada.pdf>

<sup>3</sup>Rapport du comité sénatorial permanent des Affaires sociales, des sciences et de la technologie Pour plus d'informations (2016), voir [https://sencanada.ca/content/sen/committee/421/SOCI/Reports/2016-02-25\\_Revised\\_report\\_Obesity\\_in\\_Canada\\_e.pdf](https://sencanada.ca/content/sen/committee/421/SOCI/Reports/2016-02-25_Revised_report_Obesity_in_Canada_e.pdf)

<sup>4</sup>Mental health America <http://www.mentalhealthamerica.net/conditions/depression-workplace>

<sup>5</sup>The State of Obesity <https://stateofobesity.org/healthcare-costs-obesity/>

les marchés boursiers suite au krach de 2008. Parmi les principales études dans ce cadre, il y a une étude de Deaton (2011a) qui utilise les données sur l'autoévaluation du bien-être de l'organisation *Gallup* pour examiner l'impact de la récession survenue en 2008 sur la santé mentale. Les résultats obtenus soulignent que durant l'automne 2008, les Américains ont revu à la baisse leur niveau de satisfaction de la vie et ont connu une augmentation du niveau de stress et de l'inquiétude. McInerney et al. (2013) dans leur analyse des effets du krach boursier comme une variation exogène négative sur la richesse constatent une détérioration de la santé mentale parmi les personnes affectées par le choc. Engelberg et Parsons (2016) de leur côté, se penchent sur l'impact des rendements des actions sur le taux d'hospitalisation pour troubles psychologiques en se basant sur les enregistrements des patients dans les hôpitaux californiens de 1983 à 2011. Leurs résultats décèlent une augmentation du taux d'hospitalisation suite à la chute du prix des actions. Enfin, nous avons Cotti et al. (2015) qui découvrent une détérioration de la santé mentale suite à la chute de l'indice boursier *DJIA*. En dehors de Cotti et al. (2015) qui observent les habitudes de santé en utilisant les données provenant de *Behavioral Risk Factor Surveillance System (BRFSS)* et *Nielsen Homescan Consumer Panel Dataset (NHCPD)*, aucune des études précédentes ne s'attarde sur les habitudes de santé spécifiques à la population vieillissante dans le court terme. De plus, il est important de mentionner qu'il ne semble pas avoir de consensus sur les habitudes de santé face à un ralentissement économique dans la littérature. Par conséquent, le présent travail représente une évidence supplémentaire de cette observation.

Dans le cadre de ce mémoire, nous menons une analyse sur les effets à court terme de la chute de l'indice boursier *DJIA*, survenue à l'automne 2008 sur la santé mentale des personnes en âge (ou assez proches) de la retraite. Nous étudions également la variation que cette chute entraîne dans les habitudes de santé et le niveau d'activité physique. De nombreuses études ont démontré qu'une augmentation du taux de chômage entraîne une diminution de certains comportements de santé risqués comme la consommation d'alcool (Ruhm 1995) ou celle de cigarette (Ruhm 2005). Toutefois, aucune étude à notre connaissance n'a exploré les effets du marché boursier sur ces éléments au sein d'une population vieillissante. La population vieillissante a des caractéristiques assez différentes que la population générale, car sa richesse est fortement affectée par le krach boursier. Observer comment une partie vulnérable de la population change ses habitudes de santé suite au krach est très important du point de vue de

politique publique, car ceci peut mettre une pression évitable sur le système de santé qui est publique pour toute personne âgée de 65 ans et plus aux États-Unis.

En se basant sur les données du *HRS*<sup>6</sup> pour les années 2006 et 2008 et en utilisant un modèle linéaire simple avec effets fixes par individus, nous avons estimé la relation entre le *DJIA* et la santé, les comportements de santé risqués ainsi que l'activité physique. Nous utilisons les dates des entrevues pour définir le groupe de traitement qui comprend les personnes interrogées après le mois d'octobre 2008 et au début de l'année 2009. Le groupe contrôle est composé des individus qui ont répondu au questionnaire avant le mois d'octobre 2008. La présence de ce groupe contrôle nous permet d'identifier l'effet causal du krach sur la santé, les habitudes de santé et l'activité physique.

L'approche méthodologique utilisée dans ce mémoire s'inspire fortement de celle de McInerney et al. (2013) qui utilisent le krach boursier comme une variation exogène sur la richesse et examinent l'impact du krach sur la santé mentale de la population vieillissante du *HRS*. Bien que notre approche s'inspire de McInerney et al. (2013), nous ne permettons pas les effets hétérogènes par niveau d'actions détenues, mais nous nous concentrons plutôt sur les effets moyens. De plus, nous observons les effets sur la santé par une inspection des habitudes de santé afin de découvrir des canaux de transmission qui pourraient expliquer les variations de santé observées. Ce mémoire, dans son désir d'étudier les différents comportements de santé, est aussi inspiré du travail de Cotti et al. (2015) qui examinent l'impact du *DJIA* sur la santé mentale et les comportements de santé risqués pour la population américaine avec les données du *BRFSS* et *NHCPD*. Bien que similaire à Cotti et al. (2015), ce mémoire se concentre sur la population vieillissante qui devient une population de plus en plus importante aux États-Unis et dont les problèmes de santé peuvent peser assez lourds sur les budgets.

En ce qui concerne l'impact de krach boursier sur les mesures de santé, les résultats obtenus sont cohérents avec la littérature. Ils révèlent une détérioration statistiquement significative de la santé mentale pour les femmes et les noirs et une réduction statistiquement non significative des comportements risqués pour l'ensemble de l'échantillon ciblé. De plus, nous constatons une augmentation statistiquement significative dans l'activité physique (modérée et légère), un résultat qui est principalement influencé par les femmes et les noirs. Les

---

<sup>6</sup> Pour plus détails, voir [http://hrsonline.isr.umich.edu/?\\_ga=2.170077216.1885299689.1501711989-517926433.1500757681](http://hrsonline.isr.umich.edu/?_ga=2.170077216.1885299689.1501711989-517926433.1500757681)

conclusions de ce mémoire contribuent à la littérature qui étudie les effets des changements dans le revenu approximé par un changement des conditions économiques en général sur la santé mentale (Latif 2015), les comportements de santé risqués (Ruhm et al. 2002) et plus particulièrement à celle qui utilise le marché boursier comme indicateur des conditions du marché (Smith 2004, McInerney et al. 2013, Cotti et al. 2015).

Le reste du document est subdivisé comme suit. La section 2 présente la revue de littérature. La section 3 présente une description détaillée des données. La section 4 présente le modèle économétrique. La section 5 présente les résultats et enfin la section 6 présente la conclusion.

## **2. Revue de la littérature.**

Au début des années 80, Brenner et Mooney (1983) dans leur revue des évidences des effets du chômage sur la santé affirment que la récession engendre plusieurs pertes et des changements sociaux qui constituent une menace pour la santé. À cause des implications importantes que cela peut générer non seulement dans le choix de politique publique, mais aussi pour le bien-être général de la population, il n'est pas surprenant que les sciences sociales se penchent de plus en plus à détecter les différents mécanismes de transmission qui lient ces deux éléments. En plus de l'économie, la psychologie et la médecine figurent parmi les disciplines qui continuent à étudier l'impact des variations économiques sur la santé.

Dans un premier temps, nous nous pencherons sur les effets des conditions macroéconomiques sur quelques mesures de la santé mentale, mais aussi nous présenterons quelques exemples de la relation existante entre le revenu et la santé mentale. Ceci nous permettra de comprendre un peu plus l'interaction entre ces deux variables. Nous aborderons ensuite les effets des conditions macroéconomiques dans le cas de la santé physique. La littérature présente les canaux de transmission comme le moyen potentiel par lequel les effets des variations macroéconomiques influencent la santé, alors nous consacrerons une partie de ce travail à les analyser.

## 2.1 Effet d'un choc macroéconomique sur la santé mentale

Au cours de dernières décennies, les chercheurs ont commencé à étendre leurs intérêts de recherche au-delà de la santé physique pour s'intéresser à la santé mentale. Les résultats obtenus pointent généralement vers une détérioration de la santé mentale à la suite d'un choc économique. Cependant, il existe quelques cas exceptionnels pour lesquels les conclusions ne sont pas aussi évidentes notamment lorsque la santé mentale est calculée en termes de taux de suicide ou par des mesures cliniques comme le score du *Centre pour études épidémiologiques – Dépression*<sup>7</sup> (*CES-D*), antidépresseurs<sup>8</sup>, etc.

Le taux de suicide représente l'une des multiples mesures de la santé mentale utilisée dans la littérature. Au début des années 2000, Ruhm étudie l'impact du taux de chômage sur le taux de mortalité et dix causes particulières de décès, dont le suicide. L'auteur utilise les bases des microdonnées du *BRFSS* pour les années 1987 à 1995 et des données agrégées des États américains pour les années 1972-1991. Il utilise un modèle à effets fixes par État et définit le choc économique simplement en termes de variation du taux de chômage moyen dans chaque État. L'auteur trouve des résultats qui indiquent que la santé mentale, mesurée en termes de suicide, est affectée par le chômage. Ruhm (2000) observe que les suicides augmentent avec le taux de chômage. Bien que ces résultats soient alarmants et méritent l'attention, le choix de la mesure peut porter à discussions. Il est bien possible d'observer une détérioration de la santé mentale auprès de la population sans que cela n'aboutisse à un suicide suite à une prise en charge médicale. Par conséquent, il y a de fortes possibilités que le suicide ne soit pas une mesure parfaite de la santé mentale et que l'impact du taux de chômage que l'auteur estime représente un niveau minimal de l'effet du chômage/perte d'emploi sur la santé mentale.

Une autre illustration de cette relation toujours en utilisant le taux de chômage comme indicateur des conditions macroéconomiques est celle de Charles et DeCicca (2008). Les auteurs utilisent le taux de chômage de quelques grandes régions métropolitaines américaines comme

---

<sup>7</sup> Le score *CES-D* une mesure auto évaluatrice des symptômes dépressifs de la population basés sur 20 items. Pour plus d'informations, voir <http://www.apa.org/pi/about/publications/caregivers/practice-settings/assessment/tools/depression-scale.aspx>, <https://www.outcometracker.org/library/CES-D.pdf>

<sup>8</sup> Quel que soit la mesure utilisée, il est fréquent dans la littérature d'obtenir des résultats statistiquement non significatifs.

proxy de l'état de marché local aux États-Unis et examinent son effet sur des mesures de la santé mentale et physique. Ils s'appuient sur les données du *National Health Interview Survey (NHIS)* pour les années 1997 à 2001 et restreignent leur échantillon aux individus vivant dans les plus grandes régions métropolitaines afin d'avoir une mesure précise du marché du travail. Ils trouvent à l'aide d'un modèle à effets fixes par région métropolitaine et selon le temps qu'une augmentation du taux de chômage entraîne une détérioration de la santé mentale. Ceci se traduit par une augmentation de la tristesse, du désespoir et de la nervosité évaluée par l'échelle *K-6 Non specific Psychological Distress*<sup>9</sup>. Ces résultats sont très spécifiques aux personnes qui peuvent être facilement affectées par les conditions du marché, celles qui présentent de faibles possibilités de trouver un emploi et celles qui ne possèdent pas de diplôme universitaire. Cependant, les auteurs reconnaissent que les mesures de la santé mentale utilisées étaient très peu prédictives des symptômes cliniquement valides. Ces résultats démontrent néanmoins que le taux de chômage a un impact significatif sur la santé mentale telle que perçue par les individus. Une telle diminution, bien qu'elle ne soit pas considérée cliniquement valide, demeure ressentie par les individus et par conséquent a un impact sur leur bien-être.

Dans une étude qui se concentre plus sur des symptômes cliniquement valides, Drydakis (2015) explore l'impact du taux de chômage suite à la longue période de crise connue par la Grèce durant les années 2008-2009 et 2010-2013. La santé mentale est mesurée par le score du *CES-D* à 20 items et la mesure d'autoévaluation de la santé. Drydakis (2015) exploite les données du *Longitudinal Labor Market Study (LLMS)* de 2008 à 2013 et utilise deux modèles à effets fixes individuels (logit et linéaire) en permettant des effets hétérogènes par genre. Ses résultats révèlent que le taux de chômage durant la crise a eu des effets négatifs sur la santé mentale. Ceci s'observe par une augmentation significative du score *CES-D* de 3,18 et 4,64 points de pourcentage pour les hommes et les femmes respectivement<sup>10</sup>. Drydakis (2015) note également que le taux de chômage causé par la fermeture des entreprises a conduit à une augmentation significative du score de 2,95 et 6,74 points de pourcentage pour les hommes et les femmes respectivement. En comparant les effets selon les crises, il note que la crise de 2010-2013 a eu des effets plus sévères que celle de 2008-2009. Il observe une hausse du score 3,01 et

---

<sup>9</sup> Il s'agit d'un questionnaire qui permet d'identifier les individus ayant des troubles mentaux et des déficiences importantes. Pour plus d'informations, voir [https://www.hcp.med.harvard.edu/ncs/k6\\_scales.php](https://www.hcp.med.harvard.edu/ncs/k6_scales.php),

<sup>10</sup> Un score *CES-D* élevé reflète une mauvaise santé mentale. Par conséquent, toute augmentation du score correspond une détérioration de la santé mentale.

4,25 points de pourcentage pour les hommes et les femmes respectivement durant la crise de 2008-2009 contre 4,93 et 7,33 points de pourcentage pour les hommes et les femmes respectivement durant la crise de 2010-2013. Les mêmes tendances s'observent lorsqu'il regarde les effets du taux de chômage causé par la fermeture des entreprises. Une observation supplémentaire qui en ressort est que la santé mentale des femmes s'est vue plus affectée que celle des hommes, résultat cohérent avec la littérature qui étudie les effets des chocs sur la santé mentale des hommes et femmes séparément (Latif 2015, Mervin et Frijters 2014).

Un autre exemple d'article qui se concentre sur des mesures relativement plus objectives et qui sont basées sur des symptômes cliniquement valides est celui de Bradford et Lastrapes (2014). Les auteurs utilisent les prescriptions des antidépresseurs comme une mesure qui reflète l'état mental des individus. Ils observent les variations dans les prescriptions des antidépresseurs suite au changement du taux de chômage. L'étude est comptée parmi les premières à observer les visites médicales liées à l'anxiété et la dépression dans le cadre d'une analyse de risque du chômage. Comme dans le papier de Charles et DeCicca (2008), les auteurs utilisent le taux de chômage et le niveau d'emploi comme proxy des conditions économiques. Ils prélèvent les données sur les visites médicales dans le *National Ambulatory Medical Care Survey (NAMCS)* pour les années 1989 à 2009 et retiennent certains détails comme les noms et les marques de médicaments, les diagnostics, le genre de l'individu et la région de recensement. Afin d'identifier les prescriptions utilisées contre la dépression ou l'anxiété, ils utilisent *Physician desk reference* de l'année 1989 et se basent sur la liste actuelle des prescriptions définies pour ces deux états de santé. Les données mensuelles sur le taux de chômage et le niveau d'emploi sont tirées du *Bureau of Labor Statistics Local Area Unemployment Statistics*. Dans leur article, Bradford et Lastrapes (2014) combinent deux approches empiriques: les régressions de séries temporelles par la méthode des moments généralisés (GMM) et les vecteurs autorégressifs (VAR).

Les résultats obtenus montrent une hausse importante des prescriptions des médicaments antidépresseurs et des médicaments contre l'anxiété associée avec une augmentation du chômage. Ces effets sont significatifs seulement dans la région du Nord Est américain telle que désignée dans le recensement. De plus, ils observent une augmentation des prescriptions médicales en général à l'échelle nationale pour la population en âge de travailler (19-64 ans). Par contre, pour ce qui a trait aux visites médicales, aucune évidence n'a permis de conclure à une augmentation du nombre de visites spécifiques à un diagnostic de santé mentale. Les mêmes

tendances sont obtenues, mais avec un effet inverse lorsque le niveau d'emploi est utilisé en lieu et place du taux de chômage. Toute augmentation du niveau d'emploi se traduit par une réduction systématique des prescriptions des médicaments antidépresseurs ainsi que tous autres types prescriptions en général. Il est important de noter qu'une des contributions apportées par Bradford et Lastrapes (2014) réside dans le fait qu'ils donnent un aperçu de la réaction des individus face au stress causé par le chômage et un faible niveau de revenu contrairement à Drydakis (2015) ou encore Charles et DeCicca (2008) qui font simplement un constat du changement de la santé mentale. Nous avons vu que le chômage a des effets néfastes sur la santé mentale et nous savons qu'une des conséquences immédiates du chômage est la perte de revenu. Or la littérature établit une relation indéniable entre le revenu et la santé mentale sur laquelle nous fondons l'argument principale de ce mémoire.

Il existe une littérature importante qui s'est intéressée à estimer l'effet causal du revenu sur la santé physique et mentale en se basant sur des expériences naturelles. Lindhal (2005) puis Gardner et Oswald (2007) utilisent les gains de loterie qui représentent une variation exogène du revenu individuel pour déterminer l'effet causal du revenu sur la santé. Lindhal (2005) examine l'impact des gains de loterie sur la santé physique et mentale des joueurs de loterie en Suède. Il utilise les données *Swedish Level of Living Surveys (SLLS)* pour les années 1968, 1974, et 1981 et estime des régressions des moindres carrées, un modèle Tobit et un modèle à variable instrumentale pour réaliser son analyse. Ses résultats dévoilent que les gains de loterie améliorent de façon significative la santé mentale. Il trouve qu'une moyenne des prix de loterie gagnés entre 1969-1981 a un effet positif et significatif sur la santé mentale en réduisant les symptômes négatifs de santé mentale. Ces résultats sont intéressants, mais à cause du changement des conditions économiques au cours des années (coûts de la vie, marché économique, inflation, etc.), il est préférable de les considérer comme informatifs seulement. Avec des données plus récentes, Gardner et Oswald (2007) examinent également les effets des gains de loterie sur un score de santé mentale du questionnaire général sur la santé<sup>11</sup> (GHQ). Les auteurs utilisent les données du *British Household Panel Survey (BHPS)* pour les personnes ayant gagné des prix de loterie entre 1998 à 2001 et effectuent une comparaison du score GHQ avant et après le gain. Les

---

<sup>11</sup> Un instrument qui permet de détecter des troubles mineurs psychiatriques et d'évaluer l'état actuel du répondant. Pour plus d'informations voir <https://www.g1-assessment.co.uk/products/general-health-questionnaire-ghq/>, page consultée le 28 juillet 2017

résultats sont globalement compatibles avec ceux de Lindahl (2005), ils révèlent que les personnes ayant reçu des prix d'une valeur de 1000 livres sterling ou plus connaissent une amélioration significative de leur santé mentale d'environ 1,4 point GHQ.

Une autre étude récente est celle de Apouey et Clark (2015) qui étudient l'impact de la loterie sur la santé mentale et physique. Ils utilisent les mêmes données que Gardner et Oswald (2007), mais pour une plus longue période qui s'étend de 1996 à 2008. Les auteurs étudient l'effet d'une augmentation du revenu par le biais des prix gagnants de loterie sur la santé mentale et physique. Avec un modèle à effets fixes individuels, ils obtiennent des résultats significatifs qui démontrent qu'un choc positif sur le revenu engendré par la loterie conduit à un meilleur score pour la santé mentale lorsqu'elle est mesurée par le questionnaire général de la santé (GHQ). Ces conclusions sont semblables à celles de Gardner et Oswald (2007) qui trouvent aussi une amélioration de la santé mentale en faisant une comparaison avant et après l'obtention des prix gagnants de loterie.

Dans une même perspective, Currie et Tekin (2015) utilisent cette fois-ci les saisies immobilières (i.e., choc négatif) survenues dans quelques États américains comme un autre indicateur des conditions économiques de marché. Les auteurs utilisent ces informations sur les saisies pour évaluer les impacts du choc macroéconomique sur des mesures objectives de la santé mentale et physique. En 2009, environ 2 millions de maisons sont sur le point d'être saisies en vue de stabiliser le prix de l'immobilier sur le marché américain. À cause de leur impact sur les finances personnelles, les saisies immobilières peuvent affecter la santé des personnes concernées. Currie et Tekin (2015) affirment que les effets des saisies immobilières sont une source de stress non seulement sur les personnes directement touchées, mais aussi sur les personnes vivant dans le voisinage, qui observent une chute de leur valeur immobilière. Pour faire leur analyse, les auteurs utilisent des données de panel et un modèle à effets fixes par code postal et par interaction de canton, trimestre et année. Les résultats obtenus suggèrent que la série des saisies immobilières a conduit à la hausse du nombre de visites médicales reliées à l'anxiété ainsi que le pourcentage des arrêts cardiaques, signe de la détérioration de la santé mentale et physique. Il est important de noter que les arrêts cardiaques (bien qu'objectivement quantifiables) représentent le cas d'une mesure extrême de la santé physique, car des millions de personnes ont subi la crise immobilière sans que ceci n'aboutisse nécessairement à un problème cardiaque ou une augmentation des visites médicales.

Dans le but de d'utiliser une mesure objective de santé qui reflète l'état d'esprit des individus, Tefft (2011) incorpore l'utilisation des données des recherches sur le Web dans les États américains en lien avec l'anxiété et la dépression en vue d'estimer les effets de la variation du taux de chômage. Il explore les données des années 2004 à 2009 et découvre que les tendances de recherches reflètent un signe de dépression psychologique dans la population. Tefft (2011) utilise un modèle à effets fixes par État et contrôle les tendances dans les variables dépendantes en incluant des variables binaires pour l'année et la variation des saisons dans une année. Les résultats obtenus révèlent que le taux de chômage est positivement associé à la recherche des informations sur la dépression et l'anxiété. Une fois de plus ces résultats sont cohérents avec la littérature qui observe une augmentation de la dépression dans les périodes de ralentissement économique.

Un autre indicateur représentatif des conditions économiques perçu en dehors du taux de chômage est l'insécurité professionnelle. Un avantage de cette mesure est qu'elle permet d'étudier l'impact de la perception des individus quant aux conditions économiques même si celles-ci ne sont pas encore mesurables sur le marché par une augmentation du taux de chômage. Reichert et Tauchman (2017) explorent les effets de l'insécurité professionnelle sur la santé mentale mesurée par le *Mental Component Summary Scale*<sup>12</sup>. Ils effectuent leur étude en se basant sur les données longitudinales allemandes du *German Socioeconomic Panel (SOEP)* couvrant la période de 2002 à 2010. Ils estiment les effets d'une réduction de la force de travail dans une firme sur la santé mentale des employés qui demeurent en position et trouvent une relation négative et significative de la mise à pied des travailleurs sur la santé mentale. Les employés en place expérimentent une perte dans leur score de santé mentale d'environ une unité suite à la réduction de la force de travail. Ces résultats demeurent significatifs lorsque des effets fixes sont introduits. D'une façon plus générale, ils observent également les mêmes effets, mais dans une plus grande amplitude lorsqu'ils utilisent le niveau de satisfaction de la vie comme indicateur de la santé mentale.

## 2.2 Effet d'un choc macroéconomique sur la santé physique

---

<sup>12</sup> Un questionnaire basé sur 12 questions utilisé pour mesurer la santé mentale telle que perçue par le répondant. Les questions sont reliées au bien-être psychologique, émotions, fonctionnement social. Les valeurs se situent entre 0 et 100, la valeur la plus élevée représentant une bonne santé mentale.

Dans la littérature économique, multiples études se sont largement penchées sur les effets du ralentissement économique sur la santé physique. Les travaux de Frank et al. (2014), Fiuzat et al. (2010) en sont des exemples. Tel que mentionné plus haut, il existe une grande littérature qui étudie la relation entre le ralentissement économique et la santé physique. Cependant, les résultats restent peu concluants à cause des effets qui divergent dans littérature (Ruhm 2005, Davalos et al. 2012).

Dans plusieurs papiers, Christopher Ruhm présente des évidences qui supportent l'amélioration de la santé en général et plus particulièrement de la santé physique dans les périodes de récession. En plus de l'observation d'une baisse du taux de suicide (signe de santé mentale) avec le taux de chômage, il découvre qu'un des mécanismes potentiels à l'origine de ces résultats pourrait être une amélioration de la santé physique. Dans son papier Ruhm (2000) utilise les microdonnées du *BRFSS* couvrant les périodes de 1987 à 1995 et les données agrégées des États américains pour les années 1972-1991. Avec un modèle à effets fixes par État, il observe un changement de certaines habitudes de santé qui contribuent à l'amélioration de la santé physique des personnes. Une augmentation d'un point de pourcentage du taux chômage conduit à une réduction de l'indice de masse corporelle, de la probabilité d'être en surpoids et l'obésité de 0,6 %, 0,7% et 1,7% respectivement. Il observe également une amélioration de l'activité physique régulière de 0,5 point de pourcentage et une réduction d'environ 2% de la consommation quotidienne des produits à matière grasse.

Dans une recherche subséquente, Ruhm (2003) utilise les données du *NHIS* couvrant une période différente de sa première étude de 1972 à 1981 et effectue des régressions à effets fixes par localisation pour lesquelles il inclut quelques variables contrôles comme les caractéristiques personnelles et les tendances selon les États. Il se concentre plus particulièrement sur les conditions médicales chroniques, les limitations physiques en termes de journée d'activité réduite ou encore celle passée à l'hôpital<sup>13</sup>. Les résultats empiriques obtenus montrent une détérioration de la santé physique lorsque les conditions économiques s'améliorent temporairement. Une baisse du taux de chômage accroît la prévalence des conditions médicales, des journées d'activités restreintes et celles passées à l'hôpital de 1.5, 1.2 et 1.6 % respectivement. Ces effets sont notamment plus prononcés pour les hommes dans le marché de

---

<sup>13</sup> Il inclut également les demi-journées passées à l'hôpital.

travail ayant moins de 65 ans. Il est très important de noter la précision apportée par Ruhm sur le fait que ces résultats ne suggèrent pas qu'un niveau de chômage élevé améliore la santé.

Dans le contexte canadien, Ariizumi et Schirle (2012) réalisent le même exercice en utilisant une période qui couvre les deux papiers de Ruhm. Ils utilisent un modèle à effets fixes par province et des données provinciales de *Statistiques Canada-Cansim* pour la période de 1977-2009 afin d'estimer les effets du taux de chômage sur le taux de mortalité de la population canadienne. Les résultats obtenus sont cohérents avec les résultats américains. Les auteurs trouvent un effet négatif et significatif du taux de chômage sur la mortalité. Une augmentation d'un point de pourcentage du taux de chômage est associée à 0,5% de réduction du taux de mortalité générale. Ces résultats sont plus prononcés pour la population dans la tranche d'âge de 30 ans. Une réduction de la mortalité peut être considérée comme une amélioration de la santé physique. Néanmoins, il est pertinent de noter que la mortalité bien qu'elle représente une mesure universelle bien définie, elle demeure une mesure extrême, car elle ne capture que les améliorations et détériorations de la santé exprimée en termes de mortalité et ne capture pas d'autres améliorations.

Contrairement aux résultats obtenus par Ruhm, Davalos et al. (2012) observe toujours les effets du taux de chômage, mais sur un score de santé physique construit à partir du *12-Item Short Form Health survey*<sup>14</sup>. Il se base sur les données de panel groupées du *National Epidemiological Survey on Alcohol and Related Conditions (NESARC)* pour les années 2001-2002 et 2004-2005 ainsi que les données du *Bureau of Labor Statistics* et *Local Area Unemployment Statistics* pour les indicateurs économiques. Avec un modèle à effets fixes, Davalos et al. (2012) trouve qu'une augmentation du taux de chômage réduit considérablement la qualité de vie des individus par une détérioration de leur santé. Une variation positive de 1% du taux de chômage est associée à une baisse du score physique d'environ 1% avec des effets prononcés pour les personnes employées qui se situent dans la tranche d'âge de 25-59 ans.

---

<sup>14</sup> Le questionnaire est utilisé pour évaluer les résultats médicaux génériques selon la perspective du patient. Il donne un aperçu sur la santé générale, dont la santé physique. (Fonctionnement physique, limites dues à des problèmes physiques, douleur corporelle, santé générale, vitalité, fonctionnement social, limites dues à des problèmes émotionnels et santé mentale). Voir [https://link.springer.com/referenceworkentry/10.1007%2F978-94-007-0753-5\\_2698](https://link.springer.com/referenceworkentry/10.1007%2F978-94-007-0753-5_2698)

### 2.3 Les canaux de transmission et quelques divergences.

On note des divergences dans les résultats sur la santé physique. Par conséquent, il est important de s'attarder sur les différences potentielles dans les habitudes de santé qui varient considérablement dans la littérature et pourraient en être une explication. Les habitudes de santé communément observées sont la consommation d'alcool, le tabagisme, le régime alimentaire et l'activité physique.

Cotti et al. (2015) observent les changements des comportements de santé risqués au sein d'une population ayant une moyenne d'âge de 49 ans suite à la chute du marché boursier à l'automne 1987 et 2008. Ils se basent sur l'indice du *DJIA* et utilisent plusieurs données croisées du *BFRSS* entre 1984 et 2010 afin d'observer la réaction des ménages face à cette crise. Les résultats obtenus suggèrent non seulement une détérioration de la santé mentale, ce qui est cohérent avec les études dans la littérature, mais aussi une participation accrue à des comportements de santé risqués. Ils trouvent que pendant le krach boursier, les individus sont plus enclins à boire excessivement de l'alcool bien que les résultats soient statistiquement non significatifs. De plus, les individus participent à plusieurs reprises à ce type d'activité, soit une augmentation statistiquement significative de 1,5%. Les auteurs soulignent aussi que quelques personnes de plus (0,36 point de pourcentage) s'identifient comme fumeur et affirment fumer tous les jours (0,43 point de pourcentage). Cotti et al. (2015) retrouvent les mêmes résultats avec des effets plus précis et élevés lorsqu'ils se concentrent seulement sur la chute de 40% du *DJIA* survenue en 2008. Un élément supplémentaire observé par les auteurs est qu'ils regardent la variation dans les achats du ménage. En utilisant les données du *NHCP*, représentatives des dépenses des ménages, Cotti et al. (2015) trouvent que les ménages réalisent significativement plus d'achats d'alcool (0,1 point de pourcentage) et des cigarettes (0,2 point de pourcentage) durant le krach.

Bien que ceci n'ait pas été mentionné explicitement par les auteurs, une interprétation intuitive qui peut être soulevée est qu'une augmentation des comportements risqués peut conduire inévitablement à une détérioration de la santé physique.

Contrairement à Cotti et al. (2015), Ruhm et Black (2002) dans leur analyse découvrent qu'une augmentation du taux de chômage est associée à une réduction de la consommation de l'alcool (participation, occasionnelle, au volant). Leur étude se base sur les données du *BRFSS*

pour les années 1987 à 1999 et l'utilisation d'un modèle à effets fixes par État. Cet effet est fortement soutenu par les variations observées chez les grands consommateurs. Une des raisons derrière cet effet soulevé par les auteurs est la perte de revenu causé par le chômage. Ce qui pourrait bénéficier à court terme à une amélioration de la santé. Ceci, une fois de plus, démontre que le revenu joue un rôle important dans les habitudes quotidiennes qui affectent la santé. Par conséquent, une variation exogène du revenu personnel pourrait justifier le changement des habitudes individuelles et de ce fait la santé physique.

Dans une même perspective, Van Kippersluis et Galama (2013) offrent des évidences empiriques sur l'impact d'un changement dans le revenu sur les habitudes de santé. À l'aide d'un modèle à effets fixes individuels, ils estiment l'impact des prix de loterie et héritage sur quelques comportements de santé. Comme dans Apouey et Clark (2015), ils utilisent les données du *BHPS* de 1997 à 2008 pour les prix de loteries et ceux du *HRS* de 1992 à 2010 pour les sommes d'héritages reçues. Leurs résultats stipulent que les personnes qui gagnent de grands prix de loterie sont plus enclines à augmenter leur consommation en alcool. Plus exactement, un prix gagnant de 1,500 livres sterling est associé à une augmentation significative de 5 points de pourcentage de la probabilité de consommer de l'alcool à l'extérieur. De plus, gagner un prix de loterie augmente de façon significative la probabilité de faire du sport au moins une fois dans le mois de 1,76 point de pourcentage. Une contribution intéressante apportée par les auteurs est qu'ils observent les effets par sous-groupe selon l'âge et la richesse. Dans les sous-groupes établis selon la richesse, tous les coefficients obtenus sont positifs pour la consommation de l'alcool, mais ceux-ci ne sont pas statistiquement significatifs dans tous les cas. Lorsque l'échantillon est subdivisé selon l'âge (moins de 50 ans et plus de 50 ans), ils observent que les coefficients pour la consommation de l'alcool et le sport sont plus prononcés et significatifs pour les personnes âgées de plus de 50 ans à quelques exceptions près pour le sport. Cependant, contrairement à Apouey et Clark (2015), les auteurs ne trouvent aucun effet significatif pour les différentes spécifications pour le tabagisme et le nombre de cigarettes fumées. Van Kippersluis et Galama (2013) ensuite observent l'impact du changement exogène du revenu suite à une réception des sommes d'héritage. Ils observent une augmentation significative de 1 et 1,37 point de pourcentage de la prévalence pour le tabagisme et la consommation de l'alcool respectivement. De plus, lorsque les auteurs subdivisent l'échantillon en deux parties principales selon que les personnes sont situées au-dessus de la médiane de richesse (riches) ou pas

(« pauvres »), ils constatent que les résultats obtenus pour l'ensemble de l'échantillon sont grandement influencés par la population riche, car la majorité des coefficients pour les personnes pauvres ne sont pas significatifs.

Les résultats révèlent une détérioration significative de la santé par une augmentation de la prévalence pour le tabagisme et la consommation de l'alcool. Néanmoins, leurs magnitudes varient entre les sous-groupes de la population riche (plus riches et moins riches), soit une augmentation de 2,3 et 2,9 points de pourcentage pour les moins riches comparés à 1,1 et 1,8 point de pourcentage pour la prévalence pour le tabagisme et consommation de l'alcool.

Van Kippersluis et Galama (2013) stipulent que ces résultats démontrent la prévalence de l'effet « direct du revenu » qui insinue que tout choc positif du revenu accroît la demande de consommation des biens considérés malsains. En conclusion, les auteurs notent que l'absence d'effet sur le nombre de boissons et la consommation excessive d'alcool est une preuve que les changements interviennent simplement au niveau de la consommation sociale ou occasionnelle.

La littérature souligne définitivement que les changements dans les habitudes de santé constituent une des raisons d'amélioration ou de dégradation de la santé. Les personnes peuvent adopter un style de vie plus sain quand l'économie connaît un ralentissement ou pas. Ceci peut s'expliquer entre autres par le fait que les individus disposent de plus de temps pour s'adonner à des exercices ou encore contrôler leur régime alimentaire.

Ce projet s'inspire donc de deux études intéressantes qui examinent la relation entre le choc économique et la santé des individus en utilisant le marché boursier comme indicateur des conditions macroéconomiques. Le premier travail est celui de McInerney et al. (2013) qui se base sur les données du *HRS* et dans lequel les auteurs découvrent une croissance des symptômes dépressifs et une détérioration de la santé mentale des individus à la suite du krach boursier. Les auteurs utilisent une variable supplémentaire pour déterminer les effets selon le niveau de stocks détenu par chaque individu. Dans leur ouvrage, ils n'observent toutefois pas la variation dans les habitudes de santé et le niveau d'activité physique des individus. À cela, nous nous inspirerons du travail de Cotti et al. (2015) qui analyse le changement dans les habitudes de santé et le niveau de santé autoévaluée à partir des microdonnées du *BRFSS et NHCPD*. Ils obtiennent une détérioration de la santé mentale suite à la chute du *DJIA* et une augmentation des habitudes de santé risquées. Nous tenterons de tester si les conclusions de ce travail sont applicables pour la population vieillissante. En utilisant les données du *HRS* qui représentent principalement une

population vieillissante plus encline à être affectée par le krach à cause des effets directs sur les comptes d'épargne-retraite ou sur les parts des actions dans le marché, nous estimons l'effet global du krach sur la santé ainsi que sur les habitudes de santé. Ceci nous permettra d'élucider les effets du krach boursier à court terme spécifiques au segment de la population âgée de 55 ans et plus.

### **3. Données et statistiques descriptives.**

#### *3.1 Données*

Le *HRS* est une étude longitudinale de panel biennale conçue pour représenter les personnes proches de la retraite et celles déjà à la retraite. Il contient des informations détaillées sur leur santé et leur bien-être économique et comprend une variété d'informations utiles pour traiter des enjeux et opportunités liés au vieillissement. Nous utilisons également le *RAND Corporation*, qui est une version facile à utiliser du *HRS* et contient des données nettoyées, seulement pour obtenir les données sur la richesse.

Dans le cadre de notre travail, seules les vagues 8 et 9 qui représentent les années 2006 et 2008 ainsi que les mois de janvier et février 2009<sup>15</sup> sont utilisées, ceci représente 35.686 individus. En plus de l'année du krach boursier, nous retenons aussi l'année avant la crise, 2006, pour observer le changement dans le revenu engendré par la chute du *DJIA*. Cette variation représente le lien par lequel les variables dépendantes de la santé sont affectées par la crise. De plus, à la place de faire une comparaison entre les personnes interrogées avant et après le choc de façon exogène à celui-ci, l'approche adoptée nous permet contrôler les caractéristiques invariables des personnes pouvant être reliées aux dates des entrevues en 2008 ou aux résultats de la santé. Nous limitons également nos données à l'année 2008 et début 2009, car nous supposons que les effets de la crise devraient être immédiats dans le cas de l'autoévaluation de la santé, les habitudes de santé et dans une certaine mesure pour la santé mentale.

Comme nous considérons que ce travail est une extension de McInerney et al. (2013), nous utilisons les mêmes restrictions pour construire l'échantillon de base. Comme mesure de restriction pour notre échantillon, nous conservons les individus qui ont complété leur entrevue

---

<sup>15</sup> Certaines entrevues débutées durant l'année 2008 se sont terminées au début de l'année 2009.

sans intermédiaire pour les deux années sélectionnées ( $n=30.508$  individus), qui sont des répondants financiers du ménage également au cours de ces deux années ( $n=20.698$  individus) et qui sont nés au plus tard en 1953<sup>16</sup> ( $n=19.983$  individus).

Pour détecter les effets des chocs macroéconomiques sur la santé mentale, nous utilisons deux mesures cliniquement valides pour déterminer la santé mentale et une mesure d'autoévaluation qui s'étendent sur une échelle de 1 (excellent) à 5 (médiocre). Le choc macroéconomique est mesuré à l'aide d'une variable binaire (Post), qui prend la valeur de 1 si l'entrevue a eu lieu au mois d'octobre 2008, plus tard dans la même année ainsi que les deux premiers mois de 2009 et 0 si l'entrevue s'est passée plus tôt dans l'année 2008 ou en 2006.

### *Indicateur macroéconomique*

Pour représenter la performance du marché boursier, nous utilisons l'index du *DJIA*, un indicateur de marché qui représente le prix moyen pondéré de 30 grandes capitalisations boursières<sup>17</sup>. Il représente une bonne mesure pour le groupe de population ciblée, car la variation de l'indice *DJIA* affecte leur revenu principalement au travers des comptes d'épargne-retraite et des parts des actions détenues dans le marché boursier. La chute de l'indice constitue une énorme perte pour ces individus qui majoritairement en dehors du marché du travail ne pourraient pas être en mesure de récupérer la richesse perdue. Cette situation s'applique également pour les individus qui considèrent prendre leur retraite prochainement.

### *Variables dépendantes*

Dans le but d'explorer l'impact du krach boursier sur la santé des participants, deux variables cliniquement valides sont utilisées pour mesurer la santé mentale :

- *Le score du CES-D* est une mesure auto évaluatrice des symptômes dépressifs de la population basée sur 20 items. Cependant, le *HRS* utilise la version réduite à 8 items.

---

<sup>16</sup> Le *HRS* est désigné pour représenter les individus se situant dans la tranche d'âge de 51-61 ans. Avec son évolution au cours des années, la cohorte de la population rajoutée en 2008 était constituée des personnes nées au plus tard en 1953.

<sup>17</sup> Pour plus d'informations, voir <http://www.nasdaq.com/investing/glossary/d/dow-jones-industrial-average>, (page consultée le 3 août 2017)

Afin d'avoir un aperçu actuel de la santé mentale, le questionnaire demande à chaque répondant de décrire combien de fois les symptômes suivants ont été ressentis au cours de la semaine passée: la dépression, le bonheur, la solitude, la tristesse, toute activité était sentie comme un effort, le sommeil n'était pas reposant, l'incapacité à se motiver et le manque d'énergie. Pour obtenir le score du *CES-D*, nous avons converti les réponses de chacune de ces questions en valeur 1 pour « oui » et 0 pour « non » en remplacement de 5 qui représentait le « non » dans le questionnaire de base<sup>18</sup>. Nous avons ensuite additionné les valeurs des items ayant un aspect négatif auquel nous avons soustrait les valeurs des items positifs. La valeur maximale du score s'élève à 8 et la valeur minimale est fixée à 0. L'interprétation du score est telle qu'une valeur élevée est un signe d'une santé mentale fragile et vice versa.

- *Dépression clinique* est représentée par une variable binaire qui mesure la marge extensive des problèmes de santé mentale. Elle prend la valeur de 1 si le score du *CES-D* est supérieur ou égal à 3 et 0 autrement. Shane et al. (2008) dans leur étude sur la prévalence et les facteurs de risques pour les symptômes dépressifs chez les personnes avec des maladies pulmonaires, affirment qu'un score du *CES-D* supérieur ou égal à 3 est l'équivalent d'une dépression clinique. Nous allons donc nous baser sur cette étude pour considérer notre variable binaire comme une mesure de dépression clinique.
- La mesure auto évaluatrice de la santé générale : lors de l'enquête, il a été demandé aux participants d'estimer leur état de santé générale en se positionnant sur une échelle de 1 (excellent) à 5 (médiocre). Dans une étude sur l'âge et le changement de la signification de l'autoévaluation de la santé générale, Schnittker (2005) démontre que la correspondance entre la mesure d'autoévaluation de la santé générale et les symptômes dépressifs est forte parmi les personnes âgées. Toutefois notons que cette mesure ordinale de la santé, très utilisée dans la littérature peut souffrir des problèmes de comparabilité interpersonnelle. Cependant, étant donné que nous utilisons un modèle à effets fixes à deux périodes, le problème ne se pose pas. Notons qu'une hypothèse forte est maintenue

---

<sup>18</sup> Voir <http://hrsonline.isr.umich.edu/sitedocs/userg/dr-005.pdf>, pour tous autres détails dans la construction de l'index.

quand nous accordons une échelle numérique à cette variable ordinaire (qualitative) : la différence à chaque niveau (excellent à bon ou bon à médiocre, etc.) est considérée la même dans tous les cas.

- Les habitudes de santé : plusieurs variables représentant le comportement des répondants seront utilisées afin de déterminer l'effet du choc économique sur le changement des habitudes des participants. Un des avantages de ces variables en comparaison à la variable de santé générale auto déclarée est qu'il s'agit des variables de comptage et par conséquent elles ont un zéro bien défini qui rend les résultats indépendants de l'échelle numérique imposée.
  - Le nombre de cigarettes fumées par jour, les participants ont répondu à la question : « *Environ combien de cigarettes ou paquets de cigarettes fumez-vous habituellement en un jour?* » Les valeurs potentielles se situent entre 0 et 60 cigarettes.
  - Le nombre de jours par semaine, l'alcool a été consommé, les participants ont répondu à la question : « *Au cours de trois derniers mois, en moyenne, combien de jours par semaine avez-vous consommé de l'alcool?* » Les valeurs potentielles se situent entre 0 et 6 jours.
  - Le nombre de boissons consommées par jour, les participants ont répondu à la question : « *Au cours des trois derniers mois, durant les jours où vous avez bu, combien de verres avez-vous consommés ?* » Les valeurs potentielles se situent entre 0 et 17 verres.
  - La consommation excessive d'alcool: les participants ont répondu à la question : « *Au cours de trois derniers mois, combien de jours avez-vous eu une consommation de quatre verres d'alcool ou plus pour une occasion* ». Les valeurs potentielles se situent entre 0 et 92 jours.
  - L'activité physique : les participants ont répondu à la question : « *À quelle fréquence faites-vous du sport ou participez-vous à des activités qualifiées de vigoureuses (modérées, légères) ?* Charles et DeCicca (2008) définissent une

activité modérée comme étant celle qui cause une croissance modérée de la fréquence cardiaque.

- Sport ou activité vigoureuse inclut la course, le jogging, la natation, le tennis, la bicyclette, etc. Cette catégorie d'exercices est recommandée par le *Centre de prévention et contrôle des maladies (CDC)* <sup>19</sup> pour maintenir une bonne santé physique.
- Sport ou activité modérée inclut le jardinage, le nettoyage, la danse, des exercices d'étirement, etc.
- Sport ou activité légère inclut la lessive, les réparations maison, passage d'aspirateur, etc.

#### *Variable indépendante d'intérêt*

La variable indépendante d'intérêt est la variable binaire « Post ». Comme indiqué ci-dessus, elle prend la valeur 1 si l'entrevue a eu lieu au mois d'octobre 2008, plus tard dans l'année 2008 ainsi que les deux premiers mois de l'année 2009 et 0 si l'entrevue s'est passée plus tôt dans l'année 2008 ou en 2006. Cette variable nous permet de distinguer le groupe contrôle du groupe traitement et elle permet d'identifier l'impact de la chute du *DJIA* sur les différents indicateurs de santé. McInerney et al. (2013) soutiennent que la crise de 2008 n'était pas anticipée et que tous les actionnaires ont été affectés. À cause de ce caractère inattendu, il est peu probable que les dates d'entrevue durant l'année 2008 ont été influencé par la richesse ou la santé des individus. Dans la section modèle économétrique et estimations, nous fournissons plus de détails sur cette hypothèse.

#### *Variables de contrôle*

Puisque plusieurs autres mesures qui varient avec le temps peuvent influencer la santé des individus, voici quelques variables utilisées dans notre travail en vue de contrôler leurs effets potentiels et d'estimer les effets du krach de façon précise:

---

<sup>19</sup> Pour plus d'informations, consulter <https://www.cdc.gov/physicalactivity/basics/index.htm>,

- *Statut marital*: Ayyagari et Shane (2015) sont parmi les multiples exemples dans la littérature qui trouvent des effets hétérogènes lors de l'analyse des données sur la santé. Ils trouvent dans leur étude que les personnes mariées ont une meilleure santé mentale que celles qui sont divorcées, qui n'ont jamais été mariées ou encore celles qui ont perdu leurs conjoints/conjointes. Cette variable contrôle les avantages ou désavantages que certaines personnes peuvent avoir à cause de leur statut marital.
- *Participation au marché du travail* : tel que nous l'avons vu largement dans la revue de littérature, le chômage a des effets significatifs sur la santé des individus. Il a été soulevé que les personnes qui perdent leurs emplois ont plus de chance de sombrer dans la dépression. Et dans le cas de l'insécurité professionnelle, nous avons vu que même les personnes qui gardent leurs emplois sont susceptibles d'expérimenter une dégradation de leur santé. Bradford et Lastrapes (2014) soulignent que les effets d'un ralentissement économique sont plus significatifs pour les individus dans le marché du travail comparé à ceux en dehors. Pour toutes ces raisons, il est important de contrôler tous ces effets pour obtenir les effets spécifiques du choc économique sur les variables de santé choisies pour ce travail. Notons également que dans notre échantillon, il y a un nombre non négligeable des personnes qui possèdent un emploi, mais qui ont aussi pris leur retraite dans le cadre d'un autre emploi.
- *Revenu* : Nous avons démontré plus haut que le revenu est une variable qui peut être corrélée avec le choc macroéconomique et la santé. Par conséquent, il est très important de contrôler ces effets pour n'obtenir que les effets désirés selon l'objectif établi pour ce travail.
- *Les maladies préexistantes* : la présence des conditions préexistantes peut être une des explications de l'état actuel de santé mentale ou encore l'incapacité à faire des activités physiques. Par conséquent, en lieu et place d'obtenir seulement l'effet du choc, sur la santé nous obtiendrons une combinaison de l'état préexistant et les effets du choc, ce qui n'est pas notre objectif d'où il est important de contrôler ces effets.

### 3.2 Statistiques descriptives.

Le tableau 1 présente les données descriptives par année et pour les personnes interrogées après le mois d'octobre 2008. La mesure principale du revenu observée est la richesse non immobilière, car elle inclut les comptes d'épargne-retraite affectés durant le krach boursier. Comme McInerney et al. 2013, nous l'avons calculé en termes de dollars de l'année 2008. Nous avons construit la variable en additionnant tous les actifs non immobiliers auxquels nous avons soustrait la dette. La moyenne de la richesse en 2006 s'estimait à 310.648,45 dollars et elle était à 252.119 dollars en 2008. Nous observons donc une réduction de la richesse pour l'ensemble de l'échantillon, mais elle est plus accrue pour les personnes interrogées après octobre 2008 avec une diminution de 650.393,11 dollars en 2006 à 218.827,1 dollars en 2008. Ceci est une indication que le krach boursier a eu un impact sur la richesse des individus affectés par la crise. Une comparaison naïve des variables d'intérêt pour la santé mentale démontre une baisse du score *CES-D* et de la dépression clinique, mais ces réductions sont de très faibles ampleurs pour les personnes interrogées après le krach. Notons également que les personnes interrogées après la crise sont plus jeunes en moyenne que celles qui sont passées plus tôt dans l'année.

Le tableau 1 présente aussi les variables démographiques pour chaque groupe soulignant ainsi quelques petites différences et ressemblances entre les deux échantillons.

**Tableau 1 - Statistiques descriptives**

	Échantillon complet		Interrogées après le krach	
	2006	2008	2006	2008
Richesse non immobilière (dollars de 2008)	310.648,45 (1.906.843)	252.119 (1.010.231)	650.393,11 (3.875.904)	218.827,1 (718.793,5)
CES-D	1,54	1,49	1,68	1,66
Dépression clinique	23,2%	22,1%	25,3%	25,2%
Autoévaluation de la santé (1 =exc., 5=médiocre)	2,84	2,93	2,82	2,92
Nombre de cigarettes par jour	11,85 (9,15)	11,58 (8,86)	12,5 (9,89)	12,4 (9,16)
Nombre de jours-consommation alcool	2,19 (2,46)	2,21 (2,46)	2,10 (2,33)	2,11 (2,35)
Nombre de boissons par jour	1,98 (1,61)	1,97 (1,46)	2 (1,32)	1,95 (1,31)
Consommation excessive d'alcool	3,19 (12,4)	2,95 (11,86)	2,85 (11,78)	2,28 (8,86)
Activité vigoureuse	3,26 (1,36)	3,27 (1,34)	3,28 (1,33)	3,34 (1,30)
Activité modérée	2,60 (1,92)	2,68 (1,87)	2,56 (1,90)	2,82 (1,94)

	Échantillon complet		Interrogées après le krach	
	2006	2008	2006	2008
Activité légère	2,32 (1,90)	2,42 (1,90)	2,33 (1,91)	2,54 (2,06)
Âge	68,9 (9,74)	70,4 (9,98)	66,30 (9,71)	68,04 (9,93)
Femme	0,57	0,57	0,58	0,58
Noirs	0,15	0,15	0,16	0,16
Hispanique	0,9	0,9	0,10	0,10
Autres races	0,04	0,04	0,05	0,05
Moins que diplôme secondaire	0,24	0,24	0,24	0,24
Quelques années de collège	0,04	0,04	0,04	0,04
Collège	0,12	0,12	0,12	0,12
Diplôme supérieur	0,09	0,09	0,09	0,09
Autres éducations	0,002	0,002	0,007	0,008
Jamais marié	0,04	0,04	0,05	0,05
Veuf/veuve	0,29	0,30	0,25	0,28
Séparé/divorcé	0,18	0,18	0,20	0,19
Revenu du ménage (dollars de 2008)	59.737,45 (173.242,1)	62.815,4 (607.746,3)	70.774,79 (115.280,1)	75.915,07 (263.304,2)

#### 4. Modèle économétrique et estimations

L'équation de base qui sera utilisée prend la forme qui suit :

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 Post_{it} + \beta_2 X_{it} + \gamma_i + \varepsilon_{it},$$

où la variable  $Y_{it}$  représente différentes variables de santé : la santé mentale, l'autoévaluation générale de la santé, les habitudes de santé et l'activité physique,  $Post_{it}$  est une variable binaire qui détermine le groupe traité du groupe contrôle,  $\beta_1$  est le coefficient d'intérêt qui détermine l'impact du krach boursier sur les variables de santé, l'autoévaluation générale de la santé et l'activité physique,  $X_{it}$  représente le groupe de variables contrôles qui seront utilisées dans chaque régression,  $\gamma_i$  et  $\varepsilon_{it}$  combinés représentent notre terme d'erreur que nous exprimons en deux composantes : effets fixes et terme d'erreur idiosyncratique.

L'hypothèse sous-entendue est que le krach survenu au mois d'octobre 2008 représente un choc exogène sur le revenu des personnes ainsi que sur les variables dépendantes. Par conséquent, nous utilisons la variation dans les dates d'entrevue pour identifier les effets du krach boursier sur la santé mentale, l'autoévaluation générale de la santé, les habitudes de santé et l'activité physique. Afin d'avoir une analyse non biaisée, il est important de s'assurer que les dates d'entrevue n'ont aucun effet significatif sur les différentes variables dépendantes. Or Hudomiet et al. (2011) affirment que l'attribution des dates pourraient ne pas être aléatoire, car les personnes difficiles à localiser ou plus réticentes à être interrogées étaient souvent interrogées à la fin de l'année. Pour ce faire Hudomiet et al. (2011) dans leur analyse des effets du krach sur les attentes des ménages par rapport aux rendements des actions, démontrent que les dates d'entrevue n'ont eu aucun effet significatif sur le choix des réponses des participants sur les attentes dans les vagues précédentes, 2004 et 2006. Pour arriver à cette conclusion, ils estiment quatre régressions avec les attentes des années 2004 et 2006 comme variables dépendantes et les dates d'entrevue comme variables indépendantes. Ils observent les effets des dates d'entrevue en 2008 sur le niveau moyen des attentes et leur hétérogénéité avant 2008. Les résultats obtenus suggèrent une corrélation significative entre les dates d'entrevue de 2008 et les attentes seulement pour l'année 2004 : celles-ci étaient légèrement plus élevées pour les personnes

interrogées au mois d'octobre et novembre 2008. Toutefois, aucun résultat significatif n'a été trouvé pour l'année 2006. Ce qui confirme que les dates d'entrevue en 2008 étaient exogènes aux attentes avant 2008. Notre échantillon se limitant aux années 2006 et 2008, nous supposons par conséquent que les dates d'entrevue n'ont eu aucune influence sur les réponses des participants par rapport à leur état de santé générale, mentale, aux habitudes de santé et à l'activité physique.

La présence de l'hétérogénéité non observée n'est pas surprenante dans les enquêtes auprès de la population. Il est difficile de trouver toutes les variables pouvant influencer les variables dépendantes d'intérêts ou encore, si présentes, de les mesurer. De ce fait, plusieurs caractéristiques individuelles peuvent être inconnues de l'enquêteur. Un exemple souvent cité est le problème génétique. Dans notre cas, la perception de la crise pourrait influencer la santé des individus et par conséquent nous ne serions pas en train de mesurer l'impact de la crise seulement, mais plutôt l'impact de la crise et des perceptions sur la santé. Afin de corriger ce problème potentiel, nous utilisons un modèle à effets fixes individuels comme notre stratégie d'estimation. Ceci permet de contrôler pour toutes les caractéristiques individuelles non observables (qui ne varient pas dans le temps) pouvant influencer les résultats de santé et contribuer ainsi à l'obtention des coefficients cohérents de l'impact du krach boursier sur la santé. Des variables de contrôle qui varient dans le temps sont également incluses dans chaque régression pour plus de précision.

De plus, comme il est probable qu'il existe une corrélation entre le terme d'erreur des individus vivant dans le même ménage, nous permettons au terme d'erreur d'être corrélé au niveau du ménage pour régler le problème de dépendance entre les observations. Ainsi tous les écarts types sont corrigés et regroupés de façon robuste.

Comme plusieurs études l'ont démontré, les effets de changements économiques sont très souvent différents selon les groupes de la population, par conséquent nous permettons des effets hétérogènes, selon le genre et l'ethnie des individus.

Il est important de noter que bien que certaines variables soient des variables dichotomiques, ordinales ou de comptages, notre approche dans ce travail est basée sur des régressions linéaires. Nous reconnaissons que la distribution du terme d'erreur peut ne pas satisfaire les hypothèses du modèle linéaire et qu'une approche utilisant des modèles non linéaires et des distributions plus appropriées comme la poisson ou la négative binomiale pour les variables de comptage est plus souhaitable. Cependant, nous considérons ce travail comme

une exploration préliminaire qui pourrait être raffinée par la suite en utilisant les méthodes plus appropriées. L'hypothèse de linéarité étant très acceptée dans les travaux empiriques publiables, nous estimons que notre travail ne diverge pas de ce qui se fait dans la littérature.

## 5. Résultats

Dans cette section, nous présentons et discutons les résultats empiriques de notre modèle à effets fixes. Les tableaux 2 et 3 présentent les résultats du modèle à effets fixes pour les différentes variables de santé et de l'activité physique. Ceux-ci révèlent une détérioration de la santé mentale lorsqu'elle est mesurée par la mesure d'autoévaluation, soit une augmentation significative du coefficient de 0,10. Ces effets négatifs sont cohérents avec la littérature (McInerney et al., 2013, Cotti et al. 2015) qui étudie les effets du krach de 2008-2009 sur la santé et qui observe aussi une détérioration de la santé mentale.

Par contre, à notre grande surprise, il n'y a aucune évidence empirique qui pointe vers une détérioration de la santé mentale lorsque celle-ci est mesurée par des questionnaires considérés cliniquement valides. En effet, celle-ci pointe vers une amélioration bien que statistiquement non significative de la santé mentale avec une réduction des symptômes dépressifs de 0,068 et 0,011 (1,1 point de pourcentage) pour le score du *CES-D* et la mesure de dépression clinique respectivement. Ces résultats bien qu'en contradictions avec nos attentes et une partie de la littérature, rejoignent en partie les conclusions obtenues par (McInerney et al., 2013) pour les individus qui ne possédaient pas ou très peu de stocks durant la crise. De plus, notons que McInerney et al. (2013) ne trouvent aucun effet sur la santé mentale pour les personnes qui détenaient un niveau élevé de stock.

En ce qui concerne les changements dans les habitudes de santé, les résultats révèlent que les personnes interrogées après septembre 2008 augmentent leur consommation excessive d'alcool d'environ 0,18 (soit 18 points de pourcentage). Toutefois, ce résultat n'est pas statistiquement significatif. De plus, nous observons une différence assez importante avec les résultats de Cotti et al., (2015) qui obtiennent aussi une augmentation statistiquement non significative de 0,17 point de pourcentage pour une consommation excessive au cours de 30 derniers jours. Étant donné que notre mesure observe la consommation sur les 3 derniers mois, ceci pourrait être une raison qui explique la divergence de l'ampleur des résultats. Nous constatons cependant une réduction non significative de tout autre comportement considéré malsain comme le nombre de cigarettes fumées en une journée (0,56 cigarette), le nombre de boissons alcoolisées consommées par jour (0,07 verre) et le nombre de jours à consommer de l'alcool (0,04 jour). Ces résultats sont en accord avec les tendances obtenues par Ruhm et Black

(2002) qui décèlent une réduction dans la consommation de l'alcool et Ruhm (2005) qui observe une réduction de la prévalence du tabagisme.

L'activité physique est une habitude de santé qui, depuis l'épidémie d'obésité, a attiré l'attention de beaucoup de chercheurs qui essaient de comprendre la relation entre les choix des individus et leurs impacts sur la santé en général. Il y a de nombreux travaux sur l'impact de différents types d'activité physique sur la santé. Un des défis dans ce genre de recherche est l'impossibilité de manipuler la participation à l'activité physique. Certains auteurs comme Charness et Gneezy (2009) ont essayé de randomiser la participation en utilisant une approche expérimentale. Bien qu'elle permette de contrôler pour la sélection dans la participation, la validité externe demeure toujours un problème dans ce genre d'approche. Le krach est un contexte parfait pour randomiser la participation dans l'activité physique.

Dans le cadre de ce travail, l'examen de l'impact du choc boursier sur l'activité physique démontre que pour certains types d'activité, nous observons une hausse de la fréquence d'activité suite à la crise de 2008. Nous observons une augmentation significative de la fréquence d'activité modérée et légère par une variation positive du coefficient de 0,31 et 0,19 respectivement.

À première vue, le changement dans les comportements (consommation alcool et cigarettes) ne semble pas expliquer la détérioration subjective de la santé mentale. De plus, le fait que nous voyons que les personnes s'adonnent à plus d'activités physiques semble en contradiction avec une détérioration de la santé mentale. Ceci étant dit, en portant attention au niveau d'intensité de l'activité physique influence par le krach, il est peu probable qu'une activité légère ou modérée ait une influence la santé mentale.

Afin de déceler les effets hétérogènes, nous examinons l'impact du krach sur les participants selon genre. Les tableaux 4, 5 et 6 présentent les résultats de cette spécification. Les résultats confirment les observations dans l'ensemble de l'échantillon. Toutefois, l'ampleur des coefficients est plus élevée pour les femmes. Ce qui est très compatible avec la littérature en psychologie et en économie (Mervin et Frijters (2014); Latif (2015)). Les femmes rapportent une plus grande détérioration de la santé mentale avec une augmentation significative du coefficient d'intérêt pour l'autoévaluation générale de la santé de 0,14 contre 0,06 pour les hommes. Les résultats des hommes n'étant pas statistiquement significatifs, les femmes restent les personnes les plus influencées par la crise. Ce qui est cohérent avec Latif (2015) qui dans son étude sur

l'impact du ralentissement économique sur la santé mentale dans le contexte canadien, trouve que le taux de chômage augmente de façon statistiquement significatif la dépression chez les femmes mais que l'augmentation observée chez les hommes n'est pas statistiquement significative. Lorsque les variables cliniquement valides sont utilisées, nous observons étonnamment une détérioration de la santé mentale pour les hommes et une amélioration de celle-ci pour les femmes. Toutefois, ces changements ne sont pas significatifs dans les deux cas.

Les résultats pour les habitudes de santé et l'activité physique gardent généralement les mêmes conclusions que les résultats pour l'ensemble de l'échantillon avec quelques exceptions pour la consommation excessive d'alcool, le nombre de verres consommés et l'activité physique modérée pour lesquels nous obtenons des signes opposés. Une mention importante à faire tout de même est que l'augmentation de la fréquence d'activité physique modérée observée dans l'ensemble de l'échantillon est influencée par les femmes avec une variation significative du coefficient de 0,56 contre une réduction non significative de 0,01 chez les hommes. Une interprétation intuitive de ces résultats pourrait être que la perte de revenu causée par la crise ne permet pas au ménage d'obtenir les services de nettoyage, jardinage (activité modérée) et par conséquent, les femmes sont contraintes d'effectuer ces tâches.

Nous examinons aussi les effets hétérogènes de l'impact du krach sur les participants selon leur ethnicité. Les tableaux 7, 8 et 9 présentent les résultats détaillés de cette spécification. Les conclusions varient selon l'ethnicité et ne sont pas toujours en accord avec les résultats obtenus pour l'ensemble de l'échantillon. Nous observons que les noirs connaissent une détérioration statistiquement significative de leur santé mentale avec une augmentation du coefficient pour la mesure d'autoévaluation générale de la santé de 0,11. Ce résultat joint celui de Currie et Tekin (2015) qui dans son analyse des effets de la crise immobilière sur la santé mentale, trouve que les groupes minoritaires, dont les noirs sont très affectés par la crise. Ceci s'observe par une forte augmentation des arrêts cardiaques et des accidents vasculaires cérébraux (conditions qui peuvent être provoquées par le stress). Aucun changement significatif n'est observé pour les mesures cliniquement valides pour les deux groupes ethniques observés.

Les résultats pour les habitudes de santé ne présentent aucun changement significatif à mentionner. Toutefois, nous constatons que les noirs augmentent de façon statistiquement non significative le nombre de cigarettes et boissons consommé par jour. Ces derniers résultats sont opposés à tous les coefficients obtenus pour l'ensemble de l'échantillon, les femmes, les hommes

et les autres ethnies. Pour ce qui est de l'activité physique, nous constatons une augmentation statistiquement significative de la fréquence d'activité physique modérée (0,30) et légère (0,21) pour les noirs seulement.

## 6. Conclusion

Dans l'analyse précédente, nous avons exploré les effets des krachs boursiers, plus particulièrement la chute du *DJIA* survenue à l'automne 2008 sur la santé mentale et la santé physique au travers des habitudes de santé et l'activité physique. Les résultats révèlent une détérioration significative de la santé mentale lorsque celle-ci est mesurée subjectivement ainsi qu'une augmentation significative de l'activité physique légère et modérée. Cependant nous ne trouvons aucune évidence d'une variation négative lorsque les mesures cliniquement valides de la santé mentale sont utilisées.

Aucune tendance claire ne se détache dans les changements des habitudes de santé. Nous obtenons les deux tendances présentes dans la littérature, soit une augmentation des comportements risqués d'une part et une diminution de ces habitudes d'une autre part. Comme Colamn et Dave (2013), il y a une croissance significative dans la participation aux activités physiques, celles-ci peuvent être catégorisées de récréatives, car elles ne contribuent aucunement à l'amélioration de la mesure de santé autoévaluée.

De plus, l'analyse des effets hétérogènes a démontré que les femmes et les noirs expérimentent une détérioration de leur santé mentale mesurée subjectivement et augmentent leur niveau d'activité physique comparée aux hommes et autres ethnies.

Ces résultats suggèrent que lorsqu'elle est mesurée subjectivement, la santé mentale est affectée à court terme par le krach boursier et une variation bien que mixte s'observe dans les habitudes de santé et l'activité physique. Bien sûr, il ne va pas sans dire que les résultats à long terme sont d'un plus grand intérêt à cause de l'influence qu'ils peuvent avoir. Il existe une littérature qui observe les effets à long terme dans le cas d'une perte imprévue de travail (Gallo et al., 2000). Cependant, à notre connaissance, il n'y a pas d'étude explorant les effets à long terme dans le cas de la crise financière survenue au cours de l'année 2008-2009. Ce qui laisse place à des recherches pour le futur.

## **Bibliographie.**

- Apouey, B., & Clark, A. E. (2015). Winning big but feeling no better? The effect of lottery prizes on physical and mental health. *Health economics*, 24(5), 516-538.
- Ariizumi, H., & Schirle, T. (2012). Are recessions really good for your health? Evidence from Canada. *Social science & medicine*, 74(8), 1224-1231
- Ayyagari, P., & Shane, D. M. (2015). Does prescription drug coverage improve mental health? Evidence from Medicare Part D. *Journal of health economics*, 41, 46-58.
- Bradford, W. D., & Lastrapes, W. D. (2014). A prescription for unemployment? Recessions and the demand for mental health drugs. *Health economics*, 23(11), 1301-1325.
- Brenner, M. H., & Mooney, A. (1983). Unemployment and health in the context of economic change. *Social Science & Medicine*, 17(16), 1125-1138.
- Charles, K. K., & DeCicca, P. (2008). Local labor market fluctuations and health: is there a connection and for whom? *Journal of health economics*, 27(6), 1532-1550.
- Charness, G., & Gneezy, U. (2009). Incentives to exercise. *Econometrica*, 77(3), 909-931.
- Chay KY & Greenstone M. (1999). The impact of Air Pollution on Infant Mortality: Evidence from Geographic Variation in Pollution Shocks Induced by a Recession. Working paper W7442. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research.
- Colamn, G., & Dave, D (2013). Exercise, physical activity, and exertion over the business cycle. *Social Science & Medecine*, 93, 11-20.
- Cotti, C., Dunn, R.A., & Tefft, N. (2015). The Dow is killing me: risky health behaviors and the stock market. *Health economics*, 24(7), 803-821.
- Currie, J., & Tekin, E. (2015). Is there a link between foreclosure and health? *American Economic Journal: Economic Policy*, 7(1), 63-94.
- Dávalos, M. E., Fang, H., & French, M. T. (2012). Easing the pain of an economic downturn: macroeconomic conditions and excessive alcohol consumption. *Health economics*, 21(11), 1318-1335.
- Deaton AS. (2011a). The financial crisis and the well-being of Americans. National Bureau of Economic Research Working Paper Series No. 17128. Available from: <http://www.nber.org/papers/w17128>

- Drydakis, N. (2015). The effect of unemployment on self-reported health and mental health in Greece from 2008 to 2013: a longitudinal study before and during the financial crisis. *Social Science & Medicine*, *128*, 43-51.
- Engelberg, J., & Parsons, C. A. (2016). Worrying about the stock market: Evidence from hospital admissions. *The Journal of Finance*, *71*(3), 1227-1250.
- Fiuzat, M., Shaw, L. K., Thomas, L., Felker, G. M., & O'Connor, C. M. (2010). United States stock market performance and acute myocardial infarction rates in 2008–2009 (from the Duke Databank for Cardiovascular Disease). *The American journal of cardiology*, *106*(11), 1545-1549.
- Frank, C., Davis, C. G., & Elgar, F. J. (2014). Financial strain, social capital, and perceived health during economic recession: a longitudinal survey in rural Canada. *Anxiety, Stress, & Coping*, *27*(4), 422-438.
- Frijters, P., Haisken-DeNew, J. P., & Shields, M. A. (2005). The causal effect of income on health: Evidence from German reunification. *Journal of health economics*, *24*(5), 997-1017
- Gallo, W. T., Bradley, E. H., Siegel, M., & Kasl, S. V. (2000). Health effects of involuntary job loss among older workers: findings from the health and retirement survey. *The Journals of Gerontology Series B: Psychological Sciences and Social Sciences*, *55*(3), S131-S140.
- Gardner, J., & Oswald, A. J. (2007). Money and mental wellbeing: A longitudinal study of medium-sized lottery wins. *Journal of health economics*, *26*(1), 49-60.
- Grossman, M. (1972). On the concept of health capital and the demand for health. *Journal of Political economy*, *80*(2), 223-255.
- Hudomiet, P., Kézdi, G., & Willis, R. J. (2011). Stock market crash and expectations of American households. *Journal of Applied Econometrics*, *26*(3), 393-415.
- Kawachi, I., & Wamala, S. (Eds.). (2006). *Globalization and health*. Oxford University Press.
- Latif, E. (2015). The impact of economic downturn on mental health in Canada. *International Journal of Social Economics*, *42*(1), 33-46.
- Lindahl, M. (2005). Estimating the effect of income on health and mortality using lottery prizes as an exogenous source of variation in income. *Journal of Human resources*, *40*(1), 144-168.

- McInerney, M., Mellor, J. M., & Nicholas, L. H. (2013). Recession depression: mental health effects of the 2008 stock market crash. *Journal of health economics*, 32(6), 1090-1104.
- Mervin, M. C., and P. Frijters (2014): "Is Shared Misery Double Misery?," *Social Science & Medicine*, 107, 68–77
- Reichert, A. R., & Tauchmann, H. (2017). Workforce reduction, subjective job insecurity, and mental health. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 133, 187-212.
- Ruhm, C. J. (1995). Economic conditions and alcohol problems. *Journal of health economics*, 14(5), 583-603.
- Ruhm, C. J. (2000). Are recessions good for your health?. *The Quarterly journal of economics*, 115(2), 617-650.
- Ruhm, C. J. (2003). Good times make you sick. *Journal of health economics*, 22(4), 637-658.
- Ruhm, C. J. (2005). Commentary: mortality increases during economic upturns. *International journal of epidemiology*, 34(6), 1206-1211.
- Ruhm, C. J. (2005). Healthy living in hard times. *Journal of health economics*, 24(2), 341-363.
- Ruhm, C. J. (2015). Recessions, healthy no more? *Journal of health economics*, 42, 17-28.
- Ruhm, C. J., & Black, W. E. (2002). Does drinking really decrease in bad times?. *Journal of health economics*, 21(4), 659-678.
- Schnittker, J. (2005). When Mental Health Becomes Health: Age and the Shifting Meaning of Self-Evaluations of General Health. *The Milbank Quarterly*, 83(3), 397-423.
- Shane, R.E., Woodruff, P.G., Dinno, A., Covinsky, K.E., Walter, L.C., (2008). Prevalence and risk factors for depressive symptoms in persons with chronic obstructive pulmonary disease. *Journal of General Internal Medicine* 23 (11),1757–1762.
- Smith, J. P. (2004). Unraveling the SES: health connection. *Population and development review*, 30, 108-132.
- Tefft, N. (2011). Insights on unemployment, unemployment insurance, and mental health. *Journal of Health Economics*, 30(2), 258-264
- Van Kippersluis, H., & Galama, T. J. (2013). Why the rich drink more but smoke less: the impact of wealth on health behaviors.

Williams, D. R., Yu, Y., Jackson, J. S., & Anderson, N. B. (1997). Racial differences in physical and mental health: Socio-economic status, stress and discrimination. *Journal of health psychology*, 2(3), 335-351.

Winkleby, M. A., Jatulis, D. E., Frank, E., & Fortmann, S. P. (1992). Socioeconomic status and health: how education, income, and occupation contribute to risk factors for cardiovascular disease. *American journal of public health*, 82(6), 816-820.

Wu, S. (2003). The effects of health events on the economic status of married couples. *Journal of Human Resources*, 38(1), 219-230

Annexe

Tableau 2 - L'impact de la chute du DJIA sur la santé mentale et les habitudes de santé (Effets Fixes).

Variables dépendantes							
	CES-D	Dépression clinique	Autoévaluation de la santé (1 =exc., 5=médiocre)	Nombre de cigarettes par jour	Nombre de jours-consommation alcool	Nombre de boissons par jour	Consommation excessive d'alcool
<b>Post</b>	-0,068 (0,073)	-0,011 (0,017)	0,108*** (0,033)	-0,563 (0,768)	-0,076 (0,109)	-0,044 (0,072)	0,189 (0,631)
Possède un emploi	-0,158** (0,068)	-0,033** (0,015)	-0,094** (0,031)	-1,261 0,776	0,099 (0,098)	0,214** (0,106)	2,980** (1,290)
Retraité	-0,139** (0,054)	-0,03** (0,012)	-0,008 (0,025)	-0,720 (0,898)	0,101 (0,088)	-0,025 (0,084)	0,083 (0,984)
Jamais marié	0,632** (0,317)	0,033 (0,068)	-0,089 (0,141)	-1,011 (2,607)	-0,944* (0,571)	-0,589 (0,432)	-8,397 (5,817)
Veuf /veuve	0,611*** (0,143)	0,082** (0,033)	-0,060 (0,056)	0,682 (2,212)	-0,224 (0,240)	0,213 (0,165)	-2,377 (2,144)
Revenu du ménage	0,056 (0,084)	0,0177 (0,017)	-0,051 (0,036)	-7,131 (8,253)	(0,366) 0,329	0,033 (0,113)	-4,210** (1,964)
Carré du Revenu du ménage	-0,0003 (0,001)	0,0002 (0,0002)	0,001 * (0,0006)	4,271 (4,035)	-0,015 (0,022)	-0,014* (0,007)	0,305** (0,135)

\*, \*\*, \*\*\* dénote un niveau de signification à 10%, 5% et 1% respectivement

Tous les écarts type estimés sont regroupés (« clustered ») par ménages.

Les variables de contrôle qui ne sont pas affichées : les maladies préexistantes (cancer, maladie pulmonaire, trouble cardiaque, hypertension, diabète), changement de saison entre les entrevues durant les deux années, le temps écoulé entre les deux entrevues (mois et son carré).

**Tableau 3 - L'impact de la chute du DJIA sur l'activité physique (Effets Fixes).**

	Variables dépendantes		
	Activité vigoureuse	Activité modérée	Activité légère
<b>Post</b>	0,092 (0,061)	0,317*** (0,099)	0,197* (0,106)
Possède un emploi	-0,027 (0,056)	0,140 (0,087)	0,127 (0,094)
Retraité	-0,068 (0,040)	0,098 (0,066)	0,153** (0,071)
Jamais marié	-0,137 (0,223)	0,496 (0,334)	0,239 (0,375)
Veuf/Veuve	0,0009 (0,091)	0,125 (0,150)	-0,074 (0,161)
Revenu du ménage	0,0004 (0,064)	-0,070 (0,088)	-0,214 (0,146)
Carré du Revenu du ménage	0,00002 (0,001)	0,001 (0,001)	0,003 (0,002)

\*, \*\*, \*\*\* dénote un niveau de signification à 10%, 5% et 1% respectivement.

Tous les écarts type estimés sont regroupés (« clustered ») par ménages.

Les variables de contrôle qui ne sont pas affichées : les maladies préexistantes (cancer, maladie pulmonaire, trouble cardiaque, hypertension, diabète), changement de saison entre les entrevues durant les deux années, le temps écoulé entre les deux entrevues (mois et son carré).

**Tableau 4 - Effets hétérogènes : L'impact de la chute du DJIA sur la santé mentale. (Effets- Fixes)**

	Variables dépendantes					
	Femme			Homme		
	CES-D	Dépression clinique	Autoévaluation de la santé (1 =exc., 5=médiocre)	CES-D	Dépression clinique	Autoévaluation de la santé (1 =exc., 5=médiocre)
<b>Post</b>	-0,156 (0,104)	-0,035 (0,024)	0,142*** (0,045)	0,040 (0,100)	0,017 (0,024)	0,060 (0,050)
Possède un emploi	-0,193 * (0,102)	-0,034 (0,022)	-0,127** (0,044)	-0,137 (0,091)	-0,0387* (0,021)	-0,047 (0,045)
Retraité	-0,125* (0,068)	-0,023 (0,016)	-0,022 (0,031)	-0,171** (0,085)	-0,053** (0,020)	0,028 (0,042)
Jamais marié	0,845** (0,369)	(0,030) (0,083)	-0,229 (0,154)	0,163 (0,690)	0,065 (0,121)	0,293 (0,345)
Veuf/Veuve	0,702*** (0,200)	0,097** (0,046)	-0,124* (0,072)	0,546** (0,208)	0,065 (0,048)	0,044 (0,096)
Revenu du ménage	0,056 (0,483)	0,057 (0,112)	-0,333** (0,170)	0,018 (0,065)	-0,002 (0,015)	-0,030 (0,034)
Carré du Revenu du ménage	0,045 (0,103)	-0,011 (0,022)	0,074** (0,037)	0,0002 (0,001)	0,0003 (0,0002)	0,0007 (0,0005)

\*, \*\*, \*\*\* dénote un niveau de signification à 10%, 5% et 1% respectivement.

Tous les écarts type estimés sont regroupés (« clustered ») par ménages.

Les variables de contrôle qui ne sont pas affichées : les maladies préexistantes (cancer, maladie pulmonaire, trouble cardiaque, hypertension, diabète), changement de saison entre les entrevues durant les deux années, le temps écoulé entre les deux entrevues (mois et son carré).

**Tableau 5 - Effets hétérogènes : L'impact de la chute du DJIA sur les habitudes de santé (Effets Fixes).**

	Variables dépendantes							
	Femme				Homme			
Post	Nombre de cigarettes par jour	Nombre de jour-consommation alcool	Nombre de boissons par jour	Consommation excessive d'alcool	Nombre de cigarettes par jour	Nombre de jours-consommation alcool	Nombre de boissons par jour	Consommation excessive d'alcool
	-0,923 (0,929)	-0,026 (0,160)	0,030 (0,083)	-0,128 (1,050)	-0,248 (1,585)	-0,139 (0,150)	-0,085 (0,103)	0,202 (0,780)
Possède un emploi	-0,467 (0,951)	-0,007 (0,144)	0,108 (0,091)	0,301 (1,635)	-3,048** (1,434)	0,190 (0,138)	0,273* (0,149)	4,475** (1,834)
Retraité	-0,806 (0,979)	0,125 (0,112)	-0,014 (0,077)	-0,942 (0,793)	-1,815 (1,994)	0,076 (0,141)	-0,025 (0,143)	0,858 (1,654)
Jamais marié	0,159 (3,766)	-1,424 (0,977)	-1,05* (0,618)	0,497 (2,853)	-	-0,229 (0,457)	-0,274 (0,601)	-16,767 (13,443)
Veuf/Veuve	1,291 (3,475)	-0,179 (0,382)	0,274 (0,248)	-1,322 (1,201)	1,343 (2,505)	-0,206 (0,274)	0,098 (0,163)	-2,630 (3,825)
Revenu du ménage	-2,454 (8,06)	1,354 (0,981)	0,561 (0,492)	-2,889 (4,147)	-19,796 (30,896)	0,652** (0,277)	0,0331 (0,130)	-4,847* (2,704)
Carré du Revenu du ménage	2,076 (3,836)	-1,214** (0,602)	-0,433* (0,246)	1,125 (1,958)	25,300 (50,044)	-0,034* (0,019)	-0,014 (0,009)	0,351** (0,185)

\*, \*\*, \*\*\* dénote un niveau de signification à 10%, 5% et 1% respectivement.

Tous les écarts type estimés sont regroupés (« clustered ») par ménages.

Les variables de contrôle qui ne sont pas affichées : les maladies préexistantes (cancer, maladie pulmonaire, trouble cardiaque, hypertension, diabète), changement de saison entre les entrevues durant les deux années, le temps écoulé entre les deux entrevues (mois et son carré).

**Tableau 6 - Effets hétérogènes : L'impact de la chute du DJIA sur l'activité physique (Effets fixes).**

	Variables dépendantes					
	Femme			Homme		
	Activité vigoureuse	Activité modérée	Activité légère	Activité vigoureuse	Activité modérée	Activité légère
<b>Post</b>	0,064 (0,070)	0,569 *** (0,138)	0,227 (0,151)	0,127 (0,107)	-0,019 (0,140)	0,139 (0,142)
Possède un emploi	0,011 (0,067)	0,194* (0,114)	0,209 (0,134)	-0,059 (0,096)	0,107 (0,136)	0,029 (0,137)
Retraité	-0,066 (0,044)	0,071 (0,079)	0,201** (0,087)	-0,071 (0,088)	0,147 (0,124)	0,039 (0,123)
Jamais marié	-0,317 (0,189)	0,034 (0,350)	-0,038 (0,447)	0,293 (0,689)	1,556** (0,771)	0,961 (0,756)
Veuf/Veuve	-0,076 (0,103)	0,144 (0,176)	-0,065 (0,213)	0,121 (0,162)	-0,014 (0,281)	-0,111 (0,261)
Revenu du ménage	0,204 (0,297)	-0,446 (0,502)	0,589 (0,704)	-0,013 (0,079)	-0,021 (0,098)	-0,156 (0,119)
Carré du Revenu du ménage	-0,057 (0,068)	0,085 (0,111)	-0,299** (0,151)	0,0002 (0,001)	0,0003 (0,001)	(0,002) (0,001)

\*, \*\*, \*\*\* dénote un niveau de signification à 10%, 5% et 1% respectivement.

Tous les écarts type estimés sont regroupés (« clustered ») par ménages.

Les variables de contrôle qui ne sont pas affichées : les maladies préexistantes (cancer, maladie pulmonaire, trouble cardiaque, hypertension, diabète), changement de saison entre les entrevues durant les deux années, le temps écoulé entre les deux entrevues (mois et son carré).

**Tableau 7- Effets hétérogènes : L'impact de la chute du DJIA sur la santé mentale. (Effets- Fixes)**

	Variables dépendantes					
	Noirs			Autres ethnies		
	CES-D	Dépression clinique	Autoévaluation de la santé (1 =exc., 5=médiocre)	CES-D	Dépression clinique	Autoévaluation de la santé (1 =exc., 5=médiocre)
<b>Post</b>	-0,023 (0,081)	-0,006 (0,018)	0,117** (0,037)	-0,233 (0,271)	0,037 (0,068)	0,090 (0,167)
Possède un emploi	-0,109 (0,077)	-0,027 (0,017)	-0,109** (0,035)	-0,745** (0,331)	-0,147** (0,064)	-0,233 (0,141)
Retraité	-0,135** (0,060)	-0,033** (0,014)	0,011 (0,028)	-0,641** (0,271)	-0,142** (0,058)	-0,193 (0,118)
Jamais marié	0,596 (0,402)	(0,030) (0,083)	-0,041 (0,159)	0,834 (0,873)	-0,084 (0,122)	-0,547 (0,384)
Veuf/Veuve	0,674*** (0,160)	0,089** (0,037)	-0,062 (0,055)	1,057* (0,538)	0,271** (0,117)	-0,307 (0,257)
Revenu du ménage	0,065 (0,087)	0,004 (0,018)	-0,035 (0,032)	0,732 (2,461)	0,366 (0,580)	1,913 (1,424)
Carré du Revenu du ménage	-0,0005 (0,001)	0,0001 (0,0003)	0,0008 (0,0005)	-0,893 (2,123)	-0,307 (0,473)	-3,478** (1,171)

\*, \*\*, \*\*\* dénote un niveau de signification à 10%, 5% et 1% respectivement.

Tous les écarts type estimés sont regroupés (« clustered ») par ménages.

Les variables de contrôle qui ne sont pas affichées : les maladies préexistantes (cancer, maladie pulmonaire, trouble cardiaque, hypertension, diabète), changement de saison entre les entrevues durant les deux années, le temps écoulé entre les deux entrevues (mois et son carré).

**Tableau 8 - Effets hétérogènes : L'impact de la chute du DJIA sur les habitudes de santé (Effets Fixes).**

	Variables dépendantes							
	Noirs				Autres ethnies			
	Nombre de cigarettes par jour	Nombre de jour-consommation alcool	Nombre de boissons par jour	Consommation excessive d'alcool	Nombre de cigarettes par jour	Nombre de jours-consommation alcool	Nombre de boissons par jour	Consommation excessive d'alcool
<b>Post</b>	0,066 (0,986)	-0,068 (0,118)	0,007 (0,067)	0,247 (0,684)	-0,248 (1,585)	-0,139 (0,150)	-0,085 (0,103)	0,202 (0,780)
Possède un emploi	-1,484 (0,947)	0,071 (0,108)	0,137 ** (0,065)	3,897** (1,380)	-3,048** (1,434)	0,190 (0,138)	0,273* (0,149)	4,475** (1,834)
Retraité	-1,289 (1,027)	0,073 (0,098)	0,030 (0,064)	0,303 (1,132)	-1,815 (1,994)	0,076 (0,141)	-0,025 (0,143)	0,858 (1,654)
Jamais marié	-2,477 (3,306)	-1,294 * (0,697)	-0,269 (0,440)	-10,974 (7,497)	-	-0,229 (0,457)	-0,274 (0,601)	-16,767 (13,443)
Veuf/Veuve	0,362 (2,828)	-0,193 (0,267)	0,099 (0,100)	-2,363 (2,331)	1,343 (2,505)	-0,206 (0,274)	0,098 (0,163)	-2,630 (3,825)
Revenu du ménage	-11,018 (8,935)	0,347 (0,342)	0,045 (0,119)	-3,123** (1,564)	-19,796 (30,896)	0,652** (0,277)	0,0331 (0,130)	-4,847* (2,704)
Carré du Revenu du ménage	6,229 (4,395)	-0,014 (0,023)	-0,0156* (0,008)	0,228** (0,110)	25,300 (50,044)	-0,034* (0,019)	-0,014 (0,009)	0,351** (0,185)

\*, \*\*, \*\*\* dénote un niveau de signification à 10%, 5% et 1% respectivement.

Tous les écarts type estimés sont regroupés (« clustered ») par ménages.

Les variables de contrôle qui ne sont pas affichées : les maladies préexistantes (cancer, maladie pulmonaire, trouble cardiaque, hypertension, diabète), changement de saison entre les entrevues durant les deux années, le temps écoulé entre les deux entrevues (mois et son carré).

**Tableau 9 - Effets hétérogènes : L'impact de la chute du DJIA sur l'activité physique (Effets fixes).**

	Variables dépendantes					
	Noirs			Autres ethnies		
	Activité vigoureuse	Activité modérée	Activité légère	Activité vigoureuse	Activité modérée	Activité légère
<b>Post</b>	0,065 (0,068)	0,308** (0,114)	0,211* (0,122)	0,0427 (0,289)	0,337 (0,326)	-0,042 (0,436)
Possède un emploi	0,026 (0,064)	0,160 (0,102)	0,108 (0,108)	-0,496* (0,262)	0,316 (0,272)	-0,096 (0,499)
Retraité	-0,040 (0,046)	0,090 (0,076)	0,171** (0,082)	-0,163 (0,220)	0,591* (0,3161)	0,080 (0,343)
Jamais marié	-0,313 (0,257)	0,516 (0,490)	-0,047 (0,528)	0,263 (0,434)	0,234 (1,011)	0,066 (1,212)
Veuf/Veuve	-0,065 (0,097)	0,029 (0,162)	-0,120 (0,187)	0,052 (0,457)	0,991 (0,816)	-0,466 (0,897)
Revenu du ménage	-0,011 (0,064)	-0,087 (0,089)	-0,255 * (0,154)	2,391 (4,294)	0,011 (5,225)	12,627** (5,418)
Carré du Revenu du ménage	0,0002 (0,001)	0,001 (0,001)	0,004* (0,002)	-4,388 (3,291)	-0,680 (4,169)	-12,061** (4,236)

\*, \*\*, \*\*\* dénote un niveau de signification à 10%, 5% et 1% respectivement.

Tous les écarts type estimés sont regroupés (« clustered ») par ménages.

Les variables de contrôle qui ne sont pas affichées : les maladies préexistantes (cancer, maladie pulmonaire, trouble cardiaque, hypertension, diabète), changement de saison entre les entrevues durant les deux années, le temps écoulé entre les deux entrevues (mois et son carré).