

APPEL A PROJET DE L'IRESP
AAP 2011 01

FINANCEMENT CONJOINT

CAISSE NATIONALE DE SOLIDARITE POUR L'AUTONOMIE (CNSA)
ET
REGIME SOCIAL DES INDEPENDANTS (RSI)

RAPPORT FINAL DU PROJET

**LES INEGALITES DE SANTE ENTRE LES HOMMES ET LES FEMMES :
REGARDS CROISES SUR DES FACTEURS FAMILIAUX, PROFESSIONNELS ET DE SANTE**

ISHEF

Responsable : Emmanuelle Cambois*

Participants : Anne-Lise Biotteau**, Carole Bonnet*, Damien Bricard*, Diana Cheung*, Myriam Khlat*,
Antoine Lafontaine***, France Meslé*, Anne-Françoise Molinié§, Ariane Pailhé*

* INED ; ** INED/INSEE *** INED/ENSAI ; § CEE-CREAPT

OCTOBRE 2016

**LES INEGALITES DE SANTE ENTRE LES HOMMES ET LES FEMMES :
REGARDS CROISES SUR DES FACTEURS FAMILIAUX, PROFESSIONNELS ET DE SANTE
ISHEF**

RESUME

L'espérance de vie des femmes est plus élevée que celle des hommes, mais les femmes se déclarent en moins bonne santé et passent plus d'années en situation d'incapacité et de dépendance. Du fait de situations et activités sexuées dans les domaines professionnel, familial et social, des déterminants sociaux de la santé spécifiques à chaque sexe participeraient à ces différences. Dans ce projet, nous nous intéressons (1) aux différences dans les situations de santé selon le sexe, puis à la manière dont elles sont associées (2) aux différences dans les situations socio-familiales et (3) aux différences dans les situations et histoires professionnelles.

Le premier volet basé sur l'enquête « Handicap –santé » (HSM-HSI) a permis d'explicitier la moins bonne santé des femmes en détaillant les maladies et incapacités. Les analyses confirment la prévalence plus importante pour les femmes de maladies invalidantes (*i.e.* troubles musculo-squelettiques et anxio-dépressifs), quand les hommes déclarent plus que les femmes des maladies à fort risque léthal (*i.e.* cardiopathies, cancers, accidents). Les maladies induisent des formes différentes d'incapacité pour les deux sexes ; l'excédent d'années d'incapacité des femmes est dû en partie au caractère invalidant de maladies qu'elles déclarent plus fréquemment que les hommes.

Dans le second volet, nous avons recherché des déterminants de ces problèmes de santé invalidants dans la sphère familiale. Dans le contexte de la modification des histoires conjugales qu'ont connues les générations du baby-boom, nous avons étudié le lien entre la santé et les ruptures d'unions. A partir des deux vagues de l'enquête « santé et itinéraire professionnel » (SIP), nous avons montré que les séparations sont associées à des symptômes de mal-être pour les deux sexes, mais avec des mécanismes différents ; liés à la baisse concomitante du niveau de vie pour les femmes et à la perte de soutien social pour les hommes. Par ailleurs, nous avons étudié l'impact de la distribution différente des activités professionnelles et familiales selon le sexe sur la santé ; nous nous intéressons au cumul des activités « travail / activités domestiques / aides aux proches dépendants » fréquent chez les femmes aux âges de fin de carrière. La première vague de l'enquête "Étude des relations familiales et intergénérationnelles" (ERFI) a montré que les situations de cumul augmentent les symptômes de mal-être. L'analyse sur les données des 3 vagues de l'enquête semble confirmer un effet de l'activité d'aide sur la santé, mais certaines limites des données rendent les interprétations délicates.

Le troisième volet basé sur l'enquête SIP (et son questionnaire rétrospectif) a permis de faire le lien entre la santé et les différents types de carrière professionnelle qui caractérisent les hommes et les femmes et a montré que cet effet durable influence les transitions de santé. Les carrières moins qualifiées des femmes, les moindres promotions dans leurs parcours, et la plus grande discontinuité de l'itinéraire sont des caractéristiques associées à leur moins bonne santé déclarée au moment de l'enquête mais aussi au risque de dégradation de la santé parmi celles en bonne santé.

Au total, ces travaux ont mis en évidence des parcours et situations de vie contrastées selon le sexe, dont certaines composantes et caractéristiques participent aux différences de santé. Les évolutions dans les configurations familiales et professionnelles, récentes et en cours, modifient la fréquence de situations déterminantes pour la santé. Nos résultats invitent à tenir compte de tels déterminants pour expliquer les différences de santé entre hommes et femmes et anticiper les besoins futurs. Ainsi, en élargissant le champ des déterminants sociaux de la santé aux parcours et à l'intersection entre la sphère professionnelle et la sphère familiale, on élargit le champ des leviers d'action pour améliorer l'état de santé de la population en général et potentiellement réduire les différences de santé entre groupes de population, notamment entre femmes et hommes.

SOMMAIRE

SYNTHESE	-1-
I. Contexte et problématique	
II. Données et méthodes mobilisées	-1-
III. Résultats	-1-
IV. Conclusions	-3-
V. Collaborations et perspectives	-4-
CONTEXTE ET OBJECTIFS DU PROJET	1
I. Différences de santé entre hommes et femmes	1
II. Problématique	1
III. Objectifs du projet	2
VOLET 1 : LES SITUATIONS DE SANTÉ	5
I. L'espérance de vie et les causes de décès en France	5
II. L'évolution d'une pratique à risque pour la santé : le tabagisme	9
III. Les maladies et incapacités	10
Conclusions du volet 1 : Des différences notables de santé entre femmes et hommes	17
VOLET 2 : LES SITUATIONS FAMILIALES EN LIEN AVEC LA SANTE	19
I. La mesure des liens entre situations familiales, cumul des activités et la santé	20
II. L'impact des activités de care sur la santé des aidant-es	25
III. Analyse des liens entre rupture conjugale et santé	30
Conclusions du volet 2 : Des configurations familiales et histoires conjugales liées à la santé	35
VOLET 3 : INEGALITES DE CARRIERE ET DESAVANTAGE DES FEMMES EN MATIERE DE SANTE	37
I. Carrières passées et santé en 2006	39
II. Contribution des différences de carrières au désavantage des femmes en matière de santé	39
III. Un effet délétère de long terme des caractéristiques de carrière plus fréquentes chez les femmes	40
Conclusions du volet 3 : Des carrières inégales qui nuisent à la santé	43
CONCLUSIONS	47
VALORISATION	49
REUNIONS DU PROJET ISHEF	50
REFERENCES	51
ANNEXES	59

I. Contexte et problématique

Ce projet s'inscrit dans le contexte du l'allongement de l'espérance de vie et des tendances contrastées qui caractérisent hommes et femmes en matière de santé. L'espérance de vie des femmes est plus élevée que celle des hommes, néanmoins elles se déclarent en moins bonne santé qu'eux pour de nombreux indicateurs de santé. Elles ont une espérance de vie avec des incapacités (EVI) bien plus longue que celles des hommes. Outre les facteurs biologiques (hormones, gènes, susceptibilité), des expositions différenciées liées aux conditions de vie participeraient à ces différences. Les études suggèrent notamment l'impact spécifique de certaines activités professionnelles, familiales ou sociales, plus traditionnellement effectuées par les hommes ou par les femmes ; le cumul d'activités des différentes sphères de la vie quotidienne pourrait accroître les risques de mauvaise santé. Ces configurations étant plus fréquentes chez les femmes, on s'interroge sur leur contribution au désavantage des femmes face à la santé. Ce projet visait à apporter des éléments d'explication des différences de santé entre femmes et hommes à travers trois volets : l'analyse des différences entre hommes et femmes dans les situations de santé (troubles, maladies, pratiques) ; l'analyse des différences dans les situations socio-familiales en lien avec l'état de santé (configurations familiales, histoires conjugales, tensions famille-travail) ; l'analyse des différences en matière de carrières professionnelles en lien avec l'état de santé (promotions, interruptions, qualifications). Ce projet a mobilisé la démographie, la santé publique et l'économie. Il s'est appuyé sur différentes enquêtes en population qui comprennent des données socio-familiales, professionnelles et sur la santé.

II. Données et méthodes mobilisées

Nous avons mobilisé les sources de données suivantes :

- Base sur la mortalité et les causes de décès en France
- Enquêtes « Handicap-Santé » volet « Ménages » (2008) et « Institution » (2009)
- Enquête « Santé et Itinéraire Professionnel », vague initiale (2006) et vague de réinterrogation (2010)
- Enquête « Relations Familiales et Intergénérationnelles » vague initiales (2005) et suivantes (2008 et 2011)

Nous avons mobilisé différentes méthodes statistiques pour tirer le meilleur parti de ces données en tenant compte de nos objectifs : Régressions logistiques classiques / Régressions logistiques multinomiales pour estimer les trajectoires de santé / Régressions logistiques imbriquées estimant les effets directs et indirects des facteurs (la contribution de covariables médiatrice) / Méthode de décomposition des différences / Méthode d'attribution et de décomposition des années d'espérances de vie en santé. Nous avons rencontré certaines difficultés liées à des limites intrinsèques à ces bases de données : en règle générale, des effectifs souvent trop restreints pour analyser des situations particulières (par exemple, le détail des professions indépendantes, les situations post-ruptures conjugales) ou pour les données panélisées (ERFI) une très forte attrition sélective. En dépit de ces limites que nous détaillons pour chacune des études, nous avons pu répondre à nos questionnements.

III. Résultats

➡ **LES SITUATIONS DE SANTE.** Les analyses de ce volet ont montré des écarts d'espérance de vie entre hommes et femmes persistants mais qui se réduisent. L'analyse des causes de décès indique une moindre diminution de la mortalité par cancer chez les femmes par rapport aux hommes, dans les années récentes, qui illustre des différences dans l'évolution de l'état de santé et, en amont, des facteurs de risque. A titre d'exemple, les hommes consomment davantage de tabac que les femmes, mais la consommation est en nette baisse chez eux, alors que la tendance est à l'augmentation chez elles. L'enquête Handicap-Santé Ménages (HSM 2008) a confirmé la prévalence plus importante d'un bon nombre de maladies chez les femmes, notamment des maladies invalidantes : troubles musculo-squelettiques et anxio-dépressifs. Les hommes déclaraient plus que les femmes des atteintes létales telles des maladies cardiaques, des accidents et des cancers. L'ensemble de ces atteintes vont de pair avec des risques de limitations dans les activités du quotidien. Mais le caractère « invalidant » de ces atteintes dépend notamment du type d'altérations fonctionnelles qu'elles engendrent, ainsi que d'éventuelles douleurs et symptômes de mal-être ressentis qui les accompagnent. L'analyse des données des enquêtes Handicap-santé (HSM-HSI) ont montré que les maladies

ostéo-articulaires et cardiaques sont fortement associées aux limitations d'activité des hommes et des femmes, suivies des pathologies anxio-dépressives pour les femmes et respiratoires pour les hommes. La différence d'années de vie en incapacité entre les sexes (+4,8 ans chez les femmes) est principalement due à la plus longue survie des femmes, qui les expose à des maladies invalidantes, mais elle est aussi due à la plus grande fréquence chez elles des maladies ostéo-articulaires et des maladies anxio-dépressives. Les analyses montrent aussi que les maladies cardiovasculaires qui induisent une forte surmortalité masculine, génèrent aussi plus d'années d'incapacité pour les hommes ; aujourd'hui, ces maladies contribuent à amoindrir les différences d'EVl entre les sexes. Ce dernier résultat est important et sans doute à creuser pour surveiller dans quelle mesure ces pathologies ont contribué (contribueront) à l'évolution des différences d'incapacité entre femmes et hommes.

➔ **LES SITUATIONS SOCIO-FAMILIALES.** Ce volet visait dans un premier temps à éclairer 1) les liens entre la santé et les configurations familiales et cumul d'activités familiales et professionnelles et 2) si des différences dans les fréquences de configurations délétères selon le sexe participaient aux différences de santé entre femmes et hommes. La question était de savoir dans quelle mesure un cumul d'activités dans les sphères privée et professionnelle en France, situation plus fréquente chez les femmes, impactait la santé et expliquait le désavantage de santé des femmes. Une première série d'analyses sur la première vague de « l'Enquête Relations Familiales et Intergénérationnelles » (ERFI, 2005) a montré la meilleure santé des personnes vivant en union et la moins bonne santé des séparé-es et de celles et ceux qui aidaient des proches malades (activités de *care*), se déclaraient insatisfaits de la répartition des tâches domestiques entre conjoints ou rapportaient un débordement des charges familiales sur la vie professionnelle. Ces analyses n'ont toutefois pas pu clairement montrer un impact négatif du cumul des activités professionnelles-domestiques-care sur la santé, du fait de l'effet de sélection sur la santé de ceux qui sont actifs, effet auquel se heurte généralement ce type d'analyse. Pouvoir travailler, assurer une charge domestique ou, d'une manière générale, être multi-actif requiert une bonne santé et la mauvaise santé peut contrarier l'activité. Il est dès lors difficile de démontrer un effet direct des activités sur la santé en comparant avec ceux qui ne les effectuent pas. Toutefois, on parvient à montrer que cumuler un rôle d'aidant familial avec le travail pour les hommes qui travaillent et avec les activités domestiques pour les femmes qui assurent ces activités augmentent le risque de symptômes de mal-être. Nous avons ensuite conduit des analyses longitudinales à partir des vagues suivantes de l'enquête ERFI (2008 et 2011) pour s'affranchir d'un possible biais lié à l'effet de sélection, en analysant comment évolue la santé des personnes qui aident par rapport à celles qui n'aident pas, qu'elles soient initialement en bonne ou en mauvaise santé. Dans notre recherche, ces analyses se sont avérées délicates du fait d'une forte attrition sélective au fil des vagues ; pour autant, les résultats semblent confirmer un effet du « care » sur la santé mentale avec une possible amélioration de la santé mentale lorsque l'aide cesse.

Dans un deuxième temps, nous avons poussé plus avant ces analyses pour comprendre les liens entre l'histoire conjugale et la santé en utilisant l'enquête Santé et Itinéraire Professionnel (SIP 2006-2010). Plus précisément, nous avons exploré la nature des effets de la rupture conjugale sur la santé des hommes et des femmes. Si nous avons confirmé que le fait d'être en couple était associé avec une meilleure santé pour les deux sexes, nous avons mis en évidence des situations contrastées pour les hommes et les femmes. Pour les deux sexes, parmi les personnes vivant hors union, ce sont les « récemment séparés » qui étaient plus enclins à déclarer des épisodes dépressifs ; pour les hommes un effet durable est associé à la situation de ne jamais avoir été en couple quand pour les femmes seules les séparations passées affectent durablement la santé. L'analyse des données des deux vagues de l'enquête a montré que parmi les hommes et les femmes en couple en 2006, une séparation entre les deux vagues élevait le risque de déclarer des symptômes dépressifs à la deuxième vague. Nous avons mis en évidence que cet effet de la rupture est en partie dû aux conséquences économiques de la rupture pour les femmes ; la baisse de revenu (qui a concerné 60% des femmes séparées vs 30% des femmes non séparées et vs 30% des hommes séparés) nuit significativement à la santé mentale et expliquerait 20% de la dégradation de l'état de santé observée chez les femmes séparées. Pour les hommes, c'est la perte de soutien social qui joue, dans une moindre mesure (5%) dans l'effet associé à la rupture.

➤ **LES SITUATIONS PROFESSIONNELLES.** Ce volet visait à analyser dans quelle mesure les caractéristiques très différentes des carrières masculines et féminine étaient liées à la santé et aux différences de santé femmes-hommes. Nous avons identifié que les carrières des femmes se caractérisaient par davantage d'épisodes d'inactivité, de carrières descendantes ou stationnaires (notamment parmi les non qualifiées) et moins de carrières ascendantes. Ces caractéristiques sont effectivement associées à la mauvaise santé pour les deux sexes, mais leur surreprésentation chez les femmes participe significativement à leur désavantage en matière de santé. Les associations entre santé et carrières peuvent s'expliquer par le fait que la mauvaise santé contraint les carrières ou parce que ces caractéristiques dégradent la santé : les données panélisées de l'enquête SIP (2006-2010) ont permis de conduire des analyses sur l'effet des caractéristiques des carrières observées avant 2006 sur les transitions de santé entre 2006 et 2010. Nous avons montré que les premiers emplois non qualifiés ou indépendants et les interruptions de carrière chez les femmes, de même que les trajectoires descendantes pour les deux sexes, donnent lieu à des transitions de santé relativement défavorables, toutes choses égales par ailleurs : en termes de chances d'être en bonne santé et de risque de dégradation et en termes de risque d'être en mauvaise santé et de chances d'amélioration.

Lorsqu'on se concentre sur les professions indépendantes, on met en évidence des résultats différents selon le sexe. Chez les femmes l'effet négatif du premier emploi indépendant se retrouvait en 2006 et en 2010 ; celles qui sont passées au salariat ont des transitions de santé entre 2006 et 2010 plutôt favorables. En revanche, les femmes qui se sont mises à leur compte avant 2006 ont tendance à être en mauvaise santé en 2006 et à le rester. Chez les hommes on a montré un effet de sélection sur la santé pour exercer ces métiers. Débuter une carrière dans une profession indépendante (ou s'être mis à son compte avant 2006) est associé à une mauvaise santé fonctionnelle 2006, mais qui est semble-t-il due à ceux qui ne sont plus actifs en 2006 ; en effet pour les autres, contrairement aux femmes, la probabilité d'être en bonne santé, non seulement en 2006 mais aussi en 2010 est parmi les plus élevées. Pour autant, la probabilité de dégradation de la santé parmi eux n'est pas négligeable. Par ailleurs, ceux qui sont passés au salariat avant 2006 (sans sortir de l'activité) ont des transitions de santé moins favorables, ce qui n'est pas le cas chez les femmes. Au total, si les hommes indépendants se trouvent plutôt en bonne santé, ce résultat masque un état de santé dégradé chez ceux qui sont devenus inactifs ou passés au salariat. La bonne santé pourrait être un prérequis pour le maintien d'une activité indépendante. La mise au salariat chez les hommes indépendants peut correspondre à la difficulté de maintenir une activité professionnelle indépendante en cas de problèmes de santé. Toutefois, la causalité inverse peut aussi participer à ces relations expliquant des risques relativement importants de dégradation de la santé entre 2006 et 2010 parmi ceux en bonne santé en 2006 (même si non significativement différents de ceux qui ont connu une trajectoire ascendante). Les nouvelles conditions d'exercice dans le salariat peuvent affecter la santé. Par ailleurs, les difficultés économiques, familiales ou autres qui ont pu induire l'abandon de l'activité indépendante peuvent aussi participer à l'altération de la santé. Pour les femmes, l'emploi indépendant semble se rapprocher des emplois non qualifiés et s'accompagner de mauvaise santé, y compris parmi celles qui l'exercent ; le passage au salariat apparaît comme une trajectoire favorable, soit qu'elle permette une mise à l'abri de conditions d'exercice difficiles, soit qu'elle touche un groupe de population particulier. Notons que les effectifs de cette catégorie ne permettent pas de stratifier plus finement selon les activités indépendantes (métiers, taille des entreprises, ...). Ces résultats concernent ainsi une catégorie très hétérogène de professions rendant les interprétations délicates.

IV. Conclusions

Les femmes vivent plus longtemps mais elles se déclarent en moins bonne santé. Ce « paradoxe » en termes de survie et de santé est une problématique de santé publique importante. Mais il s'avère qu'il ne s'agit pas là nécessairement d'un paradoxe, mais plutôt le résultat de différences dans les facteurs de risque, notamment sociaux, qui affectent les hommes et les femmes. Ils induisent non seulement des différences notables dans la nature et la fréquence des maladies prévalentes pour les deux sexes, mais aussi dans les risques que ces maladies affectent la qualité de vie et l'autonomie. Les maladies ostéo-articulaires et mentales contribuent largement aux écarts d'années de vie en incapacité entre femmes et hommes. Outre les déterminants classiques liés aux pratiques bénéfiques et à risque pour la santé, nous avons montré que les facteurs sociaux de risque pour la santé contribuent à ces différences. Ces facteurs de risque se nichent dans les activités et parcours de la sphère privée et de la sphère professionnelle.

Au-delà des différences de diplôme, de la profession ou du revenu, des contextes et parcours plus fréquents chez les femmes sont associés à la mauvaise santé : carrières bloquées et/ou interrompues, tensions travail-famille, histoires conjugales et conséquences économiques des séparations augmentent les risques de mauvaise santé.

Les femmes et hommes sont exposés à une palette de risques pour la santé qu'il s'agit aujourd'hui de mieux identifier. Ils sont liés à des facteurs professionnels, familiaux, socioéconomiques ou de genre qui relèvent en partie des politiques publiques. Des dispositifs ciblant la sécurisation des carrières et des revenus ou facilitant pour les deux sexes la conciliation des activités familiales, domestiques et professionnelles peuvent avoir des retombées sur la santé des hommes et des femmes. Ainsi, en élargissant le champ des déterminants sociaux de la santé aux parcours et à l'intersection entre la sphère professionnelle et la sphère familiale, on élargit le champ des leviers d'action pour améliorer l'état de santé de la population en général et potentiellement réduire les différences de santé entre groupes de population, notamment entre femmes et hommes.

V. Collaborations et perspectives

Ce projet a été l'occasion de collaborations nouvelles transversales aux unités de recherches de l'INED (Unité Mortalité, santé et épidémiologie, Unité Démographie économique, Unité Démographie Genre et Société). Il a été l'occasion de renforcer des échanges et des collaborations extérieures que ce soit en France (équipe de CREAPT) ou à l'étranger (Erasmus Medical Center).

Par ailleurs, nous avons recruté successivement trois collègues. Nous avons d'abord recruté Clémentine Garrouste sur le volet "carrière et santé" ; elle a obtenu un poste d'enseignante-chercheure à Paris Dauphine la même année. Les collaborations se sont poursuivies et se prolongeront ; il s'agira notamment de finaliser l'une des études que nous avons réalisées avec l'appui d'un stagiaire de l'ENSAI, Antoine Lafontaine, accueilli durant les derniers mois du projet. Nous avons ensuite recruté Anne-Lise Biotteau qui a pris part aux analyses des effets de la rupture conjugale sur la santé (étude que nous avons menée à terme) avant de rejoindre l'INSEE. Nous avons enfin recruté Diana Cheung qui a participé à l'une de nos études sur les quelques mois restants sur l'analyse des liens entre les activités de *care* et la santé ; elle a ensuite été recrutée à l'université de Poitiers.

Enfin, le projet a permis de développer des contacts avec des collègues d'instituts étrangers et d'ouvrir des perspectives de collaborations sur la thématique des facteurs sociaux des différences de santé entre les sexes. Nous avons participé en tant qu'observateur à des réunions de travail du programme de recherche de Lisa Berkman (Harvard School of Public health) sur l'impact des politiques familiales sur la santé des femmes ; dans le cadre de ces échanges, nous avons accueilli Mauricio Avendano (Kings College) et Karen van Hedel (doctorante ERASMUS MC) courant 2014. Toujours dans ce cadre, une partie de nos travaux a été présentée au séminaire « Alpha » du département de santé de la London School of Economics (LSE). Enfin, lors de la réunion finale de notre projet nous avons invité Lisa Berkman, Mauricio Avendano et Emilie Courtin (LSE) : outre la présentation des résultats issus de notre projet, cette réunion a été l'occasion pour nos collègues de présenter les recherches qu'ils ont récemment réalisées dans le domaine ; l'objectif est de développer un projet collaboratif pour se livrer notamment à des analyses plus fines sur d'autres données ainsi qu'à des comparaisons internationales.

CONTEXTE ET OBJECTIFS DU PROJET

I. Différences de santé entre hommes et femmes

Dans toutes les enquêtes santé en population, les femmes déclarent davantage de problèmes de santé que ne le font les hommes : plus de maladies chroniques, de troubles et symptômes, de problèmes fonctionnels, de gênes dans les activités, de situations de dépendance ¹. Malgré leur moins bonne santé, elles vivent plus longtemps, c'est ce qui est souvent interprété comme un paradoxe (gender surviving paradox). Les travaux internationaux sur les espérances de vie en santé et sans incapacité (EVSI) aboutissent ainsi au constat d'une vie plus longue pour les femmes mais comptant un plus grand nombre d'années de mauvaise santé ^{2 3}. En France nous avons montré qu'en 2008, les années de vie avec des limitations fonctionnelles occupent plus de la moitié de l'espérance de vie (EV) à 50 ans et plus de 70% de l'EV à 65 ans ⁴¹. Ces situations ne conduisent pas systématiquement à des gênes dans les activités, qui occupent quand même 40% environ des années de vie après 50 ans et la moitié après 65 ans. Bien qu'ayant une espérance de vie plus longue que les hommes, les Françaises sont cependant désavantagées en termes d'années à vivre avec des incapacités de toutes natures : à 50 ans, elles passeront en moyenne près du double d'années avec des limitations physiques, mais aussi avec des restrictions dans les activités domestiques (9 ans versus 4 ans).

Ces derniers résultats sont cohérents avec ceux des études portant sur les années précédentes ⁵. Ils apportent toutefois un éclairage nouveau en montrant que les incapacités, si elles sont plus fréquentes dans les âges élevés, ne sont pas négligeables avant 65 ans : plus du tiers des années vécues entre 50 et 65 ans sont des années avec des limitations fonctionnelles physiques ou sensorielles (36% chez les hommes et 43% chez les femmes). Par ailleurs, notre étude révélait aussi une tendance récente moins favorable que dans le passé ; les années de vie gagnées au début des années 2000 ont été pour beaucoup des années d'incapacité. La situation était notablement plus défavorable dans la tranche d'âges 50-65 ans. Une expansion des années de vie en incapacité a été observée dans cette tranche d'âge dans d'autres pays ⁶⁻⁸. On a aussi constaté un creusement des écarts entre les sexes ⁴. Pour les femmes, les années les plus récentes se caractérisent par une diminution des années de vie avec des incapacités après 65 ans (y compris pour les limitations fonctionnelles). En revanche, les années d'incapacité progressent entre 50 et 65 ans en particulier pour les limitations fonctionnelles physiques et les restrictions d'activités (soins personnels et activités domestiques).

II. Problématique

Ces constats interrogent en premier lieu sur la nature des troubles déclarés par les hommes et les femmes et sur leur rapport à la santé. Les femmes sont-elles plus malades mais gèrent-elles mieux leurs problèmes de santé que les hommes et vivent-elles avec plus longtemps ? Les femmes sont-elles plus exposées que les hommes à des maladies invalidantes, et ceux-ci le sont-ils plus à des maladies létales et aux morts violentes ? Les études visant à éclairer ces différentes questions montrent qu'effectivement, les femmes et les hommes ne déclarent pas des maladies de même nature ⁹⁻¹¹. Par ailleurs, la littérature sociologique attire l'attention dans les années 1990 sur les déterminants socio-culturels de ces différences de santé, montrant que les rôles sociaux tenus par les hommes et les femmes, de même que les expositions tout au long de la vie, jouent sur la santé ¹²⁻¹⁴.

Ces constats interrogent aussi sur l'évolution de ces différences. Comment expliquer l'accentuation des différences d'EVSI entre hommes et femmes, ainsi que la dégradation observée pour les 50-65 ans ? Une piste d'explication repose sur un changement des comportements et exigences vis-à-vis de la santé qui pourrait accroître la propension à déclarer des incapacités, sans que les prévalences des différentes situations de santé n'évoluent. Les baby-boomers se distinguent de leurs aînés sur bien des points, y compris sur la perception de la vieillesse et sur leurs attentes ¹⁵.

¹ On définit l'incapacité comme les conséquences d'une maladie ou d'un accident sur le fonctionnement des individus. On peut distinguer les conséquences 1) au niveau des fonctions physiques, sensorielles ou cognitives qui s'expriment à travers les limitations fonctionnelles (difficultés à voir, entendre, se déplacer, mémoriser...) et 2) au niveau des activités (soins personnels, tâches domestiques, travail...) quand les personnes éprouvent des gênes voire une incapacité à les réaliser seules. Cette distinction permet de tenir compte de situations qui relèvent de besoins et prises en charges spécifiques.

L'amélioration des systèmes de soins et de dépistage et une meilleure connaissance de l'état de santé peuvent engendrer une prise de conscience plus forte dans la génération des 50-65 ans, mieux informée, en particulier pour les femmes plus proches des systèmes de soins. De plus, le fait d'être confronté à des situations d'incapacités et de dépendance de leurs parents, situation plus courante aujourd'hui, peut contribuer à sensibiliser à la santé fonctionnelle et aux facteurs qui y conduisent. Or, les femmes sont plus souvent en charge des personnes âgées que les hommes ou assument des tâches plus lourdes ¹⁶. Un effet déclaratif peut avoir contribué à l'augmentation des années d'incapacité.

Mais on doit aussi envisager un accroissement des maladies et incapacités des 50-65 ans. Cette hypothèse repose sur le constat d'une augmentation de l'exposition aux facteurs de risque dans cette tranche d'âge au fil du temps, augmentation différenciée pour les hommes et les femmes (tabac, alcool, surpoids et obésité etc.). Cette hypothèse s'appuie aussi sur l'idée d'un impact plus délétère des conditions de vie et/ou de travail en lien avec les évolutions sociales et économiques (e.g., risques de chômage, insécurité professionnelle, intensification du travail). Les 50-65 ans se trouvent en fin de carrière professionnelle et la conjoncture récente difficile sur le marché du travail pour une partie des travailleurs âgés peut accroître les risques de troubles fonctionnels ¹⁷⁻²⁰.

Par ailleurs, les femmes de cette génération se distinguent particulièrement de la précédente parce qu'elles appartiennent à la première génération qui a massivement rejoint la population active, tout en ayant continué à assurer les tâches parentales et domestiques ^{14 21-24}. Elles sont aussi aujourd'hui en charge de la santé de leurs parents vieillissants, ce qui n'est pas sans conséquence sur leur propre santé ²⁵. L'ensemble de ces facteurs sont générateurs de troubles de santé, d'incapacité et de situations de dépendance.

III. Objectifs du projet

Partant de ces pistes d'explications et hypothèses, ce projet visait à rechercher les déterminants de ces différences de santé entre hommes et femmes. Les sources de données actuellement disponibles en France ne traitent pas simultanément de ces différents aspects : détail des maladies, facteurs de risque, carrières professionnelles, situations familiales. Toutefois, il existe des enquêtes spécifiques développant davantage les aspects sociaux, professionnels ou de santé et comprenant toutes des questions de santé similaires, le "mini-module européen de santé" (Encadré 1) ²⁶.

Nous avons conduit des études parallèles sur ces sources de données en mobilisant différentes disciplines et compétences. L'objectif a été de rassembler et de produire des éléments de connaissance dans différents domaines pour identifier des déterminants des inégalités de santé entre hommes et femmes. Nous avons développé ces analyses à travers trois volets :

- **Analyse des situations de santé** : contribution de différentes maladies, comportements de santé, facteurs de risques aux inégalités d'EV et d'EVSI
- **Analyse du rôle des situations familiales** : liens entre configurations familiales, histoires conjugales, tension vie privée-vie professionnelle et état de santé
- **Analyse du rôle des situations professionnelles** : contribution des carrières professionnelles des hommes et des femmes à leurs différences de santé

Ce projet s'est voulu transversal et multi-sources pour éclairer les inégalités de santé selon le sexe. Au-delà des apports spécifiques propres à chacun de ces volets, il donne lieu à une approche transversale en recueillant les éléments de connaissance apportés par chaque volet pour développer et interpréter les analyses conduites.

Encadré 1. Les questions de santé : le mini-module européen de santé

Le mini-module comprend 3 questions qui permettent de couvrir différentes dimensions de la santé : perceptuelle (santé perçue) ; morbidité (maladies chroniques) ; fonctionnelle (limitations d'activité). Leur formulation découle d'une revue détaillée des indicateurs existants au niveau international, pour sélectionner ceux qui ont montré des qualités satisfaisantes de mesure ²⁶.

- L'indicateur de santé perçue est largement reconnu pour appréhender des problèmes de santé objectifs, tout en tenant compte du ressenti des personnes. L'indicateur s'avère prédictif de mortalité, d'incapacité et de consommation de soins ²⁷⁻²⁹. Il est aussi très lié aux expositions professionnelles ³⁰⁻³².
- La question sur les maladies chroniques reflète bien la présence de maladies de longue durée, mais elle est sensible au niveau de connaissance des personnes sur leur état de santé ; elle sous-estime les différences sociales, les moins instruits étant moins au fait de leur état de santé, de par des consultations médicales moins nombreuses, déclarent moins leurs maladies que les plus instruits ³³.
- La question sur les limitations d'activité reflète un état de santé fonctionnel dégradé qui a induit des difficultés à réaliser certaines activités de la vie quotidienne. Cet indicateur est lié aux limitations fonctionnelles et il correspond à des gênes dans toutes sortes d'activités ³⁴. Il est particulièrement lié à l'activité professionnelle chez les hommes d'âges actifs ³⁵.

Ce module de questions a été adopté par Eurostat et intégré dans de nombreuses enquêtes européennes (SILC, SHARE). Il est commun aux différentes enquêtes en population que nous avons souvent mobilisé dans ce projet. On a pu montrer dans d'autres études une bonne concordance des résultats portant sur la question des limitations d'activité dans ces différentes enquêtes ^{5 36}.

VOLET 1 LES SITUATIONS DE SANTÉ

Participants : Damien Bricard, Emmanuelle Cambois, France Meslé, Wilma Nusselder, Myriam Khlát, Antoine Pierucci.

Les femmes et les hommes ne déclarent pas les mêmes maladies. Une étude sur 12 pays d'Europe et les États-Unis, montrait par exemple que les femmes déclarent plus que les hommes des troubles et maladies invalidantes (symptômes dépressifs, maladies ostéoarticulaires) et les hommes déclarent plus que les femmes des maladies à forte létalité (maladies cardiaques)^{9 37}. Un des arguments avancés est une plus grande propension des femmes à repérer et déclarer leurs problèmes de santé que les hommes. Toutefois des études comprenant des examens et des mesures diagnostiques montrent aussi une plus grande prévalence de certains troubles chez les femmes (par exemple tests de force et cognitifs).^{10 38}. Une hypothèse pour expliquer ces maladies différentes pour les deux sexes repose sur une distribution spécifique des expositions délétères (notamment liées aux conditions de travail pénibles) et des facteurs biologiques (hormones, gènes, susceptibilité) ; elle conduirait à une plus forte exposition des hommes à des pathologies létales et des femmes à des pathologies chroniques invalidantes¹¹ ; c'est le cas aussi des comportements à risque (alcool, tabac...)³⁹. Les taux de mortalité sont plus élevés pour les hommes à chaque âge ; si les écarts ont eu tendance à se réduire ces dernières années, ils restent importants, particulièrement en France⁴⁰. Dans ce volet, nous avons exploré les différences entre femmes et hommes en termes d'espérance de vie, de cause de décès, de pratiques tabagiques, de maladies chroniques et des risques qu'elles induisent des incapacités.

I. L'espérance de vie et les causes de décès en France

Contribution de France Meslé

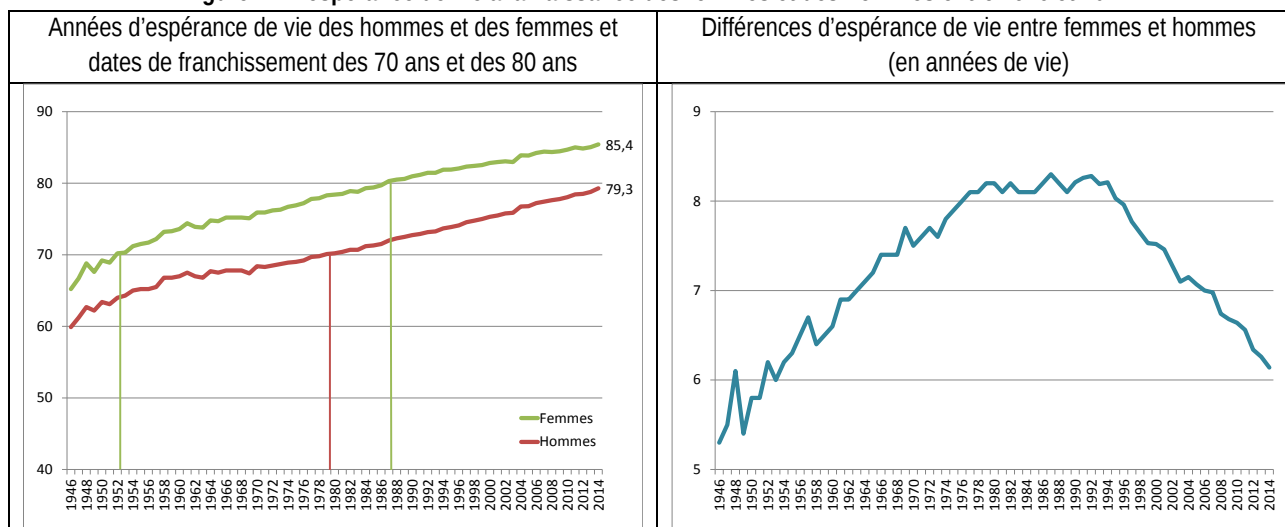
Annexe1. Présentation à la conférence annuelle de l'Association Américaine de la Population (Meslé, 2013⁴¹)

1. Les écarts d'espérance de vie entre femmes et hommes

L'analyse de la mortalité des hommes et des femmes en France a été conduite par France Meslé (Annexe 1)⁴¹. Nous en présentons ici une synthèse. Cette recherche a analysé les évolutions de la mortalité et de ses causes dans les années récentes en mettant l'accent sur les âges les plus élevés, auxquels les écarts femmes-hommes restent marqués. L'étude propose une comparaison avec deux autres pays emblématiques : le Japon qui continue de caracoler en tête des records d'espérance de vie et les États-Unis qui présentent une mortalité relativement défavorable. Ces recherches reposent sur un important travail de recodage des causes de décès effectué selon une méthode mise au point par F. Meslé et ses collègues, permettant d'assurer les comparaisons temporelles et internationales (<http://www-causfra.ined.fr/>)^{42 43}. Elles reposent aussi sur une méthode de décomposition des différences d'espérance de vie (entre femmes et hommes) permettant d'évaluer la contribution à ces différences des causes de décès et des groupes d'âges auxquels ils surviennent^{44 45}.

Au cours des soixante-dix dernières années, l'espérance de vie est passée de 59,9 ans pour les hommes et 65,2 ans pour les femmes en 1946 à 79,3 ans et 85,4 ans en 2014 (Figure 1) ; hommes et femmes ont gagné 20 années de vie sur la période avec un écart entre eux qui s'élève à 6 ans en 2014. Les femmes ont gardé un avantage non négligeable tout au long de la période : leur espérance de vie a dépassé 70 ans en 1952 quand il a fallu attendre 1979 pour que ce soit le cas chez les hommes ; elle a dépassé 80 ans en 1987 quand ce stade n'est pas encore atteint par les hommes. Cependant cet écart est passé par un maximum dans les années 1980, dépassant 8 ans, avant de diminuer.

Figure 1 : L'espérance de vie à la naissance des femmes et des hommes entre 1946 et 2014

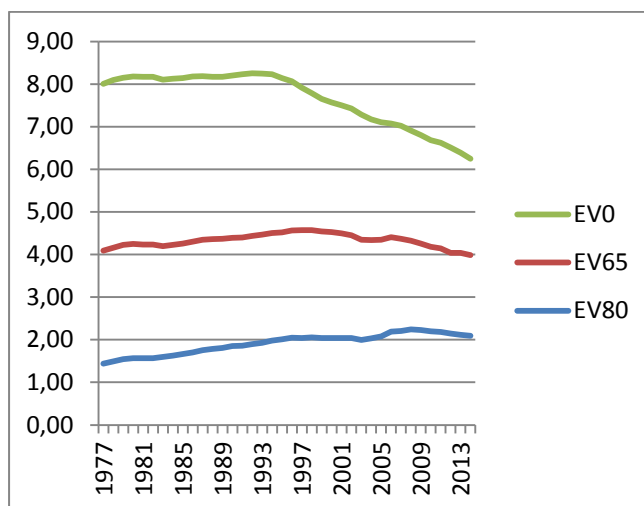


Source : INSEE

2. Une surmortalité masculine concentrée à certains âges

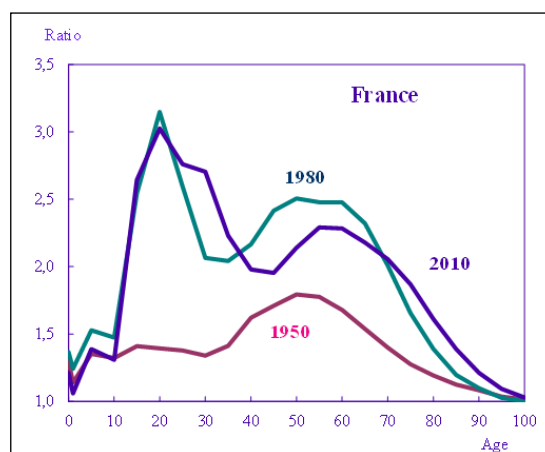
L'avantage des femmes n'a pas évolué de la même manière que l'on considère l'espérance de vie à la naissance, à 60 ans ou à 80 ans (Figure 2).

Figure 2: Écarts (en années) d'espérance de vie à la naissance, à 65 ans et à 80 ans entre femmes et hommes (1977-2014)



Source : INSEE

Figure 3: Surmortalité masculine par âge en 1950, 1980 et 2010.

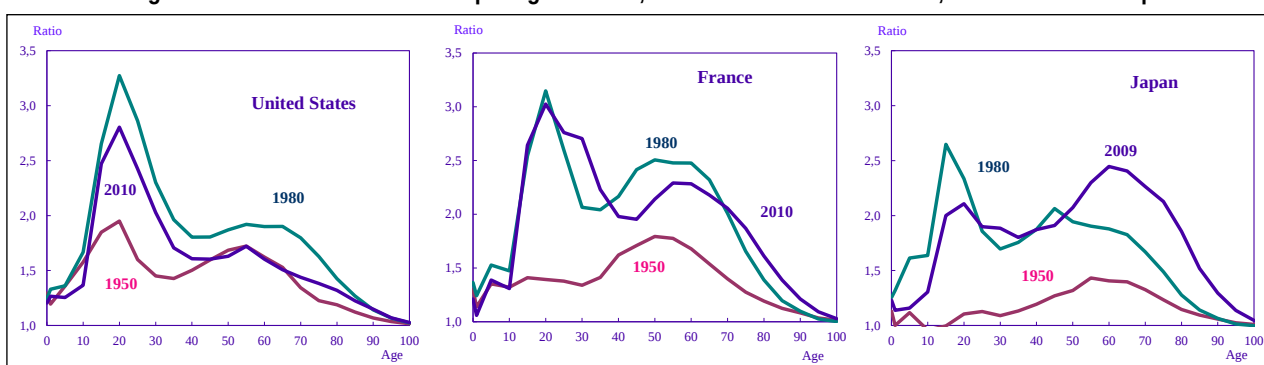


Source : Calculs et analyses par France Meslé, 2013

La diminution de l'écart d'espérance de vie à la naissance marquée à partir des années 1990 s'est produite un peu plus tard, et dans une moindre mesure, à 65 ans ; la diminution ne fait que s'amorcer à 80 ans. La surmortalité masculine est élevée chez les jeunes adultes aujourd'hui (Figure 3). Ce n'était pas le cas dans les années 1950 où les différences entre jeunes hommes et femmes étaient moins prononcées. Entre 1950 et 1980, la mortalité a en effet diminué beaucoup plus rapidement chez les jeunes femmes que chez les jeunes hommes. Les écarts se sont aussi accentués dans la tranche d'âges 50-60 ans. Le retournement de la tendance provient de ce groupe d'âges : si la surmortalité masculine s'est accentuée entre 1980 et 2010 entre 20 et 30 ans, elle s'est affaïssée entre 30 et 70 ans. L'avantage féminin est encore présent après 70 ans, même si les dernières espérances de vie semblent indiquer là aussi un rattrapage des hommes.

Cette évolution n'a pas été la même dans tous les pays (Figure 4). Les États-Unis ont vu l'avantage des femmes diminuer à tous les âges jusqu'à 90 ans. Quant au Japon, l'avantage des femmes s'est accru à presque tous les âges entre 1950 et 1980, il s'est réduit ensuite chez les jeunes adultes mais s'est considérablement accru après 50 ans, y compris au-delà de 90 ans.

Figure 4: Surmortalité masculine par âge en 1950, 1980 et 2010 aux États-Unis, en France et au Japon



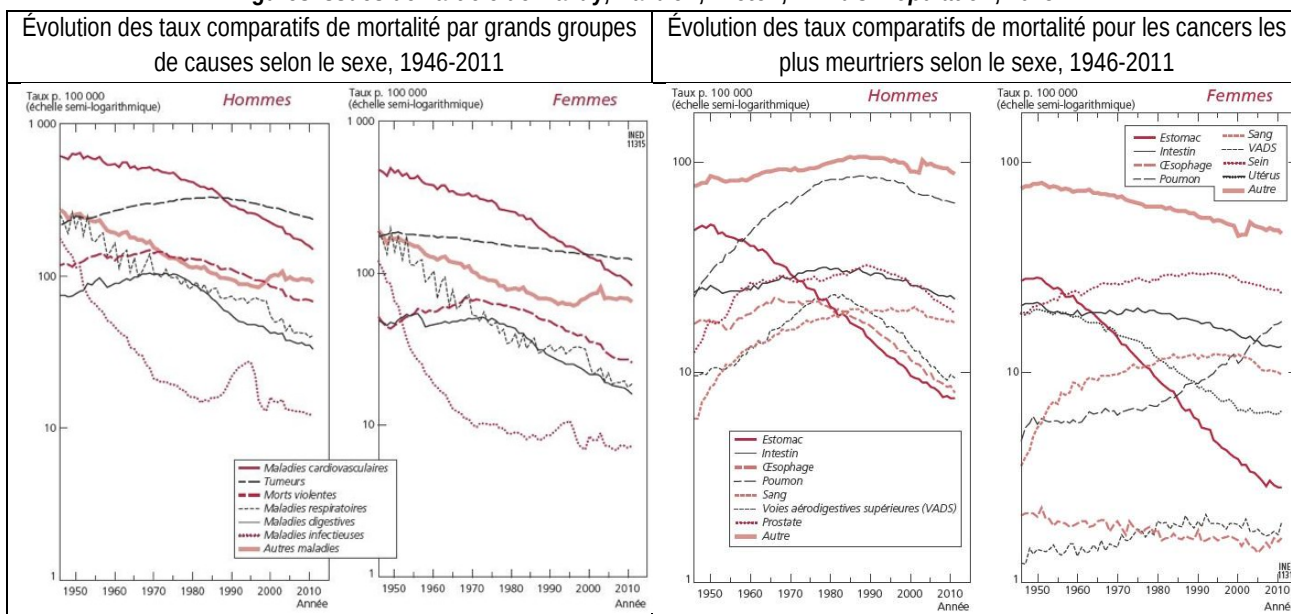
Source : Calculs et analyses par France Meslé, 2013 ⁴¹

3. Les causes de décès : évolution et différences selon le sexe

La distribution des causes de décès n'est pas la même pour les hommes et les femmes et les évolutions ne sont pas nécessairement simultanées. L'analyse des causes montre une diminution moins franche de la mortalité par cancer chez les femmes que chez les hommes dans la décennie 1990 ⁴⁶, la mortalité par cancer des voies respiratoires s'est même nettement accrue chez les femmes.

Figure 5: Evolution des taux de mortalité par causes en France chez les hommes et les femmes

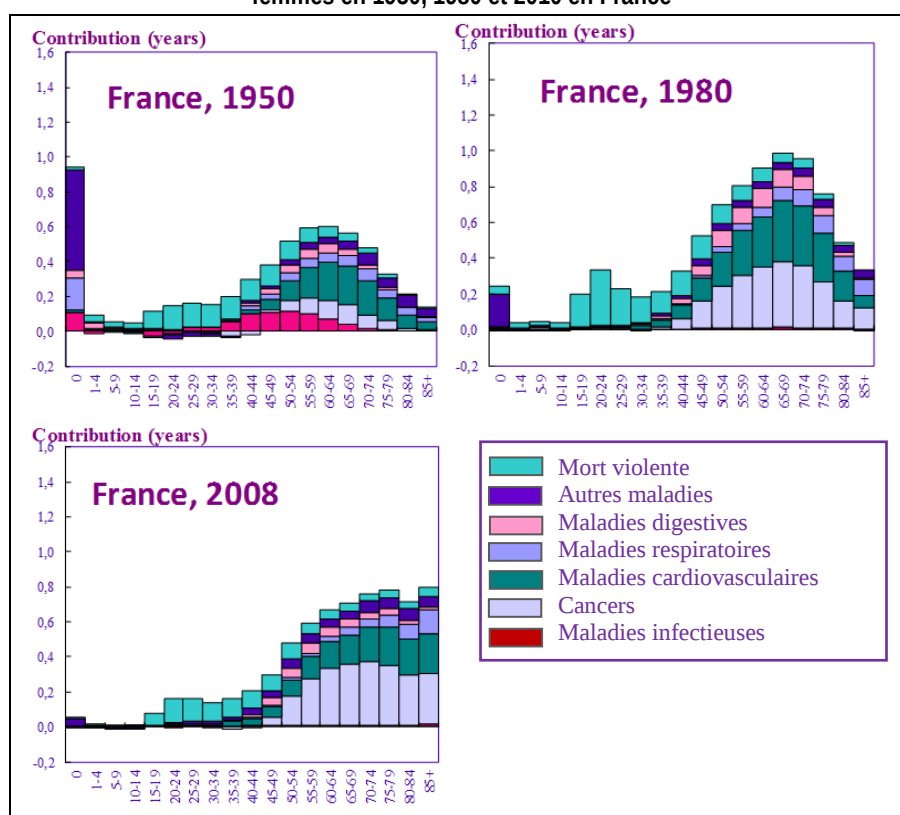
Figures issues de l'article de Mazuy, Barbieri, Breton, D'Albis. *Population*, 2015 ⁴⁷



On peut identifier les causes de décès qui ont contribué aux différences d'espérances de vie des hommes et des femmes en 1950, 1980 et 2008 (Figure 6). En 1950, les écarts d'espérance de vie étaient dus à une forte surmortalité des nourrissons mâles, qui a quasiment disparu aujourd'hui. On retrouve un accroissement de l'écart autour de l'âge de 20 ans entre 1950 et 1980 dû aux morts violentes, qui s'est aussi beaucoup réduit depuis. Les maladies infectieuses étaient assez présentes dans la surmortalité masculine en 1950, mais elles ont aussi diminué ; les maladies digestives sont aussi moins présentes. La baisse de la mortalité qui a bénéficié bien plus aux femmes qu'aux hommes jusque dans les années 1970 est liée à une forte mortalité chez les hommes par mort violente aux âges jeunes, puis à la mortalité associée à des pratiques à risques (consommation de tabac et d'alcool) et à des expositions, notamment professionnelles. La contribution des cancers et de maladies cardiovasculaires aux écarts d'espérance de vie entre femmes et hommes avant 65 ans a diminué. Toutefois la surmortalité des hommes par maladie cardiovasculaire et cancer reste importante jusqu'à 75 ans ; après cet âge, les écarts du fait de ces deux causes de décès, ainsi que des maladies respiratoires, ont même augmenté. Au Japon, les écarts dus aux maladies respiratoires sont importants et augmentent, quant aux USA ils sont en baisse avec un poids plus grand des maladies cardiovasculaires dans les différences entre femmes et hommes.

La diminution des comportements à risque « masculins » et l'adoption de comportements favorables à la santé, davantage pratiqués par les femmes jusqu'alors, ont conduit à ce rattrapage de l'espérance de vie masculine. D'autant plus que la mortalité a diminué moins rapidement chez les femmes que chez les hommes récemment, notamment du fait de la mortalité par cancer. Cette tendance va de pair avec des modifications d'exposition des femmes à des risques de santé ; c'est notamment le cas de la consommation de tabac qui, sans atteindre les niveaux élevés des hommes (chez qui elle diminue) sont préoccupants. On constatait Figure 5 un accroissement chez les femmes de la mortalité par cancer du poumon.

Figure 6: Contribution des causes de décès par âge aux écarts d'espérances de vie à la naissance entre hommes et femmes en 1950, 1980 et 2010 en France



Source : Calculs et analyses par France Meslé, 2013 ⁴¹

II. L'évolution d'une pratique à risque pour la santé : le tabagisme

Contribution de Damien Bricard et Myriam Khat.

Annexe 2 : Présentation lors de la 3^e réunion d'avancement du projet ISHEF : Bricard, 2015, ⁴⁸.

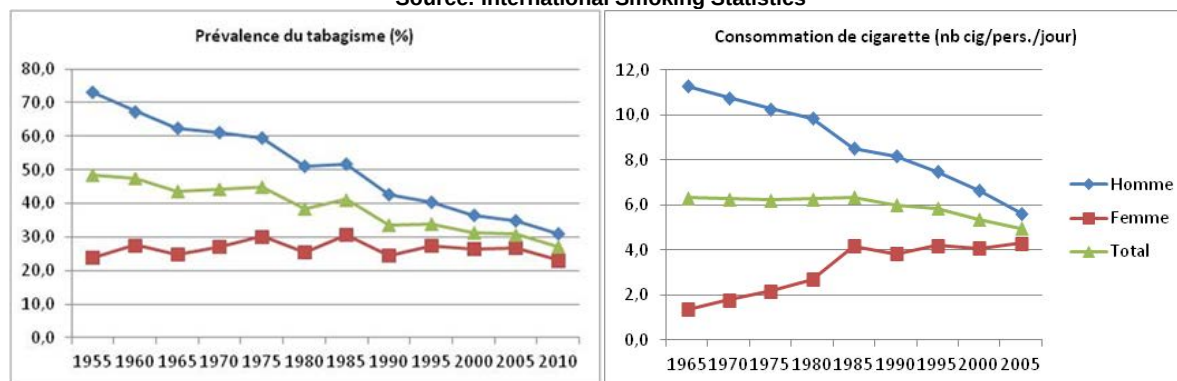
1. Des niveaux et une évolution des pratiques tabagiques propres à chaque sexe

La consommation de tabac est un exemple emblématique des modifications de comportements à risque pour la santé, étant fortement associé au risque de maladies, d'incapacités et de mortalité et ayant connu des tendances différentes pour les hommes et les femmes.

La consommation de tabac a fortement diminué en France depuis les années 1950 passant de 50% de fumeurs en France à moins de 30% en 2010. Cette évolution masque des différences selon le sexe. En 1950, plus de 70% des hommes fumaient et une peu plus de 20% des femmes, et la baisse est uniquement due à une diminution de la consommation chez les hommes, dont la pratique rejoint celle des femmes, tout en restant légèrement supérieure. En analysant non plus la fréquence de consommation mais la quantité de tabac fumée, on constate même une augmentation chez les femmes jusque dans les années 1980, passant de moins de 2 cigarettes par jour et par personne en 1965 à 4 en 1985 ; nombre aujourd'hui stabilisé. La mortalité par cancer du poumon est très liée au tabac ; on constate une forte correspondance de son évolution avec les pratiques tabagiques féminines et masculines.

Figure 7: Evolution de la prévalence du tabagisme en France et de la pratique (nombre de cigarettes)

Source: International Smoking Statistics



Dans cette partie, nous nous appuyons sur les travaux réalisés par Myriam Khat, Damien Bricard et Stéphane Legleye (INED) dans le cadre de leur programme de recherche sur les inégalités de consommation de tabac. Notre collaboration au sein de notre projet ISHEF a permis de mettre l'accent sur les différences entre hommes et femmes. Plusieurs présentations des résultats de leur projet de recherche ont été réalisées dans ce cadre dans nos réunions.

2. Des différences sociodémographiques importantes dans l'évolution des pratiques tabagiques

Une approche par génération a notamment montré que l'évolution de la consommation au cours du temps n'a pas été la même pour l'ensemble des groupes sociaux, avec un net contraste selon le sexe ⁴⁹. Chez les plus instruits, les hommes ont connu une forte diminution de leur consommation et la génération 1971-1985 a rejoint le niveau de consommation des femmes. Chez ces dernières, la consommation s'est accrue des générations 1941-1955 aux générations 1956-1970, pour diminuer à nouveau dans la dernière génération. Parmi les moins instruits, la consommation s'est accrue au fil des générations pour les deux sexes, et bien plus fortement chez les femmes.

Au total, leurs recherches confirment des différences non seulement dans les prévalences de la consommation de tabac entre les hommes et les femmes mais également des disparités au regard des comportements d'initiation et de cessation. Damien Bricard a montré que les événements de vie, notamment conjugaux et familiaux, sont liés aux pratiques tabagiques. Les carrières de fumeurs sont marquées par l'anticipation d'une première naissance : la probabilité de cessation est accrue chez les futures mères dans les 2 années qui précèdent la naissance (chez les pères uniquement l'année de la naissance), mais elle ne diffère pas après la naissance. Quant à la probabilité d'initiation, les mères sont moins enclines à commencer l'année qui précède la naissance, mais plus enclines 3 ans après la naissance. Les mises en couple ont un effet bénéfique durable pour les hommes ; les femmes ont tendance à

moins commencer à fumer après la mise en couple, mais on ne voit pas d'effet sur la probabilité de cesser de fumer, excepté l'année de la mise en couple. Concernant les séparations, elles semblent accroître l'initiation chez les hommes l'année de la séparation et chez les femmes dans les 2 années qui précèdent ; ces dernières ont moins tendance à débiter 3 ans après la rupture alors que les hommes auront tendance à davantage cesser. Les événements familiaux placent les hommes et les femmes dans des situations différentes et influencent différemment leurs pratiques de santé.

III. Les maladies et incapacités

Contribution d' E. Cambois, A. Pierucci, W. Nusselder

Annexe 3 : Synthèse du rapport de stage d'internat de santé publique (Pierucci, 2013 ⁵⁰)

Annexe 4 : Présentation à la réunion ISHEF (Article en cours de finalisation ; Nusselder et al. ^{51 52}).

Parallèlement à l'analyse de la mortalité, nous avons étudié les inégalités entre sexes en matière de maladies, symptômes et incapacités, à partir de l'enquête Handicap-Santé 2008 (HSM2008). Nous avons ensuite analysé les risques d'altération fonctionnelle associés aux maladies, avec de possibles contrastes entre hommes et femmes. Enfin, une méthode d'attribution puis de décomposition permet de quantifier les différences d'années d'incapacité entre femmes et hommes dues à telle ou telle maladie.

1. Des liens différents entre maladies et incapacités selon le sexe

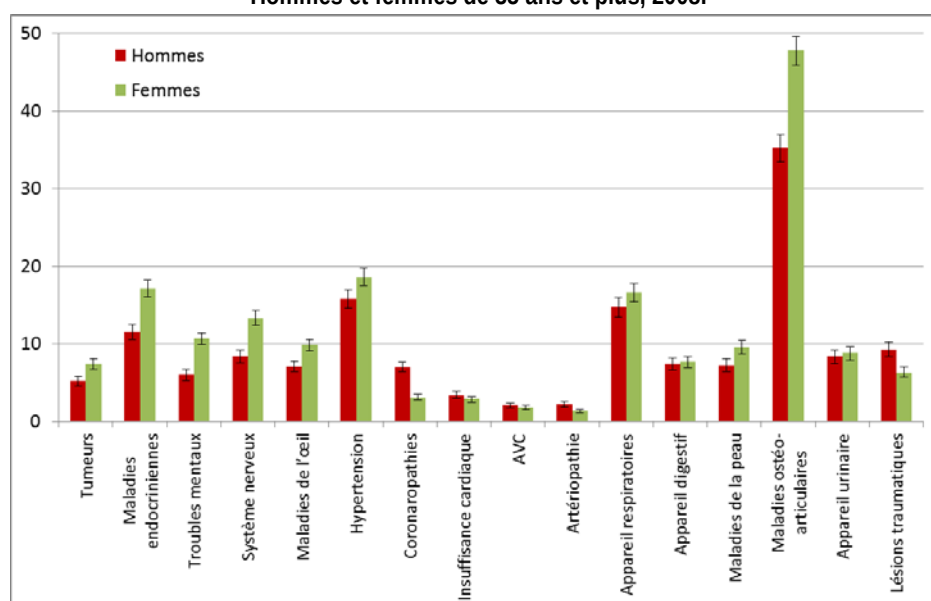
Nous avons dans un premier temps décrit les situations de santé des hommes et des femmes : maladies et incapacité, à partir de l'enquête Handicap-Santé 2008 (HSM2008). Ensuite, nos analyses basées sur des régressions logistiques ont visé à associer les risques de limitations fonctionnelles et de restrictions d'activité aux maladies déclarées dans l'enquête, montrant la variété des situations de handicap, et donc des besoins selon les groupes de maladies. Basée sur les modèles de développement de l'incapacité ^{53 54}, nous avons considéré que les maladies chroniques sont susceptibles d'altérer les fonctions physiques (motrices et locomotrices), psychiques ou sensorielles ; ces limitations fonctionnelles sont à leur tour susceptibles de gêner la réalisation d'activités essentielles du quotidien : activités professionnelles, domestiques, de soins personnels... Il s'agit donc d'analyser les associations entre les maladies et les restrictions d'activité, puis d'apprécier dans quelle mesure ces associations sont modifiées selon l'état de santé fonctionnel et d'autres facteurs tels que le ressenti de douleur ou d'autres symptômes de mal-être. L'enjeu est de mettre en évidence la variété des situations de santé et d'éclairer des facteurs contribuant à diminuer l'indépendance et l'autonomie des personnes atteintes de maladies ; ces facteurs relèvent possiblement d'une prise en charge particulière visant à les réduire par des traitements pour ce qui concerne les douleurs ou par l'accès à des aides techniques et aménagement pour ce qui concerne les gênes fonctionnelles.

Ces analyses ont été conduites en collaboration avec A. Pierucci (stages d'internat en santé publique sur ce projet) ; une synthèse de son rapport de stage est annexée ⁵⁰. Ce travail a montré d'abord que les femmes de 35 ans et plus déclarent plus que les hommes un grand nombre maladies, et de manière statistiquement significative pour les tumeurs, les maladies endocriniennes (massivement le surpoids), les troubles mentaux (massivement les atteintes anxio-dépressives), les maladies du système nerveux (massivement les migraines, les autres maladies de ce groupe étant déclarées à de trop faibles fréquences pour être mentionnées séparément), les maladies oculaires, l'hypertension, les maladies de peau et les maladies ostéoarticulaires. Les hommes déclarent significativement plus que les femmes les maladies figurant parmi les coronaropathies, l'insuffisance cardiaque, l'artériopathie et les lésions traumatiques (Figure 8).

Parmi les 35 ans et plus, les limitations fonctionnelles sensorielles concernent 9% des femmes et des hommes, les limitations fonctionnelles physiques 28% des femmes et un peu moins de 16% des hommes, les limitations fonctionnelles psychiques respectivement 13% et 12%. Les prévalences par âge montrent des tendances similaires pour les deux sexes pour les limitations sensorielles et psychiques, en revanche, les femmes déclarent significativement plus de limitations physiques après 50 ans (voir l'annexe 3).

Les limitations dans les activités générales (GALI) concernent 13% des femmes et 12% des hommes ; les restrictions dans les activités instrumentales de la vie quotidienne (IADL) respectivement 13% et 6%, et les restrictions dans les activités élémentaires de la vie quotidienne (soins personnels ou ADL) 3,4% et 2,3%. Parmi les 35-64 ans, les restrictions d'activité professionnelles (parmi les 35-65 ans) concernent environ 15% des femmes et des hommes. Les prévalences par groupe d'âges ne sont pas significativement différentes pour les restrictions professionnelles et les limitations générales. Les femmes déclarent en revanche plus de restrictions pour les activités instrumentales après 50 ans. La prévalence est aussi plus élevée pour les femmes aux grands âges pour les activités de soins personnels (non significatif).

Figure 8 : Prévalence de maladies déclarées comme ayant été diagnostiquées par un médecin, Hommes et femmes de 35 ans et plus, 2008.



Sources : Enquête INSEE *Handicap-Santé Ménages*, 2008 –Calculs par A. Pierucci (2013)

Une régression logistique ajustée sur l'âge indique de quelle manière les maladies sont associées aux différentes formes d'incapacités considérées dans cette recherche (Tableau 1). Nous avons ensuite introduit progressivement dans le modèle les limitations fonctionnelles, les douleurs et les symptômes de manière à comprendre ce qui parmi ces éléments contribuait au risque de rencontrer des restrictions d'activité. Nous ne reprendrons ici que l'exemple de troubles représentatifs des différences de santé entre hommes et femmes : les troubles anxio-dépressifs et les troubles ostéoarticulaires plus spécifiquement détaillée dans la synthèse en annexe. L'ensemble des analyses étant disponibles dans le rapport.

Chez les femmes, les troubles ostéo-articulaires sont associés aux restrictions d'activité pour toutes les dimensions, excepté pour les IADL chez les moins de 65 ans. Les limitations fonctionnelles, physiques mais aussi psychiques, et la douleur contribuent à (voire expliquent) l'association. Chez les hommes, l'association n'est significative que pour les restrictions professionnelles et les limitations d'activités générales (GALI) avant l'âge de 65 ans ; l'ensemble des facteurs considérés y contribuent, mais on constate que les douleurs interviennent comme un facteur de médiation important entre la déclaration de ces troubles et les restrictions d'activités professionnelles. Concernant les troubles anxio-dépressifs, ils sont associés aux restrictions professionnelles avant 65 ans et les facteurs considérés contribuent peu. Ils contribuent en revanche à l'association avec les restrictions d'activité instrumentales et des limitations d'activité générale pour les deux sexes avant et après 65 ans. Les troubles anxio-dépressifs sont associés aux restrictions d'activité élémentaires mais pour les hommes seulement.

Tableau 1: Odds ratios des restrictions d'activité associés aux maladies (en tenant compte de la présence des autres maladies (comorbidité))

	Restrictions d'activités professionnelles		Restrictions d'activités élémentaires		Restrictions d'activités instrumentales		Limitations d'activités générales	
	Femmes (35 – 64)	Hommes (35 – 64)	Femmes (65 +)	Hommes (65 +)	Femmes (35+)	Hommes (35+)	Femmes (35+)	Hommes (35+)
Chapitre CIM :								
Tumeurs	1.7 [1.5 - 2.0]	1.6 [1.2 - 1.9]	1.4 [1.0 - 1.7]	2.8 [1.6 - 4.0]	1.8 [1.5 - 2.0]	2.3 [1.8 - 2.9]	2.0 [1.7 - 2.2]	2.5 [2.1 - 2.9]
Maladies endocriniennes	1.5 [1.3 - 1.6]	1.5 [1.2 - 1.7]	1.5 [1.3 - 1.8]	2.1 [1.6 - 2.5]	1.5 [1.4 - 1.7]	1.8 [1.5 - 2.1]	1.5 [1.4 - 1.7]	1.8 [1.5 - 2.0]
Troubles mentaux	2.6 [2.4 - 2.9]	3.0 [2.6 - 3.4]	1.9 [1.6 - 2.1]	3.5 [2.6 - 4.4]	2.3 [2.1 - 2.5]	3.7 [3.1 - 4.3]	2.7 [2.4 - 2.9]	3.3 [2.8 - 3.7]
Dont Dépression / Anxiété	3.1 [2.1 - 3.9]	2.8 [2.4 - 3.8]	1.9 [1.6 - 2.1]	3.5 [2.6 - 4.4]	2.2 [2.0 - 2.4]	3.5 [3.0 - 4.2]	2.7 [2.4 - 2.9]	3.3 [2.8 - 3.7]
Maladies du système nerveux	2.0 [1.8 - 2.3]	2.1 [1.8 - 2.4]	2.8 [2.4 - 3.1]	3.9 [3.2 - 4.5]	2.1 [1.9 - 2.3]	3.4 [2.9 - 3.9]	2.2 [2.0 - 2.4]	2.4 [2.2 - 2.7]
Maladies de l'œil	1.1 [1.0 - 1.3]	1.2 [0.9 - 1.4]	2.8 [2.3 - 3.3]	3.1 [2.3 - 3.8]	2.8 [2.6 - 3.1]	3.3 [2.7 - 3.8]	2.3 [2.1 - 2.6]	2.2 [1.9 - 2.5]
Hypertension artérielle	1.5 [1.1 - 2.1]	1.7 [1.1 - 2.3]	1.0 [0.7 - 1.3]	0.9 [0.6 - 1.2]	1.3 [1.1 - 1.4]	1.2 [1.0 - 1.4]	1.5 [1.4 - 1.6]	1.4 [1.3 - 1.6]
Coronaropathies	3.6 [1.6 - 6.5]	2.4 [1.8 - 3.2]	1.5 [1.0 - 2.2]	1.3 [0.8 - 1.7]	3.0 [2.5 - 3.4]	2.4 [1.9 - 2.8]	3.4 [3.0 - 3.9]	3.0 [2.6 - 3.4]
Insuffisance cardiaque	2.7 [1.4 - 4.2]	3.5 [2.2 - 5.2]	2.5 [2.0 - 3.9]	1.7 [1.0 - 2.4]	3.0 [2.6 - 3.5]	3.4 [2.6 - 4.0]	3.7 [3.1 - 4.2]	3.6 [3.1 - 4.2]
AVC	3.9 [1.9 - 5.5]	4.7 [2.5 - 5.9]	3.1 [2.6 - 5.6]	2.2 [1.9 - 3.2]	3.8 [3.2 - 4.4]	5.9 [4.9 - 7.0]	4.1 [3.4 - 4.8]	4.3 [3.7 - 5.0]
Artériopathie	2.1 [0.8 - 3.2]	2.5 [1.2 - 4.1]	1.8 [0.8 - 2.9]	2.6 [0.8 - 4.5]	2.3 [1.7 - 2.8]	2.7 [2.0 - 3.3]	3.1 [2.4 - 3.7]	3.5 [2.7 - 4.3]
Appareil respiratoire	1.2 [1.1 - 1.4]	1.3 [1.1 - 1.5]	1.6 [1.3 - 1.8]	2.3 [1.8 - 2.8]	1.5 [1.3 - 1.6]	1.8 [1.6 - 2.1]	1.5 [1.4 - 1.7]	1.7 [1.5 - 1.9]
Maladies de l'appareil digestif	1.8 [1.5 - 2.0]	1.7 [1.4 - 2.0]	1.6 [1.3 - 2.0]	2.2 [1.5 - 2.9]	1.8 [1.6 - 2.0]	1.8 [1.4 - 2.1]	1.8 [1.6 - 2.0]	2.1 [1.8 - 2.4]
Maladies de la peau	1.5 [1.2 - 1.7]	1.4 [1.1 - 1.6]	1.1 [0.9 - 1.3]	1.8 [1.3 - 2.3]	1.2 [1.0 - 1.4]	1.4 [1.1 - 1.7]	1.4 [1.2 - 1.6]	1.4 [1.2 - 1.7]
Maladies ostéo-articulaires	1.5 [1.4 - 1.6]	1.6 [1.4 - 1.7]	1.5 [1.4 - 1.7]	1.5 [1.3 - 1.8]	1.6 [1.5 - 1.6]	1.4 [1.3 - 1.6]	1.6 [1.5 - 1.7]	1.7 [1.5 - 1.8]
Maladies de l'appareil urinaire	1.4 [1.2 - 1.6]	1.2 [1.0 - 1.5]	1.6 [1.2 - 1.9]	2.6 [1.9 - 3.3]	1.5 [1.3 - 1.7]	2.3 [1.8 - 2.7]	1.5 [1.3 - 1.7]	1.8 [1.6 - 2.1]
Lésions traumatiques	2.2 [1.8 - 2.5]	2.3 [2.0 - 2.6]	1.8 [1.4 - 2.2]	2.0 [1.5 - 2.6]	2.0 [1.7 - 2.3]	1.9 [1.5 - 2.3]	2.0 [1.7 - 2.3]	2.1 [1.8 - 2.4]

Ces analyses apportent donc des résultats contrastés selon le sexe et selon l'âge pour les différentes maladies considérées. Un faisceau de facteurs entrent en jeu dans la construction des restrictions d'activité pour des personnes atteintes de maladies, notamment avant 65 ans. Au-delà du rôle attendu des limitations fonctionnelles, physiques comme psychiques, les douleurs et autres symptômes participent à réduire leur niveau d'activité, notamment en présence de maladies ostéo-articulaires et anxio-dépressives. Nous avons introduit dans de nouveaux modèles des facteurs sociaux afin de préciser nos conclusions en cherchant si les associations entre maladies et incapacités variaient effectivement selon le statut social ; les analyses se sont là encore révélées délicates, notamment du fait d'effets croisés sur la propension à déclarer des maladies, des symptômes et des restrictions d'activité selon le statut social.

A ce stade il n'est pas possible de déterminer dans quelle mesure les contributions mises en évidence reflètent réellement le rôle médiateur des symptômes ou d'altérations fonctionnelles mal compensées, ou si ces contributions témoignent plutôt des niveaux de sévérité de ces maladies qui entraîneraient simultanément des symptômes et des limitations fonctionnelles. Ces résultats encouragent en tout cas à rechercher si une meilleure prise en charge de symptômes et un meilleur accès à des aides techniques permettraient d'améliorer le fonctionnement, et de restaurer une partie de l'indépendance et l'autonomie des personnes atteintes de ces maladies.

2. Les maladies, causes d'incapacité : attribution et décomposition

On s'est appuyé comme nous l'avions prévu, sur une collaboration avec une W. Nusselder, chercheuse néerlandaise qui a mis au point une technique de décomposition des EVSI à partir de la méthode pour la décomposition des EV par cause ⁵⁵. Les calculs et analyses ont été réalisés dans le cadre d'un financement de la CNSA dont W. Nusselder et son équipe ont bénéficié pour une application de son modèle de décomposition aux données françaises de l'enquête Handicap santé (HSM-HSI). Notre collaboration dans le cadre du projet ISHEF a consisté à discuter avec elle le choix des indicateurs d'incapacités, des regroupements des maladies et causes de décès ou l'accès aux données, mobilisant avec A. Pierucci, F. Meslé et E Cambois. Un prolongement de ce travail pour évaluer l'impact de la consommation de tabac sur les années de vie en bonne santé a aussi fait l'objet d'échanges sur les données avec Myriam Khlát. La première étape consiste à attribuer un risque d'incapacité aux maladies, grâce à l'outil d'attribution développé spécifiquement pour cette méthode (régressions logistiques dont on déduit les risques spécifiques d'incapacité associés à chaque maladie en tenant compte de la comorbidité et des facteurs non observés - *Background*). La seconde étape consiste à décomposer les différences d'EVSI en deux composantes additives mesurant le nombre d'années de différence lié à telle maladie/cause de décès⁵¹. Pour cette étude, nous avons considéré 13 groupes de maladies potentiellement invalidantes et identifiées comme cause de décès, expliquant des regroupements différents par rapport à l'étude précédente (Tableau 2). L'incapacité est mesurée par la déclaration des limitations d'activités usuelles due à la santé (GALI). L'étude porte sur les personnes âgées de 50 ans ou plus.

Tableau 2 : Les groupes de maladies déclarées dans l'enquête Handicap-Santé Ménages, 2008

Groupe de maladies	Abréviations
Cardiopathies	HEART
Accidents vasculaires cérébraux	AVC
Maladies vasculaires périphériques et autres	MVPA
Troubles musculo-squelettiques / maladies ostéo-articulaires	Ostéo
Cancers	Cancers
Maladies neurodégénératives (Alzheimer-Parkinson-Démence)	Neuro A-D-P
Autres maladies neuro-dégénératives	Neuro Autres
Maladies pulmonaires chroniques non spécifiques	MPCNS
Troubles anxio-dépressifs	Mentales A.D
Autres maladies mentales	Mentales Autres
Diabète	Diabète
Lésions traumatiques	Accidents

On retrouve chez les 50 ans et plus une plus grande fréquence des maladies ostéo-articulaires, mentales (dépression, anxiété), neurodégénératives (Alzheimer, Parkinson, démences) et des cancers, chez les femmes et des maladies cardiovasculaires, respiratoires et traumatiques, ainsi que du diabète chez les hommes. L'estimation du caractère invalidant des maladies place en première position les maladies dégénératives (A.P.D), suivies des maladies vasculaires périphériques, des autres maladies neurodégénératives, des maladies mentales et cardiaques pour les deux sexes. On constate que les maladies ostéo-articulaires et le diabète sont significativement plus invalidants pour les femmes que pour les hommes.

Figure 9: Prévalence des maladies et lésions traumatiques déclarées comme ayant été diagnostiquées, Hommes et femmes de 50 ans et plus, 2008.

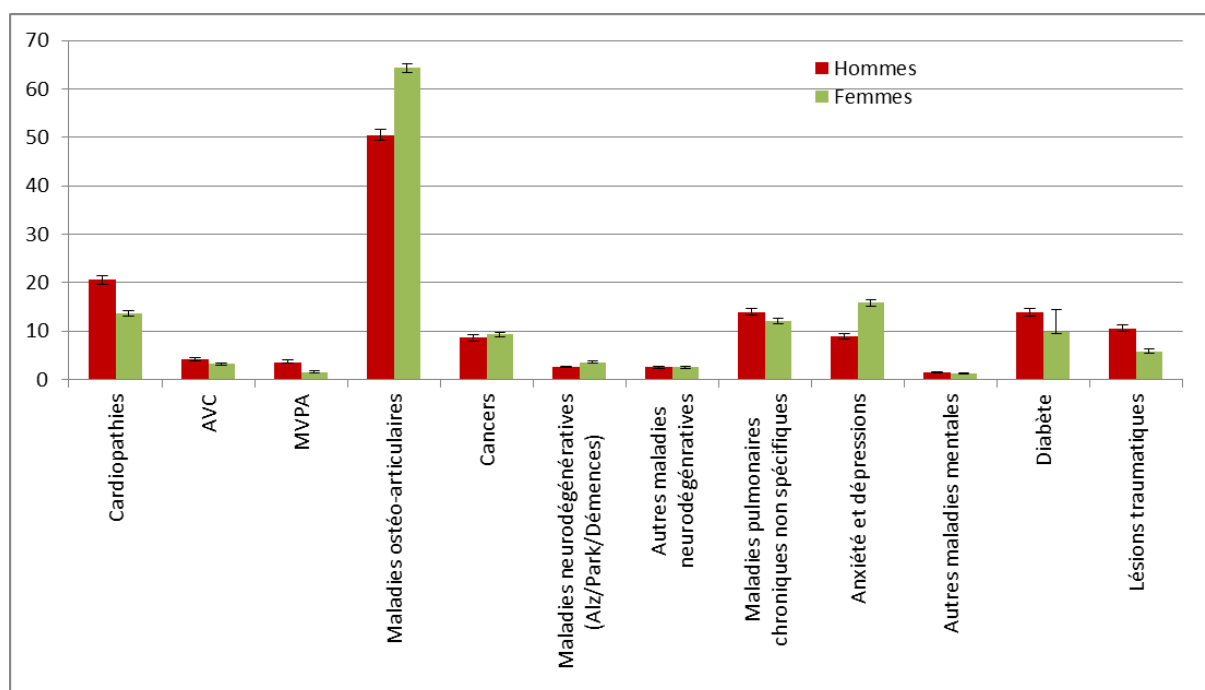
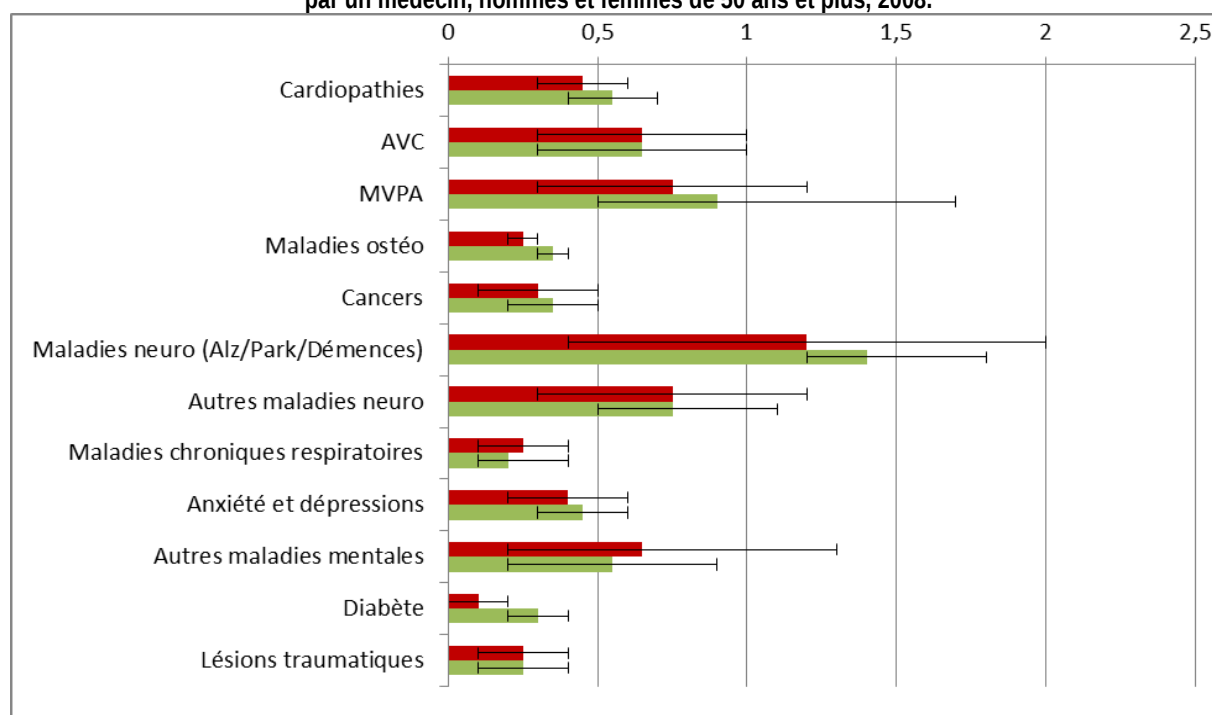


Figure 10: Risque (ORs*) de limitation d'activité associé aux maladies déclarées comme ayant été diagnostiquées par un médecin, hommes et femmes de 50 ans et plus, 2008.

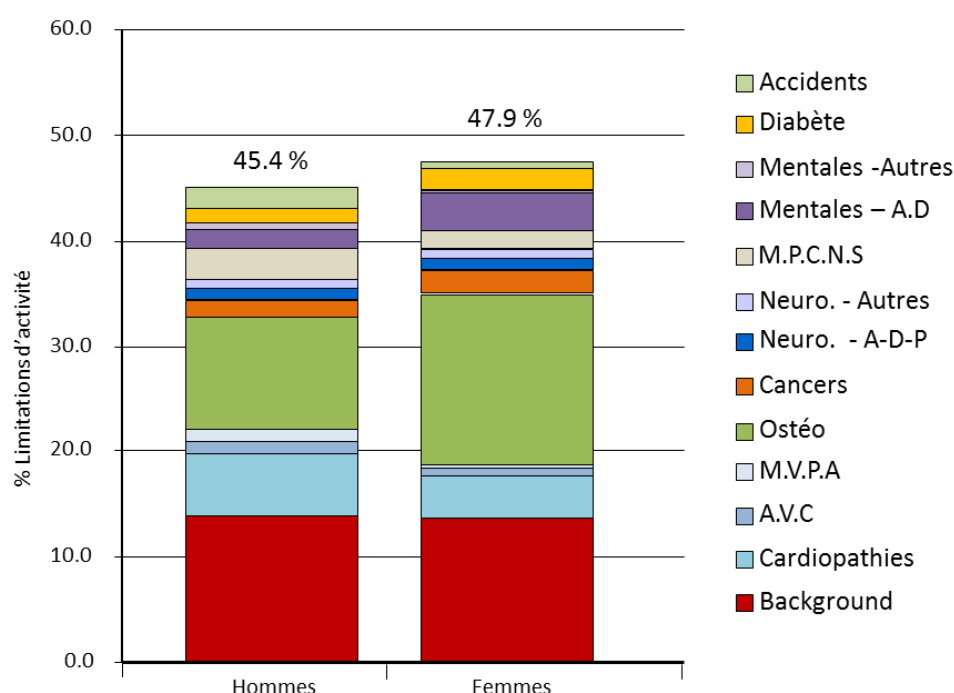


* ORs issus du modèle d'attribution, ajustés sur l'ensemble des maladies et les variables sociodémographiques

Le modèle d'attribution permet de décomposer la prévalence des limitations d'activité (GALI) des hommes et des femmes selon les maladies qui lui sont associées. En 2008-2009, 45% des hommes et 48% des femmes de 50 ans et plus déclaraient des limitations d'activité dans les activités usuelles du fait d'un état de santé dégradé. Bien qu'elles ne figurent pas parmi les maladies les plus invalidantes dans la Figure 10, les maladies ostéo-articulaires sont celles qui contribuent le plus aux limitations d'activité, notamment chez les femmes, du fait de leur fréquence. Les maladies cardiaques et les troubles anxio-dépressifs pour les femmes, viennent ensuite ; chez les hommes les maladies pulmonaires chroniques non spécifiques (MPCNS) ainsi que les accidents (lésions traumatiques) contribuent davantage que chez les femmes à leurs limitations d'activité.

Cette analyse révèle que les maladies les plus invalidantes ne représentent qu'une faible partie des limitations d'activité de la population des 50 ans et plus, contrairement aux maladies ostéo-articulaires, cardiaques et les troubles anxio-dépressifs qui bien que modérément invalidants par comparaison, se trouvent être des contributeurs massifs des incapacités. La part résiduelle, non liée à des maladies, est légèrement plus importante chez les hommes relativement au niveau des limitations d'activité.

**Figure 11. Décomposition de la prévalence des limitations d'activité (GALI) par cause
Femmes et hommes de 50 ans et plus en 2008 (HSM) et 2009 (HSI)**



Enfin, la décomposition des années de vie avec et sans incapacité permet de tenir compte du poids des différentes maladies dans les chances de survie avec et sans incapacité. Comptées comme cause de décès et comme cause d'incapacité, chaque maladie va à chaque âge réduire les chances de survie et/ou les risques d'incapacité. Ainsi par exemple des maladies invalidantes mais faiblement létales n'ont que peu d'impact sur les chances de survie, en revanche, elles ajoutent à chaque âge des risques d'incapacité. Les analyses indiquent que les femmes à 50 ans ont une espérance de vie de 36,3 ans au sein de laquelle elles peuvent espérer vivre 17,3 ans années sans limitation d'activité et 19 années avec incapacité. Pour les hommes, ces valeurs sont respectivement de 30,4 ans, 16,2 ans et 14,2 ans. Ainsi, les femmes vivent 4,8 années de plus que les hommes avec des incapacités au sein de leur vie plus longue (+5,9) ; elles bénéficient aussi d'une léger avantage d'années de vie sans incapacité (1,1 an).

La première étape de la décomposition permet d'identifier si ces différences entre hommes et femmes sont liées au fait que les femmes vivent plus longtemps (donc accumulent des années d'incapacité) ou bien si elles ont aussi davantage de risques d'incapacité dans certains groupes d'âge. On estime que sur les 4,8 années d'incapacité supplémentaire vécues par les femmes, 4 sont dues à leur plus faible mortalité et 0,8 à un désavantage en matière

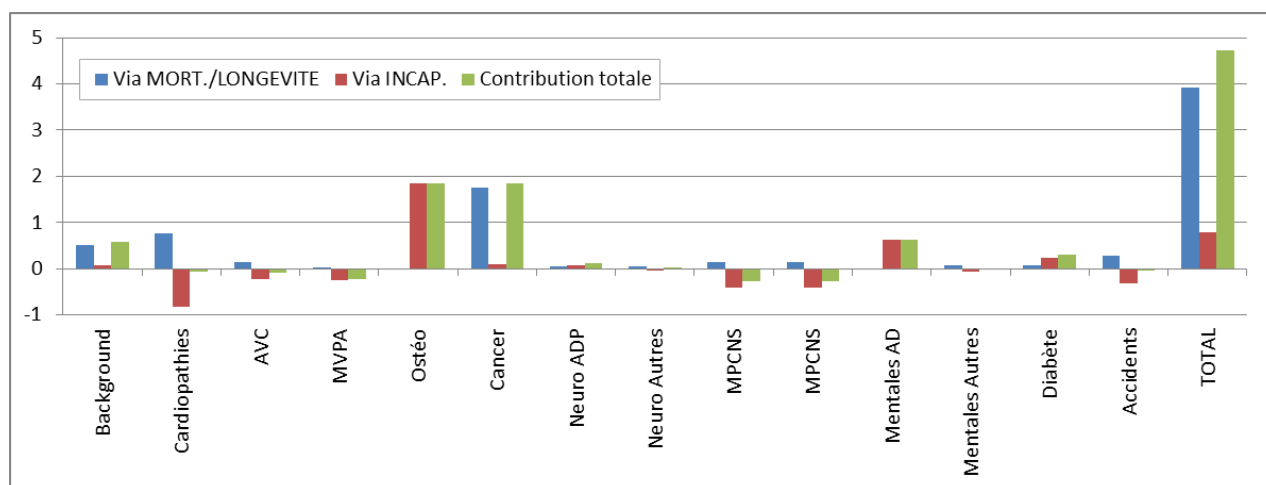
d'incapacité. En d'autres termes, sans différence de mortalité, le désavantage des femmes en matière d'EVl serait réduit de 4 années et sans différence d'incapacité, il serait réduit de 0,8 années. Enfin, si les femmes avaient un risque d'incapacité similaire à celui des hommes, leur avantage en termes d'année de vie sans incapacité (EVSI) serait de 1,9 an (contre 1,1 an observé).

Tableau 3. Différence Femmes-Hommes d'espérance de vie (EV) d'espérance de vie sans incapacité (EVSI) et avec incapacité (EVI) et décomposition en effet de la mortalité différentielle et de l'incapacité différentielle Femmes et hommes de 50 ans et plus

	EVSI	EVI	EV
Hommes	16,2 (15,6-19,9)	14,2 (13,6-14,8)	30,3 (30,3-30,3)
Femmes	17,3 (16,7-18,0)	19,0 (18,4-19,6)	36,3 (36,3-36,4)
Femmes-Hommes	1,1 (0,2-2,0)	4,8 (4,0-5,7)	5,9 (5,7-6,0)
Décomposition de la différence par type d'effet			
Effet Mortalité/longévité	1,9 (1,8-2,1)	4,0 (3,9-4,2)	5,9 (5,9-6,0)
Effet Incapacité	-0,8 (-1,7-0,1)	0,8 (-0,1-1,7)	-

La deuxième étape vise à décomposer ces différences d'années d'incapacité pour voir de quelle manière les maladies y contribuent. On retrouve la contribution des maladies aux différences d'incapacité évoquées plutôt, mais s'y ajoutent la contribution aux différences de mortalité. Sur les 4,8 années de différences d'EVSI entre femmes et hommes, on trouve une contribution positive via la mortalité de presque toutes les maladies (c'est-à-dire la plus grande survie des femmes qui sont dès lors exposées plus longtemps à des maladies invalidantes) : les cancers, puis les maladies cardiaques, et les accidents sont les trois premières causes. On trouve ensuite une contribution positive via l'incapacité des maladies ostéo-articulaires et des troubles anxio-dépressifs, qui affectent davantage les femmes que les hommes ; ces deux groupes de maladies contribuent pour 2,5 années d'incapacité à l'EVI des femmes. Le diabète contribue aussi positivement ; il affecte davantage les hommes, mais il est plus invalidant pour les femmes. Mais on trouve aussi une contribution négative via l'incapacité de maladies plus masculines qui sont certes fortement létales mais aussi invalidantes : il s'agit des maladies cardiovasculaires, des maladies respiratoires et des lésions traumatiques. Ces maladies contribuent ainsi positivement sur le versant de la mortalité car elles réduisent la longévité des hommes relativement à celle des femmes, mais elles contribuent pour autant aussi positivement du côté de l'incapacité car bien que fortement létales, elles génèrent aussi des années d'incapacité en plus grand nombre chez eux : au total, ces maladies tendent à réduire l'avantage des hommes en termes d'années de vie en incapacité.

Figure 12. Contribution des maladies aux différences d'espérance de vie en incapacité (EVI) entre femmes et hommes via la mortalité/longévité ■, via l'incapacité ■ et la combinaison mortalité/incapacité ■ (en années de vie d'incapacité)



Lecture : Sur les 4,8 années d'incapacité supplémentaires vécues par les femmes, les cardiopathies contribuent positivement (+0,8 années) via la surmortalité des hommes pour cette cause mais négativement (-0,82 années) via la prévalence plus importante de ces maladies invalidantes pour les hommes.

Conclusions du volet 1 :

Des différences de santé entre femmes et hommes

La baisse de la mortalité marque le pas chez les femmes alors qu'elle se poursuit chez les hommes, ce qui mène à une convergence des deux sexes : les écarts entre les sexes autrefois largement expliqués par les maladies liées aux comportements de santé ou à des expositions à des risques (maladies cardiovasculaires, cancers) se sont réduits pour ces causes avant 65 ans. Cette tendance est due à une diminution des pratiques délétères plus forte chez les hommes, de même que l'adoption par eux de pratiques de soins protectrices. Chez les femmes, ces causes de mortalité ne sont plus systématiquement en baisse. L'exposition plus fréquente des femmes à des risques de santé, notamment dans les catégories sociales moins favorisées, contribue à cette tendance.

Nos études confirment par ailleurs des différences notables dans la prévalence des maladies qui affectent les hommes et les femmes ainsi que dans les risques que ces maladies conduisent à des incapacités. On observe une plus grande fréquence de maladies invalidantes pour les femmes et létales pour les hommes, comme l'indique la littérature pour les pays européens et les Etats-Unis. En France, les maladies ostéo-articulaires et les troubles anxio-dépressifs sont effectivement bien plus fréquents chez les femmes ; très invalidants, ils contribuent grandement au risque d'incapacité pour les deux sexes et expliquent une grande partie des écarts d'EVI entre femmes et hommes. Comment peut-on limiter les années d'incapacité liées à ces maladies : quels en sont les facteurs et peut-on envisager d'en réduire l'incidence ? Le caractère invalidant de ces maladies peut-il être réduit ? A partir de nos résultats, on peut avancer des éléments dans ce sens. Les douleurs, le mal-être et l'ampleur des limitations fonctionnelles y contribuent : peut-on envisager une meilleure prise en charge de la douleur et/ou une meilleure gestion des limitations fonctionnelles (accès aux aides techniques, aménagements du domicile, du lieu de travail...) pour les personnes atteintes de telles pathologies ? Il convient de conduire des études plus spécifiques dans cette direction, notamment sur les facteurs sociaux qui pourraient aussi faire varier les risques que les maladies entraînent des incapacités. Les analyses que nous avons conduites n'ont pas permis d'apporter des conclusions tranchées.

Nos analyses ont aussi montré que les maladies cardiovasculaires contribuent fortement aux années d'incapacités et, étant plus fréquentes chez les hommes, à amoindrir les différences entre les sexes. Ces résultats sont importants pour l'avenir dans la mesure où les habitudes de vie élevant le risque de maladies cardiovasculaires (tabac) sont devenues plus fréquentes chez les femmes. De quelle manière cette tendance se traduira-t-elle en années de vie avec incapacité quand les générations les plus touchées atteindront les âges auxquels les risques apparaissent ? Par ailleurs, les facteurs de risques des maladies cardiovasculaires sont multiples et trouvent leur source aussi dans les conditions de vie et les conditions de travail : les femmes de 50-65 ans chez qui on a observé une augmentation plus marquée des années d'incapacité sont aussi celles chez qui on a observé des modifications des parcours et conditions de vie. Nos données n'ont pas permis de livrer une analyse en évolution ce qui ne nous permet pas de trancher cette question. On peut toutefois aller plus loin sur les liens entre la mauvaise santé et les histoires familiales et professionnelles afin d'apporter des éléments complémentaires. C'est ce que nous allons faire dans les volets suivants.

VOLET 2

LES SITUATIONS FAMILIALES EN LIEN AVEC LA SANTE

Participant.es :

Anne-Lise Biotteau, Carole Bonnet, Emmanuelle Cambois, Diana Cheung, Ariane Pailhé

Les différences entre hommes et femmes ont pendant longtemps fait l'objet de peu d'attention dans la littérature sur les liens entre santé et situations familiales et sociales. Une des raisons tient certainement au manque de données permettant d'apprécier les situations sociales des femmes de manière pertinente, et indépendante de celle de leur conjoint ⁵⁶. Mais en utilisant d'autres critères sociaux, intégrant des situations liées à la famille, on mettait en évidence des dispersions de santé importantes dans la population féminine, en rendant mieux compte du contexte de vie ⁵⁷⁻⁵⁹.

Les individus aujourd'hui âgés de 50 à 65 ans ont connu la montée d'une forme d'instabilité familiale par rapport à leurs aînés. Cette dernière reflète la progression continue du divorce et des séparations depuis les années 1970. Ainsi, environ deux femmes sur dix de ces générations devraient être divorcées et non remariées au moment de la retraite ⁶⁰. Or l'expérience d'une rupture conjugale, divorce ou veuvage, a un effet négatif sur la santé qui perdure (santé perçue, maladies chroniques, limitations fonctionnelles et dépressivité) ^{61 62}. Si cette montée de la divortialité a concerné de la même manière hommes et femmes, on peut cependant supposer que l'impact sur l'état de santé des femmes peut être différent pour trois raisons : l'expérience de ces ruptures conjugales et les remises en couple (en moyenne moins nombreuses pour les femmes); les conséquences économiques (en moyenne plus négatives pour les femmes) ⁶³ ; la monoparentalité (plus fréquente pour les femmes), source de difficultés accrues de conciliation de la vie familiale et de la vie professionnelle.

Par ailleurs, la littérature suggère une interaction forte entre l'état de santé, la double charge des activités familiales et professionnelles, et plus précisément la prise en charge des enfants ou encore des parents dépendants "assigné" aux femmes. Le cumul des tâches professionnelles et domestiques à la charge des femmes pourrait contribuer à une dégradation de leur état fonctionnel physique et mental ^{12 21 24 64 65}. En dépit de leur implication sur le marché du travail, il incombe encore aujourd'hui aux femmes plus qu'aux hommes de réaliser les tâches domestiques et elles se retrouvent aussi plus souvent seules à affronter des activités de gestion du quotidien ^{21 23}. Ainsi en France, d'après la dernière enquête Emploi du temps (EDT) disponible, près des trois-quarts des tâches domestiques sont assurées par les femmes ⁶⁶. Les travaux d'A. Pailhé montrent aussi que la vie professionnelle des femmes est souvent contrainte par la vie familiale : mobilité du conjoint ; naissance des enfants ; monoparentalité ^{67 68}.

Du fait de l'intrication des histoires familiales, professionnelles et de santé, les études montrent qu'il est difficile de mettre en évidence l'impact des rôles sociaux dans les différences de santé entre hommes et femmes ^{69 70}. La difficulté est aussi liée à des effets de sélection sur la santé des femmes mariées, actives et/ou mères : les femmes qui cumulent l'exercice de plusieurs rôles sociaux apparaissent souvent en meilleure santé que les autres ⁶⁵. Ainsi en France, parmi les mères de jeunes enfants qui sont actives, la déclaration de lourdes charges domestiques et familiales n'influence pas négativement la santé ⁷¹ ; toutefois, le sentiment de difficulté à concilier est lié à une moins bonne santé perçue. L'approche plus subjective qui mesure si les tâches domestiques et familiales sont ressenties comme débordant sur la vie professionnelle permet d'identifier un effet sur la santé, comme le confirment d'autres études ^{72 73}. La difficulté de mesure tient aussi au changement de contexte qui peut notamment amener des résultats différents selon la génération ^{74 75} : combiner activités familiales et professionnelles ne correspond pas aux mêmes situations dans les nouvelles générations pour lesquelles l'inactivité des femmes n'est pas la norme. Différentes dimensions doivent être considérées pour interpréter les variations dans les résultats : situations du ménage, profession du conjoint, famille à charge... Ainsi, une étude récente au Japon montre que les différences entre les

sexes en matière d'incapacité s'expliquent par la combinaison différente des caractéristiques de l'emploi, de la structure familiale et de la conciliation "vie familiale - vie professionnelle" ⁷⁶.

Dans ce volet, on a conduit trois recherches. La première visait à analyser si les situations familiales et le cumul d'activités professionnelles, domestiques et familiales constituaient des facteurs liés à la santé. Dans le prolongement, la deuxième visait à mesurer l'impact des activités de Care sur les transitions de santé. La troisième recherche visait à analyser plus spécifiquement la manière dont le statut conjugal impactait la santé ; plus précisément la manière dont les ruptures d'union jouaient sur la santé, différemment chez les femmes et les hommes. L'enjeu était de comprendre en quoi les changements de situations sociales et économiques induites par la séparation des conjoints contribuaient à la dégradation de la santé.

I. La mesure des liens entre situations familiales, cumul des activités et la santé

Contribution : Emmanuelle Cambois, Ariane Pailhé

Annexe 5. Document de travail

Dans cette recherche, il s'agissait de faire le lien entre les configurations familiales des hommes et des femmes et leur santé. L'objectif était de mettre en évidence des configurations familiales critiques, liées à des risques de précarité économique, d'isolement, de charges familiales pesantes, de tensions dans l'articulation travail-famille. Cet objectif repose sur le constat d'inégale répartition des charges professionnelles et familiales ainsi que d'inégales configurations familiales dans lesquelles elles s'exercent. Les femmes cumulent davantage travail et activité domestiques et notamment au sein de ménages monoparentaux plus fréquents dans la population féminine.

En dépit de leur implication forte sur le marché du travail, il incombe en effet encore aujourd'hui aux femmes plus qu'aux hommes de réaliser les tâches domestiques ^{21 23}. Ainsi en France, d'après l'Emploi du temps de 1998-99, près des trois-quarts des tâches domestiques sont assurées par les femmes qui, en moyenne dans une journée, consacrent une heure de moins que les hommes à leur activité professionnelle pour deux heures de plus aux activités domestiques et familiales ⁶⁶. Le cumul des tâches professionnelles et domestiques, plus souvent à la charge des femmes, pourrait contribuer à une dégradation de leur état fonctionnel physique et mental ^{12 21 24 64 65}.

Parmi ces activités, l'aide apportée à un proche dépendant implique souvent un aménagement de la vie professionnelle : en France 40% de ces personnes aidantes ont aussi un emploi et parmi elles 11% ont réduit leur activité professionnelle ^{77 78}. La littérature montre des résultats divergents quant aux conséquences sur la santé de l'aide aux proches dépendants. Il existe un effet plutôt favorable résultant de la satisfaction d'apporter de l'aide, en dépit de la possible charge émotionnelle et physique associée aux activités d'aide. Par ailleurs, il existe aussi un effet de sélection sur la santé ; les personnes qui apportent une aide tout en poursuivant une activité professionnelle se trouvent être en bonne santé par rapport à celles dont la santé limite les activités ⁶⁵; l'activité professionnelle peut aussi contribuer à apporter d'autres formes de soutien permettant d'atténuer de possibles difficultés liées à l'activité d'aide ²⁵. Toutefois, en s'appuyant sur les modèles de santé au travail ⁷⁹, il apparaît que le cumul des activités, lorsqu'il génère des difficultés de conciliation et des tensions, implique un risque pour la santé. C'est notamment le cas pour les activités de soins aux proches qui demandent un investissement en temps important ⁸⁰⁻⁸². Pearlin souligne à cet égard un modèle décrivant un stress associé au sentiment de captivité dans l'activité ⁸³. Les aidants sont parfois amenés à ajuster leurs habitudes de vie en limitant des activités devenues concurrentes et incompatibles avec l'aide à fournir.

Les tensions travail-famille se traduisent par un niveau élevé d'efforts auquel peut s'ajouter un défaut de soutien ou de retour positif ; elles sont source de mauvaise santé à plus ou moins long terme avec des effets variables selon les caractéristiques du travail ou du ménage ^{73-76 84-88}. L'approche plus subjective qui mesure si les tâches domestiques et familiales sont ressenties comme débordant sur la vie professionnelle confirme ce lien avec la santé ^{72 73}. En écho à ces résultats, des études ont montré que les organisations spécifiques à certaines entreprises qui facilitent la conciliation de la vie familiale et de la vie professionnelle ont des retombées positives en matière de santé ^{89 90}.

Notons de plus que les pénibilités liées aux tâches domestiques et familiales sont rarement évoquées ou prises en compte. Or une partie des tâches réalisées dans le cadre d'une activité non rémunérée s'apparentent à celles réalisées dans le cadre de certaines activités rémunérées (aides ménagères, aides-soignantes, infirmières) ; elles exposent à des pénibilités et se cumulent à celles liées à l'activité professionnelle pour les personnes qui travaillent.

Aujourd'hui, faute d'une offre alternative attractive, l'organisation de la prise en charge des personnes dépendantes repose largement sur cette aide informelle de l'entourage, et plus fréquemment des femmes de l'entourage. La charge qui leur est imposée, combinée à une moindre disponibilité des aidants potentiels (éloignement géographique, incompatibilité avec l'activité professionnelle) de même qu'une possible évolution des préférences des personnes quant à leur prise en charge risquent de produire un besoin d'aide professionnelle. L'accompagnement des aidants est devenu un enjeu important ; possibilité de répit, partage des tâches...

Dans cette recherche, nous avons mesuré les liens avec la santé des configurations familiales et du cumul d'activité. Les activités d'intérêt sont : travailler, être responsable de la plupart des tâches domestiques (les faire seul-e ou en faire plus que le conjoint) et être aidant d'un proche dépendant. Nous avons mobilisé l'Enquête Relations Familiales et Intergénérationnelles (ERFI) menée par l'Ined et l'Insee. Il s'agit du volet français de l'enquête européenne "Générations et genre" (GGS), projet piloté par la Division à la Population de l'ONU. Cette enquête pluridisciplinaire qui combine facteurs économiques, sociologiques et psychologiques avait pour objectif de mettre en évidence les déterminants des comportements démographiques en privilégiant les relations intergénérationnelles et de genre ⁹¹. Le protocole comprend des dimensions rétrospective et prospective. Environ 10 000 personnes âgées de 18 à 79 ans ont répondu à la première vague de l'enquête en 2005. Deux vagues ont suivi, en 2008 puis en 2011. Pour la santé, ERFI comprend les questions du mini-module européen (mauvaise santé perçue, et limitations d'activité) et un indicateur de mal-être (isolement et anxiété). Les situations familiales et professionnelles sont abordées au moment de l'enquête et en rétrospectif (en 2005 pour l'histoire matrimoniale et 2008 pour l'histoire professionnelle). On dispose d'indicateurs de conciliation entre vie familiale et vie professionnelles (équilibre dans la répartition, sentiment de "débordement" etc.), d'indicateurs de "caring" (aide à la personne et soutien à l'entourage). On a cherché à définir des indicateurs reflétant des situations de cumul des tâches et des responsabilités professionnelles, familiales et domestiques pertinents pour les deux sexes.

Dans un premier temps nous avons exploré les données de la première vague de l'enquête afin d'établir de possibles liens entre l'état de santé et les configurations familiales, histoires conjugales. Dans un deuxième temps, nous avons analysé les liens entre la santé et les activités domestiques et professionnels, en tenant compte des configurations familiales.

1. Les configurations familiales et la santé d'après la première vague de l'enquête ERFI, 2005

Le Tableau 4 indique des différences d'état de santé en 2005 des femmes et des hommes de 50-65 ans. On constate en général une moins bonne santé pour les femmes en termes de mal-être et de santé perçue mais pour les hommes en termes de limitations d'activité. Dans cette tranche d'âge, les hommes sont plus enclins à déclarer ce type d'incapacité liés des problèmes de santé qui les gênent dans leur vie professionnelle ³⁵ ; ce qui explique qu'on retrouve moins le désavantage des femmes que dans d'autres groupes d'âge et pour d'autres indicateurs de santé.

Lorsqu'on stratifie la population selon les configurations familiales dans le ménage et les histoires conjugales, on met en évidence des situations qui sont associées à la mauvaise santé ; un certain nombre étant plus fréquemment rencontré dans la population féminine (Tableau 5). Vivre seul-e s'accompagne d'un risque de mal-être et de mauvaise santé perçue pour les deux sexes, et de limitation d'activité pour les femmes en comparaison avec les situation de couple sans enfant cohabitant. Les ménages monoparentaux dans cette tranche d'âges vont de pair avec un risque accru de mauvaise santé perçue pour les deux sexes et des symptômes de mal-être pour les femmes. Ces deux configurations familiales sont bien plus fréquentes chez ces dernières (16% vs 27%). On trouve aussi chez les hommes de cette tranche d'âge des symptômes de mal-être pour les couples avec enfant cohabitant (qui représentent le tiers de cette population). Chez les femmes, les « autres configurations » (qui peuvent être des ménages à 3

générations) présentent un risque plus élevé de limitations d'activité et de mauvaise santé perçue ; ces configurations relativement rares reflètent probablement en partie chez les femmes des re-cohabitations pour raison de santé dégradée. Concernant les histoires conjugales, on constate que les séparations et/ou le veuvage ou le fait de n'avoir jamais vécu en union sont liés à la mauvaise santé lorsqu'on compare avec les personnes en couple n'ayant jamais connu de rupture. En introduisant simultanément les histoires conjugales et les configurations familiales, qui sont liées, dans les modèles, on trouve que toutes choses égales par ailleurs les ruptures d'union (séparation ou veuvage) restent liées à la mauvaise santé chez les femmes ; chez les hommes, c'est plutôt le fait de vivre sans partenaire, avec ou sans enfant, qui reste associé à la mauvaise santé.

Tableau 4. Prévalence des symptômes de mal-être, de la mauvaise santé perçue et les limitations d'activité.
Hommes et femmes de 50-64 ans et intervalles de confiance à 95%

	Symptômes de mal-être	Mauvaise santé perçue	Limitations d'activité
Hommes	22% [20-25]	32% [30-35]	24% [21-26]
Femmes	34% [32-37]	34% [32-37]	20% [18-22]
Différence	+0,12***	+0,02 ns	-0,04*
Hommes en emploi*	19% [16-23]	23% [16-26]	15% [13-18]
Femmes en emploi	31% [28-35]	26% [23-30]	13% [10-15]
Différence	+0,12***	+0,03***	-0,02ns

* Déclarant travailler au moment de l'enquête

Source: ERFI, 2005 – Population des ménages ordinaires, France métropolitaine

Tableau 5. Distribution et odds ratios de la mauvaise santé associés à la composition du ménage et à l'histoire conjugale considérées séparément (Modèle 1 et Modèle 2) et simultanément (Modèle 3).

Hommes et femmes de 50-64 ans								
	HOMMES					FEMMES		
	%	Mal-être	Mauvaise SP	Limitation d'activité	%	Mal-être	Mauvaise SP	Limitation d'activité
Prevalences:		22%	32%	24%		34%	34%	20%
Modèle 1. Composition du ménage ⁺								
Vit seul-e	13%	2,9***	1,7***	1,1ns	19%	2,0***	1,3**	1,5***
Ménage monoparental	3%	1,8ns	2,3**	1,7ns	8%	2,1***	1,8***	1,0ns
Couple et enfants	34%	1,4*	1,2ns	1,2ns	22%	1,1ns	1,2ns	0,9ns
Autre configuration	1%	2,9ns	2,2ns	2,2ns	1%	1,7ns	2,7*	3,1*
Couple sans enfant cohabitant	49%	ref	ref	ref	49%	ref	ref	ref
Modèle 2. Histoire conjugale								
Jamais d'union	5%	2,8***	1,9***	1,5ns	6%	1,8***	1,5*	1,6*
Séparation/divorce	26%	2,1***	1,2ns	1,2ns	25%	2,2***	1,5***	1,4*
Veuvage	3%	1,9ns	1,1ns	0,6ns	9%	2,0***	1,5**	1,7**
Veuvage et séparation	1%	4,3*	4,5*	0,8ns	2%	3,0***	2,4**	1,9ns
Première union	66%	ref	ref	ref	59%	ref	ref	ref
Modèle 3. Composition du ménage et Histoire conjugale ⁺								
Vit seul-e	13%	2,0***	1,7**	1,1ns	19%	1,4ns	0,9ns	1,2ns
Ménage monoparental	3%	1,2ns	2,4**	1,6ns	8%	1,4ns	1,2ns	0,8ns
Couple et enfants	34%	1,4ns	1,2ns	1,2ns	22%	1,2ns	1,2ns	0,9ns
Autre configuration	1%	2,0ns	2,1ns	1,8ns	1%	1,1ns	1,9ns	2,5ns
Couple sans enfant cohabitant	49%	ref	ref	ref	49%	ref	ref	ref
Jamais d'union	5%	1,7ns	1,1ns	1,3ns	6%	1,4ns	1,5ns	1,3ns
Séparation/divorce	26%	1,5**	0,9ns	1,1ns	25%	1,9***	1,6**	1,3ns
Veuvage	3%	1,2ns	0,7ns	0,6ns	9%	1,6*	1,6*	1,5ns
Veuvage et séparation	1%	2,5ns	3,0ns	0,8ns	2%	2,4**	2,5**	1,7ns
Première union	66%	ref	ref	ref	59%	ref	ref	ref

- ⁺ Régression logistique ajustée sur l'âge et le niveau d'instruction

- Tests statistiques à 1%***, 5%** and 10%*

2. Les activités du quotidien et la santé d'après la première vague de l'enquête ERFI, 2005

Les analyses suivantes portaient sur les liens entre santé et activités quotidiennes. Nous avons considéré les activités professionnelles, de care (auprès du conjoint, d'ascendants, des descendants ou d'autres proches) et domestiques (gérer seul ou plus que le conjoint les tâches domestiques). Une question subjective demandait aux personnes en couple si le partage des tâches les satisfaisait. Pour l'activité professionnelle, on demandait si le travail était à temps partiel et le cas échéant si cette situation était une décision personnelle ou si elle était imposée par le contrat. Nous avons aussi utilisé un indicateur subjectif par lequel les personnes indiquent leur sentiment que les activités de la vie familiale débordent sur leur vie professionnelle.

Aidé un proche dépendant pour raison de santé accroît le risque de symptômes de mal-être, lorsqu'il s'agit du conjoint pour les deux sexes et pour les femmes lorsqu'il s'agit un ascendant ou d'un descendant (situation rare). Concernant les tâches domestiques, on constate que la situation majoritaire est qu'elles soient gérées par les femmes. Cela ne joue pas sur leur santé, au contraire, par un effet de sélection sur la santé, ce sont les situations où elles ne sont pas en charge de ces tâches qui s'accompagnent d'un risque plus élevé d'incapacité. En revanche, l'indicateur de satisfaction souligne une association entre insatisfaction dans le partage des tâches et santé, sans que l'on puisse vraiment connaître le sens du lien avec la santé, qui peut être la cause d'une insatisfaction dans le partage des tâches.

Tableau 6. Distribution et odds ratios de la mauvaise santé associés aux activités de care (Modèle 4) au partage des tâches domestiques (Modèle 5 et Modèle 6), au statut d'activité (Modèle 7) et au temps de travail (Modèle 8). Hommes et femmes de 50-64 ans

	HOMMES				FEMMES			
	%	Mal-être	Mauvaise SP	Limitation d'activité	%	Mal-être	Mauvaise SP	Limitation d'activité
Prévalences:		22%	32%	24%		34%	34%	20%
Modèle 4. Activités de care⁺⁺								
Auprès du conjoint	1%	2,9*	2,4ns	3,0*	2%	2,1*	1,4ns	1,2ns
Auprès d'ascendants (parents, beaux-parents)	3%	1,0ns	0,9ns	0,7ns	5%	1,9**	1,0ns	1,0ns
Auprès d'autres proches	0%	1,7ns	0,6ns	0,5ns	2%	0,8ns	1,7ns	1,6ns
Auprès des descendants	0%	x	4,9ns	7,9ns	1%	12,5**	1,6ns	2,2ns
Pas de care	95%	ref	ref	ref	90%	ref	ref	ref
Modèle 5. Gestion des tâches domestiques ⁺⁺								
Tâches équitablement partagées	5%	0,3*	1,0ns	0,6ns	4%	1,6ns	0,4*	0,3*
Gère seul-e ou gère plus que le/la partenaire	18%	1,3ns	1,1ns	0,8ns	87%	1,3ns	0,7ns	0,5***
Gère moins que le/la partenaire	77%	ref	ref	ref	9%	ref	ref	ref
Modèle 6. Satisfaction du partage des tâches domestiques parmi les personnes en couple ⁺⁺								
Pas satisfait-e	14%	2,0***	1,3ns	1,1ns	31%	1,8***	1,1ns	0,7ns
Satisfait-e	86%	ref	ref	ref	69%	ref	ref	ref
Modèle 7. Statut professionnel⁺⁺								
Au chômage	6%	2,3***	2,7***	3,2***	6%	1,6**	1,2ns	1,5ns
A la retraite	38%	0,8ns	1,4ns	1,5*	25%	0,8ns	1,0ns	1,6**
Inactivité pour raison de santé ou d'invalidité	6%	3,7***	29,2***	30,8***	5%	2,5***	17,5***	19,1***
Inactivité pour d'autres raisons	2%	2,6**	6,9***	9,3***	22%	1,5**	1,5**	1,5**
En emploi	48%	ref	ref	ref	43%	ref	ref	ref
Modèle 8. Temps de travail (parmi les personnes en emploi) ⁺⁺								
Temps partiel sur décision personnelle	1%	1,9ns	0,8ns	x	15%	0,9ns	0,9ns	1,6ns
Temps partiel imposé par le contrat	8%	1,1ns	2,8***	2,8***	18%	1,2ns	1,5*	2,6***
Temps plein	91%	ref	ref	ref	67%	ref	ref	Ref

- ⁺⁺ Régression logistique ajustée sur l'âge et le niveau d'instruction, la composition du ménage et l'histoire conjugale

- Tests statistiques à 1%***, 5%** and 10%*

- x Aucun individu en mauvaise santé dans ce groupe de population

Le chômage et l'inactivité professionnelle sont associés à la mauvaise santé pour les deux sexes. On constate aussi un niveau d'incapacité plus élevé parmi les retraités, toutes choses égales par ailleurs. Si le temps partiel relevant d'une décision personnelle n'est pas associé à un risque accru de mauvaise santé, on retrouve un lien important pour les temps partiels imposés par le contrat, situation non rare chez les femmes ; ces contrats peuvent être pour partie des temps partiels thérapeutiques, mais on suppose qu'il existe aussi des situations associées à des temps partiels imposés pouvant accroître les risques de santé, notamment en cas de précarité financière et professionnelle.

La combinaison des activités domestiques familiales et professionnelles s'accompagne-t-elle d'un risque accru de mauvaise santé ? Pour répondre à cette question, nous avons construit des indicateurs de cumul des activités professionnelles, domestiques et de care de manière à les confronter aux indicateurs de santé. Mais dans ces analyses, il faut pouvoir tenir compte de l'effet de sélection sur la santé : les situations d'inactivité professionnelle ou, chez les femmes, le fait de ne pas gérer la majorité des tâches domestiques s'accompagnent d'un état de santé dégradé qui reflètent une impossibilité à conduire les activités habituelles pour raison de santé (Modèle 9, Tableau 7).

De la même manière, pouvoir combiner des activités dans les différentes sphères de la vie nécessite d'en avoir les capacités ⁶⁵: le cumul des activités va donc souvent de pair avec un état de santé relativement bon. Nous avons donc conduit des modèles dans des sous-groupes de population de manière à comparer les situations, sans ce biais de sélection (Modèles 10 et 11). Le modèle suivant intègre la variable sur le sentiment de débordement de la vie familiale sur la vie professionnelle, montrant un lien étroit avec la mauvaise santé (Modèle 12).

Tableau 7. Distribution et odds ratios de la mauvaise santé associés aux activités de care (Modèle 4) au partage des tâches domestiques (Modèle 5 et Modèle 6), au statut d'activité (Modèle 7) et au temps de travail (Modèle 8). Femmes et hommes de 50-65 ans en 2005

Femmes et hommes de 50-65 ans en 2005								
HOMMES					FEMMES			
	%	Mal-être	Mauvaise SP	Limitation d'activité	%	Mal-être	Mauvaise SP	Limitation d'activité
Prévalences:		22%	32%	24%		34%	34%	20%
Modèle 9. Combinaison des activités et état de santé ⁺⁺								
Pas d'activité familiale/professionnelle	38%	1,8***	3,0***	3,5***	15%	1,0ns	2,1***	3,2***
Activités de Care seulement	2%	1,8ns	1,6ns	2,8*	1%	2,3ns	1,3ns	1,3ns
Activités domestiques seulement	9%	1,9**	3,4***	3,3***	36%	1,4ns	1,4ns	1,3ns
Activités Care + Domestiques	1%	1,7ns	1,8ns	3,3ns	5%	2,2**	1,9*	2,8**
Travail + Care	2%	1,4ns	2,1*	1,6ns	2%	1,5ns	1,5ns	1,7ns
Travail + Domestiques	7%	1,5ns	0,6ns	0,4**	27%	0,9ns	0,9ns	0,7ns
Travail + Care + Domestiques	0%	5,7**	4,4*	1,4ns	3%	1,5ns	1,5ns	0,4ns
Travail seulement	40%	ref	ref	ref	12%	ref	ref	ref
Modèle 9. Combinaison des activités et état de santé parmi ceux qui travaillent ⁺⁺								
Travail + Care	4%	1,3ns	2,1*	1,6ns	4%	1,5ns	1,5ns	1,9ns
Travail + Domestiques	15%	1,7ns	0,6ns	0,5ns	62%	0,9ns	1,2ns	1,0ns
Travail + Care + Domestiques	1%	6,3**	4,1*	1,1ns	7%	1,6ns	2,0ns	0,6ns
Travail seulement	80%	ref	ref	ref	27%	ref	ref	ref
Modèle 12. Combinaison des activités et état de santé parmi ceux qui ne travaillent pas ⁺⁺								
Activités de Care seulement	3%	1,2ns	0,6ns	0,8ns	1%	2,2ns	0,6ns	0,4ns
Activités domestiques seulement	19%	0,9ns	1,1ns	0,8ns	64%	1,3ns	0,5**	0,3***
Activités Care + Domestiques	2%	0,9ns	0,6ns	0,8ns	8%	2,1*	0,6ns	0,6ns
Pas d'activité familiale	77%	ref	ref	ref	26%	ref	ref	ref
Modèle 11. Déclaration de débordement des activités de la vie privée sur la vie professionnelle ⁺⁺								
Débordement	6%	4,8***	0,8ns	0,7ns	9%	2,9***	3,0***	2,0**
Pas de débordement	94%	ref	ref	ref	91%	ref	ref	ref

- ⁺⁺ Régression logistique ajustée sur l'âge et le niveau d'instruction, la composition du ménage et l'histoire conjugale

- Tests statistiques à 1%***, 5%** and 10%*

- x Aucun individu en mauvaise santé dans ce groupe de population

On montre que parmi les personnes qui travaillent, les activités de care accroissent les risques de mauvaise santé chez les hommes mais pas chez les femmes. Parmi ceux qui ne travaillent pas, le fait de ne pas ajouter les activités de care aux activités domestiques semble protecteur. Le sentiment de débordement des activités domestiques sur la vie professionnelle parmi ceux qui travaillent est lié à tous les indicateurs de mauvaise santé chez les femmes et aux symptômes de mal-être chez les hommes.

Les histoires familiales et professionnelles sont intriquées et il est difficile de mettre en évidence une contribution propre de chacune des situations sur l'état de santé^{65 69 70}. On est aussi confronté à l'effet de sélection sur la santé, non seulement de ceux qui travaillent mais aussi de ceux qui combinent des activités dans les différentes sphères de la vie. Toutefois, ces données ont permis de poser quelques bases exploratoires : la combinaison des activités habituelles du quotidien (travail et activités domestiques) avec une activité de care semble associée à des risques de mauvaise santé : parmi les hommes actifs, ceux qui font du care ont plus de symptômes de mal-être et mauvaise santé perçue que ceux qui n'en font pas ; parmi les femmes inactives celles qui ne combinent pas tâches domestiques et care sont moins à risque de déclarer une mauvaise santé perçue et des limitations d'activité. L'étape suivant visait à explorer l'impact des activités de care sur la santé en exploitant les données longitudinales d'ERFI.

II L'impact des activités de care sur la santé des aidant-es

Participant·es : Emmanuelle Cambois, Diana Cheung (recrutée sur le projet), Ariane Pailhé
Annexe 6 Document de travail.

L'analyse dynamique proposée à partir des trois vagues de l'Enquête sur les Relations Familiales et Intergénérationnelles offre un aperçu des effets différentiels de l'aide sur la santé mentale suivant les phases et de l'aide apportée à un proche dépendant (conjoint, parents ou beaux-parents). Dans ce travail, nous avons été confrontés au problème de l'attrition au fil des vagues de l'enquête ERFI : attrition qui s'est révélée non seulement importante (notamment entre la première et la deuxième vague) mais aussi sélective (à la fois liée à santé et à l'aide apportée), et différente chez les hommes et les femmes. Dans ces conditions, l'analyse de l'évolution de l'état de santé selon le statut d'aide apportée s'est relevée extrêmement délicate. Nous avons souhaité évaluer si, en dépit des problèmes de données, on pouvait dégager une tendance stable sur les liens entre santé et care. Nous avons mis en lumière quelques résultats intéressants. Ils restent toutefois entachés de limites fortes détaillées dans le rapport joints et synthétisés ci-dessous. Dans cette étude, nous nous concentrons sur les individus en âge d'aider une personne dépendante adulte (conjoint et ascendants), les 45-85 ans. En s'intéressant à chacune des vagues, on fait le lien entre activité d'aidant et santé. En s'intéressant aux panels entre la première et la deuxième vague puis entre la deuxième et la troisième vague, on peut décrire l'évolution du statut d'aidant et l'évolution de l'état de santé. Nous étudions trois échantillons pour l'analyse. Le panel 1 est constitué des 5398 individus suivis entre 2005 à 2008 ; le panel 2 est constitué des 3470 individus suivis entre 2008 et 2011 ; et le panel 3 est constitué des 2908 individus suivis sur les trois vagues. L'attrition est de 35.9% entre 2005 et 2008 et 17.3% entre 2008 et 2011.

1. L'activité d'aidant dans les trois vagues de l'enquête ERFI

En 2005, 6% des femmes et 4% des hommes de notre population d'étude déclaraient aider un proche dépendant du fait de sa santé (conjoint ou ascendants). Ce pourcentage se modifie au fil des vagues de l'enquête. On trouve un peu plus d'aidants en 2008. A la troisième vague, en 2011, ils sont 7% dans cette situation, pour les deux sexes. Ces modifications s'expliquent par l'évolution du statut d'aidant, le vieillissement de la population et l'attrition.

Tableau 8. Répartition de l'aide suivant le sexe

	Hommes	Femmes
Aidant en 2005	4,2	6,2
Aidant en 2008	4,6	7,5
Aidant en 2011	7,1	7,3

Le Tableau 9 montre l'évolution du statut d'aidant entre les deux vagues de chaque panel, en considérant les perdus de vue. L'attrition a été bien plus importante dans le premier panel. 36% des non-aidants à la vague de 2005 ont été perdus de vue et 30% des aidants. Dans le deuxième panel, on a perdu 18% des non-aidants et seulement 10% environ des aidants.

Tableau 9. Distribution des statuts d'aide selon le sexe

	Panel 1 : 2005-2008				Panel 2 : 2008-2011			
	Avec perdus de vue		Sans les perdus de vue		Avec perdus de vue		Sans les perdus de vue	
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
Perdus: non-aidant	34,8	33,9			17,9	15,7		
Jamais aidant	58,8	56,5	92,2	88,2	73,8	72,7	89,9	87,0
Devient aidant	2,2	3,5	3,3	5,4	3,8	4,2	5,0	4,8
Toujours aidant	0,9	1,3	1,3	2,1	1,5	2,1	2,0	2,5
Cesse d'être aidant	2,1	3,1	3,2	4,4	2,7	4,6	3,1	5,7
Perdus: aidant	1,3	1,8			0,5	0,7		

2. L'aide et l'état de santé : le problème de l'attrition sélective dans les vagues de l'enquête ERFI

En 2005, les aidants sont en nettement moins bonne santé que les non-aidants ; un effet en partie lié à l'âge supérieur des aidants mais qui peut aussi être lié à l'activité elle-même. A la deuxième vague, les différences de santé selon le statut d'aide sont plus faibles. En 2008, alors que l'attrition entre les deux premières vagues a été très forte, on observe une stabilité de l'état de santé des non-aidants par rapport à 2005 et une santé améliorée de ceux qui se déclarent aidants ; ce changement de tendance plaide pour une attrition sélective sur la santé et/ou une sélection des aidants au sein de l'échantillon, en d'autres termes, un effet d'exclusion de ces fonctions (et la perte dans le suivi) des personnes en mauvaise santé et la prise de ces fonctions sur la période de personnes en suffisamment bonne santé pour les assumer. En 2011, alors que l'attrition a été plus modérée, les non-aidants moins nombreux à se déclarer en mauvaise santé qu'en 2005, et on retrouve la tendance initiale d'un lien marqué entre l'aide et la mauvaise santé.

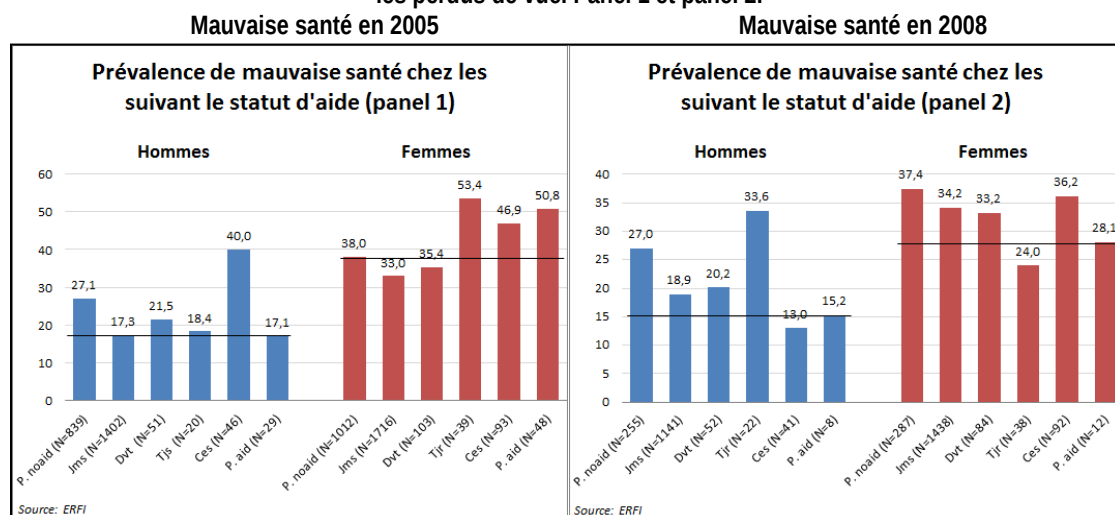
Tableau 10. Prévalence de la mauvaise santé perçue selon le statut d'aide au moment de l'enquête

	Vague 1 : 2005		Vague 2 : 2008		Vague 3 : 2011	
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
Aidants	28,5%	49,4%	19,8%	32,0%	30,8%	39,6%
Non aidants	21,0%	34,9%	20,5%	34,7%	17,7%	30,2%

On peut stratifier les catégories d'aidant selon leur devenir à la vague suivante afin de comprendre notamment ce qui l'en est des personnes perdues de vue d'une vague à l'autre (Figure 13). Chez les hommes, les non-aidants de 2005 (dont 21% se déclarent en mauvaise santé) se répartissent entre ceux qui ne le seront toujours pas en 2008, ceux qui le deviendront et les perdus de vue. Les « jamais aidants » sont ne sont que 17% à se déclarer en mauvaise santé en 2005 et ceux qui le deviendront sont 21% ; les perdus de vue sont bien plus nombreux à avoir déclaré une mauvaise santé en 2005 (27%). Les aidants de 2005 (dont près de 29% se déclarent en mauvaise santé) se répartissent entre ceux qui resteront aidants en 2008, moins nombreux à déclarer de la mauvaise santé (18%) et ceux qui cesseront, bien plus nombreux (40%) ; les perdus de vue aidants sont 17% à déclarer une mauvaise santé. On retrouve la même tendance dans le Panel 2 pour les non-aidants, en revanche pour ceux qui aidaient en 1ère vague, ce sont ceux qui sont toujours aidants en 2011 qui présentent une prévalence forte de la mauvaise santé (34%) et ceux qui cessent une prévalence moins forte (15%). Chez les femmes, les non-aidantes de 2005 (dont 35% se déclarent en mauvaise santé) se répartissent en perdues de vue (38% en mauvaise santé), celles qui n'aident pas non plus en 2008 (33% en mauvaise santé) et celles qui deviendront aidantes (35% en mauvaise santé). En 2008, la mauvaise santé épargne seulement les femmes aidantes aux deux dates.

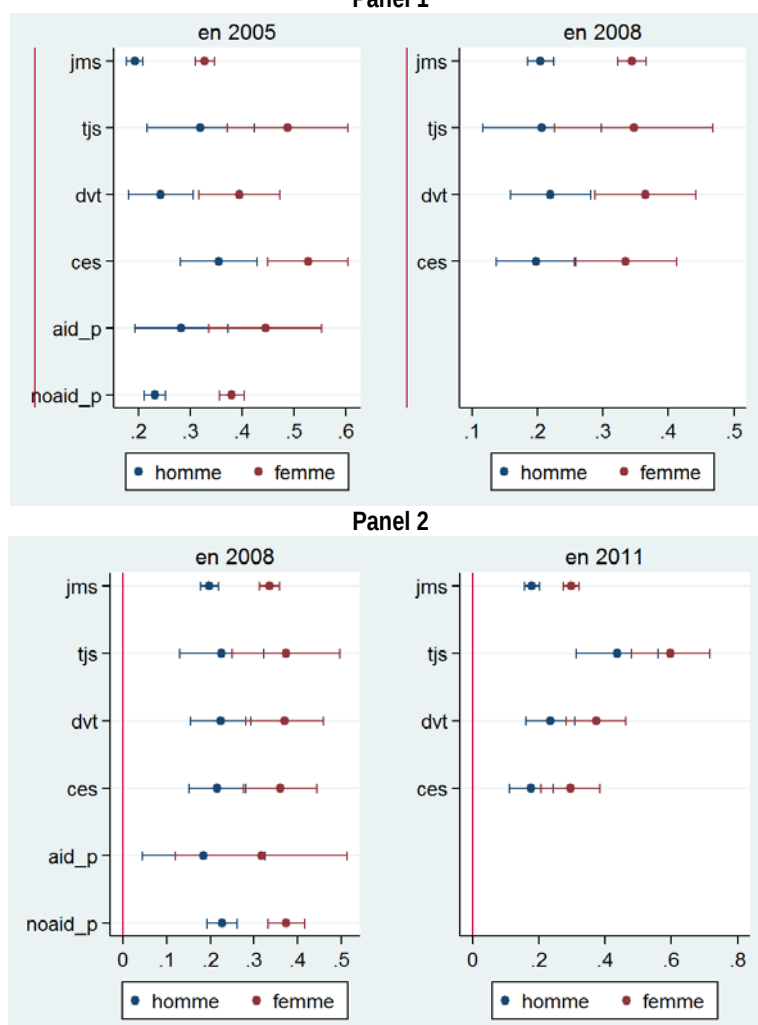
Les mécanismes sont complexes et différents d'un panel à l'autre et selon le sexe. Globalement, la mauvaise santé prédit d'être perdu de vue lorsqu'on n'était pas aidant, ainsi que le fait d'aider à une date ou à une autre. Dans le Panel 1, on était représentatif de la population de 2005 mais on a perdu des hommes non-aidants plus souvent en mauvaise santé et des aidants plus souvent en bonne santé et des femmes non-aidantes plus souvent en bonne santé et des aidantes plus souvent en mauvaise santé.

Figure 13 : Prévalence de la mauvaise santé perçue à la première vague selon le statut d'aide aux deux vagues, y compris les perdus de vue. Panel 1 et panel 2.



Au total, on se retrouve avec des populations sélectionnées différemment dans nos deux panels. Pour les hommes les deux panels sous-estiment la mauvaise santé initiale des non-aidants et sur-estiment celle des aidants. C'est aussi le cas du Panel 2 pour les femmes, à l'inverse le Panel 1 sur-estime la mauvaise santé initiale des non-aidantes et sous-estime celle des aidantes.

Figure 14 : Probabilités prédites de la mauvaise santé en première et seconde vague selon le statut d'aide aux deux vagues (ajustées sur les co-variables sociodémographiques) et intervalles de confiance à 90%



Ces biais de mesure impactent aussi les probabilités d'évolution de l'état de santé. Dans le Panel 1, pour les femmes, comme pour les hommes, la prévalence de la mauvaise santé varie davantage selon le statut d'aide à la première vague qu'à la seconde. Elle varie aussi davantage chez les femmes que chez les hommes. Toutes choses égales par ailleurs, celles et ceux qui n'aidaient pas à la première vague affichaient initialement une plus faible prévalence de la mauvaise santé que les aidants ; les différences sont significatives (90%) seulement pour les « jamais aidants », par rapport aux « toujours aidants » et à ceux qui ont cessé d'aider. Celles qui ont cessé d'aider ont une prévalence de la mauvaise santé plus élevée. A la deuxième vague, on ne perçoit pas de différence en matière de santé. Dans le panel 2, la mauvaise santé est plus uniforme à la première vague qu'à la deuxième. La probabilité de mauvaise santé à la deuxième vague est ici aussi plutôt à l'avantage de celles et ceux qui n'ont jamais aidé. Dans ce panel, les « toujours aidants » présentent la plus forte prévalence prédite de mauvaise santé.

3. Evolution de l'aide et de l'état de santé : une approche multinomiale

Nous avons ensuite procédé à l'analyse de l'évolution de l'état de santé afin de tenir compte simultanément des probabilités de rester en bonne et en mauvaise santé ou de connaître des transitions de santé favorables ou défavorables. Des modèles multinomiaux permettent de modéliser l'évolution de l'état de santé pour chaque catégorie d'aidants. Nous avons ensuite estimé les probabilités prédites à partir des coefficients des modèles, qui tiennent compte des co-variables. Nous avons aussi tiré parti trois vagues : pour le Panel 2, nous avons aussi ajouté dans le modèle les caractéristiques de santé disponibles en 2005 (Figure 15). L'objectif est de vérifier si on dégage une tendance commune aux différents panels toutes choses égales par ailleurs sur les liens entre l'aide et la santé.

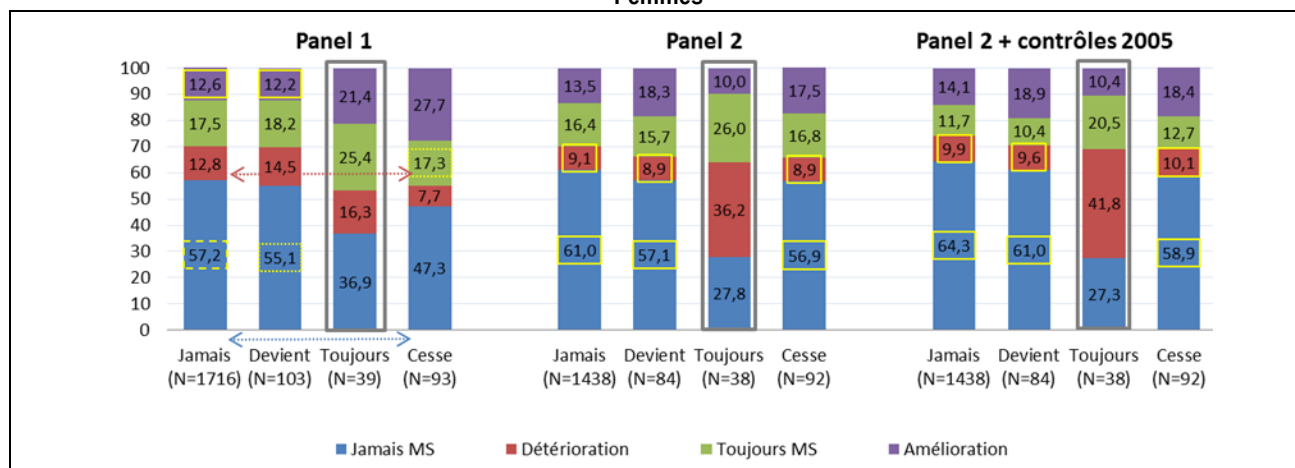
En s'intéressant à l'évolution de la santé, on constate que chez les femmes, les deux groupes de non-aidantes en premières vagues ont des profils d'évolution de la santé similaires qu'elles se mettent ou non à aider un proche aux deuxièmes vagues : plus de la moitié de ces femmes sont en bonne santé aux deux dates, 18% sont en mauvaise santé aux deux dates et un peu plus de 12% regagnent de la santé à la deuxième vague ; le reste correspondant à une dégradation. Le modèle multinomial indique que ces deux groupes se distinguent de celles qui aidaient à la première vague par une plus faible probabilité de mauvaise santé initiale (Jamais en mauvaise santé + Détérioration). Mais celles qui aidaient en première vague se distinguent entre elles par les transitions de santé : leurs chances de regagner de la bonne santé sont plus grandes que pour celles qui n'aidaient pas, notamment parmi celles qui cessent d'aider qui sont finalement en meilleure santé à la deuxième vague. On constate aussi une détérioration plus grande parmi celles qui aident aux deux vagues en comparaison des autres groupes.

Chez les hommes, toutes choses égales par ailleurs, la santé est bien plus souvent toujours bonne que chez les femmes pour chaque groupe d'aide. Ceux qui n'aident à aucune des deux vagues présentent le profil le plus favorable pour la santé en première vague. Ils sont pour les $\frac{3}{4}$ en bonne santé aux deux vagues, $\frac{1}{10}$ est en mauvaise santé aux deux vagues et sont plus enclins à regagner de la santé que de la voir se dégrader. Les effectifs très faibles dans les autres profils induisent une moins grande stabilité des résultats d'un panel à l'autre que chez les femmes. Seules quelques transitions distinguent significativement les groupes : dans le Panel 1 par rapport à ceux qui cessent d'aider à la deuxième vague, ceux qui n'aident jamais sont significativement plus enclins à rester en bonne santé, moins enclins à rester en mauvaise santé, mais moins enclins aussi à regagner de la bonne santé. Dans le Panel 2, ceux qui cessent d'aider et ceux qui n'aident jamais sont en meilleure santé aux deux dates que ceux qui restent aidants ; ils sont moins enclins à voir leur santé se dégrader que ceux qui deviennent aidants. Comme chez les femmes, l'aide est associée à la mauvaise santé, même si rester aidants implique d'être en capacité et donc en relativement bonne santé (effet de sélection sur la santé), il semble que cesser d'aider accroît les chances de récupération.

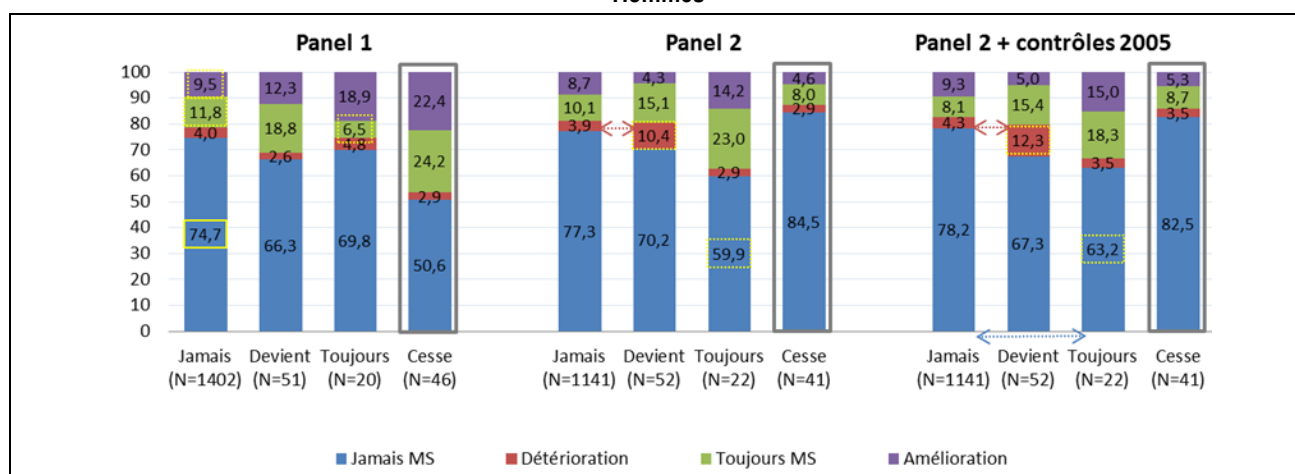
Le recours aux trois vagues de l'enquête nous a permis de tester d'une autre manière les liens entre aide et santé dans cette base de données, notamment en grossissant les groupes dans lesquels le statut d'aide évolue. Ceux qui deviennent aidants correspondent à ceux qui ne l'étaient pas à la première vague et/ou à la seconde vague et le sont à la troisième ; ceux qui cessent d'être aidants sont ceux qui l'étaient à la première vague et/ou à la seconde et cessent de l'être à la troisième. Une nouvelle catégorie regroupe ceux qui changent de statut d'aide plusieurs fois. Les toujours aidants sont encore moins nombreux que dans les analyses précédentes et les résultats les concernant sont de ce fait très peu robustes. On constate dans cette analyse que pour les deux sexes, les profils de santé de ceux qui n'aident pas initialement sont très semblables dans les populations masculine et féminine, même si les femmes qui

deviennent aidantes ont une probabilité de dégradation de la santé plus grande que celles qui ne le sont à aucune des trois vagues (vrai mais pas significatif chez les hommes). Les personnes qui cessent d'aider restent moins souvent en bonne santé aux deux dates, mais ont une probabilité plus grande de regagner de la bonne santé.

Figure 15 : Estimation des probabilités prédites à partir de modèles logistiques multinomiaux sans pondérations Femmes

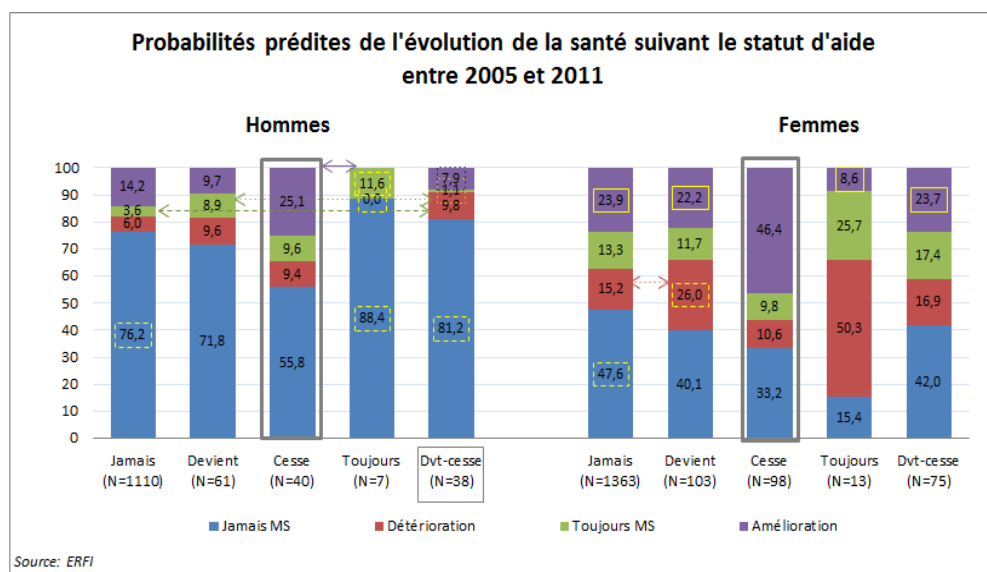


Hommes



Lecture : Les probabilités encadrées sont celles qui sont statistiquement différentes de la probabilité correspondante pour le groupe d'aide de référence (barre encadrée). Les flèches indiquent lorsque les probabilités sont statistiquement différentes entre deux autres groupes d'aides

Figure 16 : Estimation des probabilités prédites à partir de modèles logistiques multinomiaux



Lecture : Les probabilités encadrées sont celles qui sont statistiquement différentes de la probabilité correspondante pour le groupe d'aide de référence (barre encadrée). Les flèches indiquent lorsque les probabilités sont statistiquement différentes entre deux autres groupes d'aides

4. L'activité d'aide va de pair avec une santé dégradée, mais aussi plus de transitions de santé

Du fait des faibles effectifs d'aidants et de mécanismes d'attrition sélective importants et variables d'une vague à l'autre et selon le sexe, cette étude n'a pas permis d'apporter des résultats conclusifs. Les analyses ont mis en évidence l'impact fort des perdus de vue lorsqu'on analyse les liens entre santé et activités d'aidants et nous interrogent sur la manière de prendre en compte de biais dans les études. Ce résultat explique peut-être en partie la difficulté de comparer les recherches de ce domaine entre elles. On constate qu'en sélectionnant l'un ou l'autre de nos panels, les conclusions diffèrent. Le premier panel est représentatif de la population générale des ménages au départ, mais subit une forte attrition sélective. Le second panel est sélectionné au départ (du fait de l'attrition entre les deux premières vagues) mais subit une attrition moindre. En général, ces deux cas de figure se retrouvent dans les différentes bases de données à des degrés divers : les enquêtes panélisées sont représentative initialement mais souffrent de l'attrition ; les cohortes sont parfois sélectives à l'inclusion ce qui peut avoir un autre type d'effet, même lorsqu'un effort sur le suivi permet de limiter l'attrition.

Le résultat le plus stable reste la concomitance d'une mauvaise santé et de l'activité d'aidant mais qui pourrait être nuancé par les effets de sélection sur la santé ; c'est-à-dire un effet non négligeable de la mauvaise santé sur la capacité à aider. Chez les femmes tout au moins, si l'activité d'aider va de pair avec une plus grande prévalence de la mauvaise santé perçue, elle se caractérise aussi pas de plus grandes variations de santé au cours du temps, notamment de meilleures chances de regagner de la santé pour celles qui cessent d'aider. Le dernier modèle incluant les trois vagues de l'enquête révèle des variations importantes de l'état de santé au cours du temps chez les femmes ; il indique de manière significative pour les deux sexes la meilleure santé initiale de ceux qui n'aident pas ainsi que la plus grande probabilité de récupération pour ceux qui cessent d'aider et de dégradation pour les femmes qui deviennent aidantes.

La plus mauvaise santé chez les aidants pourrait être due à l'activité d'aide en elle-même comme suggéré dans différentes études. Outre la charge de l'aide, le temps investi et le sentiment de captivité, certaines études mettent aussi en avant « l'effet famille » qui naît de l'inquiétude pour une personne proche. Contrôler pour l'état de santé des aidés pourrait faire varier les risques de santé associés. Nous ne disposons malheureusement pas de cette information. Par ailleurs, dans la recherche présentée précédemment, nous avons montré un impact plus important sur la santé lorsque la personne aidée est le/la conjoint-e. Dans cette étude, compte tenu des effectifs, il est difficile de distinguer l'effet sur la santé selon qui est aidé.

La sortie de l'aide peut être due à leur mauvaise santé et peut donc induire des biais de sélection sur la santé des aidants. Pour autant on a obtenu plusieurs résultats allant dans le sens d'une probabilité importante récupération de la bonne santé. Ce résultat va dans le sens d'un effet de charge de l'aide, notamment lié à l'effet de captivité, qui pourrait être allégé lorsque l'aide cesse ⁸³.

Ces activités d'aide sont bien plus présentes dans la population féminine ; leur association avec la mauvaise santé perçue soulève la question de leur rôle dans le désavantage des femmes en matière de santé. En même temps, le fait que l'arrêt de cette activité aille de pair avec une récupération de la santé montre un effet délétère qui pourrait être provisoire ; il indique aussi qu'un appui aux aidants pour alléger leur charge, soit en termes de volume d'aide, soit en termes de temps de répit, serait favorable à leur santé. Nous concluons sur la fragilité de ces résultats qui demandent à être consolidés par d'autres sources de données.

III Analyse des liens entre rupture conjugale et santé

Participant(e)s : Anne-Lise Biotteau (recrutée sur le projet), Carole Bonnet, Emmanuelle Cambois

Annexe 7 : Article soumis pour publication ⁹²

La transformation des parcours de vie et des histoires conjugales et familiales a conduit à une hausse importante du nombre des ruptures en France comme dans de nombreux pays. Or, les ruptures ont des conséquences sur les situations socioéconomiques mais aussi sur la santé mentale des conjoints séparés ; elles affectent les hommes et les femmes de manière spécifique. En effet, la répartition traditionnelle des rôles dans les couples engage différemment les hommes et femmes dans les activités professionnelles, sociales et familiales ; cette tendance ancienne se

maintient, la France n'échappant pas à ce constat ^{66 93}. Les ruptures d'union défont cette organisation construite dans le couple ; elles ont des conséquences socioéconomiques parfois critiques et, du fait de la spécialisation des conjoints, différentes selon le sexe ⁹⁴. On s'interroge alors sur les liens entre situations conjugales, ruptures et santé mentale en France. L'objectif de cette recherche était d'apprécier dans quelle mesure les conséquences économiques et sociales des ruptures contribuaient à l'évolution de la santé des hommes et des femmes séparés.

1. Des conséquences socioéconomiques des ruptures propres à chaque sexe

La littérature a établi que les ruptures vont souvent de pair avec une baisse de niveau de vie des femmes, voire un basculement dans la pauvreté ; situations moins fréquentes chez les hommes ⁹⁴⁻⁹⁸. Ce constat résulte du fait que les conjointes ont été amenées à s'investir plus que les conjoints dans les activités domestiques et familiales et à ajuster leur carrière professionnelle aux événements familiaux et à la carrière du conjoint ; et ce au détriment de leurs revenus personnels généralement les plus faibles du couple ^{95 99-101}. Le revenu du ménage avant la rupture repose ainsi souvent en plus grande partie sur le revenu du conjoint ; en moyenne, les femmes perdent plus que les hommes après une rupture.

La littérature a aussi montré que les ruptures ont tendance à modifier le réseau social des conjoints séparés, au moment même où le besoin de le mobiliser pourrait s'accroître ; les proches constituant une source de soutien émotionnel et matériel pouvant limiter les tensions dans l'organisation quotidienne en situation de monoparentalité, l'isolement, voire les situations de précarité ^{102 103}. Or plusieurs études ont suggéré que les hommes et les femmes n'avaient pas les mêmes sources de soutien mobilisable en cas de difficultés : elles étaient diversifiées pour les femmes, mais plus réduites pour les hommes et parfois limitées à la conjointe ^{104 105}. D'autres études ont montré qu'après une rupture le réseau de proches s'amointrissait pour les parents non-gardiens, plus souvent les pères, sous l'effet de liens distendus avec leurs enfants ^{106 107}. Ainsi, les ruptures tendent à réduire les sources de soutien, probablement davantage pour les hommes ; ressources qui peuvent alors faire défaut dans les situations de tensions émotionnelles et organisationnelles.

Quant aux liens avec la santé mentale, les études ont montré que les ruptures étaient associées à une moins bonne santé perçue, à plus de dépressions, de mal-être ou de conduites à risque pour la santé ¹⁰⁸⁻¹¹⁴ ; le risque pouvant être accru par le cumul de ruptures au cours de la vie ¹¹⁵. Dans ces études, les associations entre santé mentale et rupture s'expliquaient en partie par l'effet d'une mauvaise santé sur les chances de se mettre ou se remettre en couple et sur les risques de se séparer ¹¹⁶⁻¹¹⁸. Mais ces associations s'expliquaient aussi par un effet propre des expériences de rupture sur la santé, qui nous a plus particulièrement intéressées dans cette étude. Des études de panel ont montré que les personnes se séparant présentaient une dégradation de leur santé mentale au cours des 2 à 3 années précédant la rupture jusqu'à un pic à la rupture, puis une amélioration au cours des quelques années suivantes ^{110 112 116 119-122}. Dans certaines études, l'effet des ruptures persistait à plus long terme ^{123 124}.

Sur la base de ces différents résultats, nous avons cherché à démêler les liens entre situation conjugale, rupture et santé mentale, puis à évaluer dans quelle mesure l'effet des ruptures sur la santé mentale passait par la dégradation concomitante des conditions de vie. Ces dernières peuvent constituer des déterminants majeurs de la santé mentale ; la littérature pointant parmi les facteurs sociaux de la santé mentale aussi bien le faible soutien social ^{102 103 125-127} que les difficultés économiques ^{128 129}.

Deux études ont partiellement éclairé cette question. Une cohorte de femmes nord-américaines, suivies dans les années 1980 et 1990, a montré que la moins bonne santé mentale des femmes séparées s'expliquait entre autres par un niveau de vie plus faible, leur réseau social et leurs activités moins favorables que ceux des femmes en couple ¹³⁰. Une étude australienne a montré une contribution, faible, de la perte de soutien social aux liens entre rupture et santé mentale chez les hommes, plus importante en cas de veuvage ¹³¹.

Notre objectif a donc été de compléter les connaissances dans ce domaine, en s'attachant à mettre en parallèle les expériences des femmes et des hommes. L'enquête Santé et Itinéraire Professionnel et ses deux vagues (2006 et 2010), nous a permis de conduire une analyse transversale des liens entre histoires conjugale passée et santé mentale en 2006. Elle a permis ensuite de conduire des analyses longitudinales pour mesurer l'évolution de ces liens dans le temps, identifier un effet des ruptures entre 2006 et 2010 sur la santé mentale en 2010 et enfin évaluer la contribution à cet effet des changements socioéconomiques concomitants à la rupture. La santé mentale est mesurée par un questionnaire sur les symptômes dépressifs permettant d'établir un indicateur d'épisode dépressif majeur (EDM).

2. Des parcours de rupture liés à une santé mentale altérée

Dans notre population d'étude des 25-74 ans, 9.5% des femmes et un peu plus de 4% des hommes déclaraient un EDM en 2006. Les femmes se déclaraient moins souvent en union que les hommes (74% vs 80%) et moins souvent jamais en union (6% vs 9%) ; elles vivaient plus souvent hors union en ayant vécu des unions antérieures (20% vs 11%), notamment depuis plus de 4 ans (13,7% vs 6,6%).

L'approche transversale de notre étude a confirmé un désavantage en matière de santé mentale en 2006 des personnes qui n'étaient pas en union. Mais nous avons montré que cette association était attribuable aux personnes qui ne sont plus en couple, ayant connu une rupture ou un veuvage dans un proche passé ; ce résultat rejoint ceux de notre analyse conduite sur les données de ERFI et ceux de plusieurs études ^{110 112 113 115 119 120}. Il s'expliquerait en partie par la rupture et en partie par le veuvage ^{109 131}, événements qu'on ne peut pas dissocier dans cette enquête.

Tableau 11: Caractéristiques de l'échantillon de l'étude en 2006

		Femmes (6785)		Hommes (5660)	
		N	% pondéré	N	% pondéré
EDM 2006		685	9,5%	249	4,1%
Situation conjugale	REF. En couple	4528	74,2%	4291	79,7%
	Plus en couple depuis 4 ans ou moins	570	6,0%	348	4,4%
	Plus en couple depuis plus de 4 ans	1252	13,7%	507	6,6%
	Jamais en couple	435	6,1%	514	9,3%
Nombre d'unions avant 2006	REF. Aucune	4237	67,7%	4104	74,9%
	1	2057	25,9%	1223	19,5%
	2 ou plus	491	6,4%	333	5,6%

Pour les hommes seulement, l'association entre EDM et vie hors union était aussi attribuable à ceux qui n'ont jamais connu d'union ; mais parmi eux l'effet ne se maintenait pas en 2010, une fois contrôlé sur l'EDM2006 (pour les femmes ce statut était même associé à un risque inférieur d'EDM2010). Là encore ce résultat est cohérent avec ce que l'on trouvait sur les données de ERFI. Même si on ne peut pas identifier le sens de la causalité en 2006 entre vie hors union et EDM, le résultat en 2010 ne permet pas de conclure à un effet propre de ce statut conjugal sur la santé mentale en 2010, dans le sens où il ne ressort pas comme indépendant de l'état de santé mentale de 2006. Ce résultat va dans le sens d'un effet de sélection sur la mauvaise santé parmi les « jamais en couple » chez les hommes contribuant à l'association en 2006 ; résultat cohérent avec des études antérieures ¹¹⁶⁻¹¹⁸.

Par ailleurs, nous avons identifié un effet du nombre d'unions antérieures sur le risque d'EDM, comme trouvé précédemment ¹¹⁵, mais seulement pour les femmes ; mais pour elles, le risque n'était plus significatif en 2010, après ajustement sur la santé mentale en 2006. On ne confirme pas non plus un effet du nombre des unions passées sur la santé en 2010 qui soit indépendant de la santé mentale en 2006.

Tableau 12: Odds ratios de l'EDM2006 et EDM 2010 en fonction de la situation conjugale en 2006 et des autres caractéristiques sociodémographiques

	Modèle 1a ORs de l'EDM2006		Modèle 1b ORs de l'EDM2010	
	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes
Situation conjugale en 2006 (réf. : en couple)	1,0	1,0	1,0	1,0
Plus en union depuis 4 ans ou moins	1,9***	2,9***	1,0	1,7
Plus en union depuis plus de 4 ans	1,4**	1,6*	1,0	1,5
Jamais en union	1,1	1,7**	0,3***	1,2
Nombre de séparations avant 2006	1,4***	1,2	1,2	1,0
Manque de soutien matériel en 2006	1,4***	1,7***	1,0	1,1
Manque de soutien émotionnel en 2006	2,3***	2,4***	1,6***	1,8***
Niveau de vie en 2006 (réf. : 4e quartile)	1,0	1,0	1,0	1,0
1er quartile de niveau de vie	1,3	1,2	1,5*	1,3
2e quartile de niveau de vie	1,1	1,3	1,1	1,4
3e quartile de niveau de vie	1,0	1,4	1,0	0,8
EDM2006	-	-	5,1***	5,0***
N	6785	5660	5637	4659
Pseudo R2	0,12	0,14	0,13	0,15

3. La pénalité économique des ruptures chez les femmes nuit à leur santé mentale

Ensuite, notre approche longitudinale a mis en évidence un lien entre rupture et EDM2010, indépendant de l'EDM2006. Conformément à la littérature et à nos hypothèses, nos résultats ont ainsi confirmé un effet (au moins de court terme) des ruptures sur la santé mentale et des changements socioéconomiques d'ampleur différente pour les hommes et les femmes^{97 130-133}. On observe une baisse de niveau de vie bien plus fréquente pour les femmes séparées que pour celles restées en couple (60% vs 32%) et que pour les hommes séparés (33%). Par contraste, on observe une perte de soutien émotionnel (parmi ceux qui n'en manquait pas) plus importante pour les hommes séparés que pour ceux restés en couples (17% vs 9%) et pour les femmes séparées (14% vs 10%).

Tableau 13: Caractéristiques sociodémographiques et de santé des personnes en couple en 2006 et de celles qui ont connu une rupture entre 2006 et 2010 – Hommes et femmes

Modèle 2		Femmes		Hommes	
		Toutes	Ruptures	Tous	Ruptures
Effectifs non pondérés		3743	205	3578	135
EDM	EDM2006	7%	9%	3%	4%
	EDM2010	7%	12%	4%	11%
Evolution	Pas d'EDM (2006 ou 2010)	88%	82%	94%	85%
	Disparition	5%	6%	2%	4%
	Survenue	5%	9%	3%	11%
	EDM 2006 et 2010	2%	3%	1%	0%
Soutien1	Manque soutien émotionnel 2006	22%	35%	19%	27%
Evolution	Perte soutien émotionnel	10%	14%	9%	17%
Soutien2	Manque de soutien matériel 2006	34%	38%	26%	21%
Evolution	Perte de soutien matériel	18%	15%	14%	17%
Revenus	Q1 en 2006	26%	36%	24%	22%
	Q2 en 2006	26%	22%	25%	22%
	Q3 en 2006	25%	26%	26%	24%
	Q4 en 2006	23%	16%	26%	31%
Evolution	Maintien niveau de vie	16%	6%	19%	3%
	Hausse	52%	34%	52%	64%
	Baisse	32%	60%	29%	33%

Nous avons alors évalué la part de l'effet d'une rupture sur l'EDM2010 attribuable à ces changements socioéconomiques concomitants, à partir de modèles *logit* imbriqués, méthode dite KHB^{134 135}. Il s'agissait d'estimer l'effet total de la rupture sur l'EDM2010 avant prise en compte des changements socioéconomiques (Modèle 3a) et l'effet résiduel après leur prise en compte (Modèle 3b). On en déduit des effets indirects médiés par les variables de changement, et leur contribution à l'effet total associé à la rupture.

Tableau 14: Odds ratios d'EDM2010 associé à la séparation entre 2006 et 2010 avant prise en compte des changements socioéconomiques ou *effet total* (Modèle 3a) et après prise en compte ou *effet résiduel* (Modèle 3b), contribution des changements socioéconomiques à l'effet total

	Femmes		Hommes	
	Modèle 3a : Sans	Modèle 3b : Avec	Modèle 3a : Sans	Modèle 3b : Avec
ORs EDM2010 et rupture	1,80*	1,55	3,90***	3,70***
Contribution des changements socio-économiques				
Contribution totale		25,2%**		3,9%
<i>Due à la perte de niveau de vie (stagnation ou baisse des ressources)</i>		19,2%**		-1,7%
<i>Due à la perte de soutien social</i>		6,1%		5,5%*

Variables de contrôle : nombre d'unions avant 2006, niveau de vie en 2006, statut d'emploi, âge, âge², diplôme, nombre d'enfants cohabitant en 2006, EDM2006, nombre de problèmes de santé passés et en 2006, événement de santé marquant dans l'enfance, durée de vie de couple en 2006, durée de la séparation entre 2006 et 2010.

Nous avons pu préciser que l'effet de la rupture était en partie lié à cette baisse de niveau de vie pour les femmes. Il est faiblement lié à une perte de soutien émotionnel pour les hommes. Nos résultats sont cohérents avec l'étude australienne qui pointait une faible association entre perte de soutien social et santé mentale pour les hommes en cas de rupture ¹³¹. Pour les femmes cette contribution est non significative dans notre étude, contrairement à ce que suggérait l'étude Nord-américaine ¹³⁰. Et nous n'avons pas trouvé de lien entre la rupture et la perte de soutien matériel, comme on aurait pu le supposer notamment pour les femmes du fait des tensions dans l'organisation des activités parentales en situation de monoparentalité ^{102 103}. Une faible taille d'échantillon peut être une raison de cette absence de lien.

Notre étude a permis de préciser les liens entre statut conjugal et santé mentale. Notamment la vie hors couple, y compris dans un contexte où cette situation est minoritaire, n'accroît pas systématiquement le risque de santé mentale ; cette association passe en partie par un effet de sélection sur la santé ainsi que par des situations de ruptures récentes. La rupture est en effet significativement associée à un risque de santé mentale, au moins sur le court terme ; et il existe bien des déterminants sociaux de la santé mentale dans l'expérience des ruptures. Pour les femmes la rupture cristallise, et de manière prononcée, l'effet des difficultés économiques. Pour les hommes, la rupture cristallise l'effet de la perte de soutien social sur leur santé. Mais notons qu'une très grande partie du lien entre rupture et santé ne dépend pas des déterminants socioéconomiques que nous avons considérés dans l'étude.

En conclusion, nous avons montré que la pénalité économique que connaissent les femmes qui se séparent contribue significativement à une dégradation de leur santé mentale. Or dans notre étude, 60% d'entre elles ont connu une baisse de niveau de vie lors d'une séparation (contre 33% des hommes). Cette situation est largement induite par la dissymétrie des revenus individuels au sein des couples et résulte, entre autres facteurs, de l'inégale implication des conjoints dans le travail rémunéré et non-rémunéré (domestique et familial). Ainsi, nos résultats s'inscrivent dans la lignée de précédents travaux qui plaident pour les politiques d'égalité entre les sexes sur le marché du travail et dans la conciliation des activités familiales et professionnelles ¹³⁶ ; on y perçoit de possibles effets bénéfiques aussi en termes de santé mentale.

Conclusion du volet 2 :

Des configurations familiales et histoires conjugales liées à la santé

Ce projet a été l'occasion de conduire des analyses permettant de mettre en évidence le rôle de situations sociales et familiales dans les risques de santé, susceptibles de contribuer au désavantage des femmes en matière de santé. Les études conduites ont mis à l'épreuve les bases de données disponibles : les tailles d'échantillons pourtant très importantes se sont révélées parfois trop faibles pour correctement saisir des situations particulières, des indicateurs ont montré leur limite et les caractéristiques des enquêtes, notamment les problèmes d'attrition, ont rendu certaines de nos analyses délicates. Ces difficultés ont toutefois apporté beaucoup à notre projet en suggérant les prolongements qu'il faudrait mener ou encore les questionnaires qu'il faudrait enrichir pour améliorer la mesure des liens entre situations socio-familiales, activités du quotidien et santé. Toutefois nous avons mis en évidence un certain nombre de résultats importants.

La santé des hommes et des femmes est étroitement liée à leurs conditions de vie. Les études dans le domaine mettent en évidence notamment que la catégorie de profession ou le diplôme constituent des caractéristiques sociales influentes pour la santé. C'est moins le cas pour les femmes dont la situation socioéconomique est plus liée à des variables reflétant le milieu social (revenu du ménage, milieu d'origine), de carrière (interrompue ou continue). Davantage révélatrices des conditions de vie des femmes, les catégories sociales basées sur leur environnement sont plus homogènes au regard des facteurs sociaux de risque de santé ; elles font apparaître des écarts de mortalité plus larges chez les femmes que ne le font leur profession ou niveau d'instruction ^{57-59 65 137-139}.

En France, les premières approches pour démontrer l'importance du critère social choisi dans l'analyse des inégalités sociales face à la mort sont d'abord passées par l'attribution à la population féminine du statut social de leurs proches masculins, leur père ou leur conjoint ⁵⁶. Dans nos travaux, nous avons cherché à faire le lien entre la santé et des configurations familiales, des histoires conjugales et des activités de la sphère domestiques.

Dans ce projet, nous avons effectivement montré que les configurations familiales et activités domestiques peuvent constituer des facteurs sociaux de risques pour la santé : le sentiment que les activités familiales débordent sur le professionnel, les activités d'aidant cumulées avec des activités habituelles ne semblent pas neutres pour la santé. Des facteurs déterminants pour la santé se nichent dans les situations socio-familiales. Les situations sont le résultat des parcours qui ne placent pas hommes et femmes dans les mêmes configurations. Les travaux sur le tabac ont illustré notamment un impact différent des événements familiaux sur les pratiques tabagiques (y compris par anticipation). Par ailleurs, dans les dynamiques familiales, on constate par exemple que pour les hommes, le fait de vivre seul et la perte de soutien social semblent jouer davantage que chez les femmes pour leur santé. Nous avons aussi montré que dans l'impact des ruptures sur la santé, une partie s'expliquait par les changements socioéconomiques différents selon le sexe. La pénalité économique que connaissent les femmes qui se séparent contribue significativement à une dégradation de leur santé mentale, cristallisant les liens entre la précarité et la santé.

Les situations différentes chez les hommes et chez les femmes sont le résultat de l'organisation sociale et une répartition des rôles encore assez traditionnelle. Notamment, la baisse de niveau de vie plus fréquente entre les deux vagues de l'enquête SIP (2006 et 2010) pour les femmes séparées que pour celles restées en couple ou que pour les hommes séparés est largement induite par la dissymétrie des revenus individuels au sein des couples. Cette dernière résulte, entre autres facteurs, de l'inégale implication des conjoints dans le travail rémunéré et non-rémunéré (domestique et familial).

Si cette asymétrie explique une partie des différences de santé selon les configurations familiales et les activités à la charge des femmes et des hommes, elle pourrait aussi se retrouver dans les liens entre des carrières professionnelles et la santé. C'est ce que le troisième volet a permis de démontrer.

VOLET 3 : INEGALITES DE CARRIERE ET DESAVANTAGE DES FEMMES EN MATIERE DE SANTE

Participant.es :

Emmanuelle Cambois, Clémentine Garrouste, Antoine Lafontaine, Ariane Pailhé

La participation des femmes au marché du travail a connu une progression forte depuis les années 1970 et s'est rapprochée de celle des hommes au fil des générations ^{140 141}. Mais les trajectoires d'activité des femmes conservent de fortes spécificités en comparaison de celle des hommes. Elles restent plus souvent marquées par des sorties vers l'inactivité ou le chômage ou par des emplois à temps partiel ^{100 142}. Ces trajectoires professionnelles relèvent en partie d'arbitrages s'opérant au sein des couples à l'arrivée d'un enfant, lors d'une mobilité géographique ou pour prendre en charge un proche dépendant ^{68 90 100 143}. Les représentations traditionnelles des rôles féminins et masculins accentuent les différences de carrières entre les sexes : les hommes exercent leur rôle de pourvoyeur de ressources en s'investissant prioritairement dans l'activité professionnelle tandis que les femmes exercent leur rôle de responsable des soins en assurant prioritairement les responsabilités domestiques et familiales de la sphère privée ⁹³. Entre aussi en considération dans ces arbitrages le salaire plus bas des femmes comparé à celui de leur conjoint, qui renforce ainsi la division du travail entre conjoints ¹⁴⁴. Le coût d'opportunité d'une activité rémunérée pour les femmes est en effet supérieur et leur pouvoir de négociation au sein du couple affaibli ¹⁴⁵. Enfin, l'essentiel des charges familiales leur incombant, les femmes rechercheraient des emplois aux conditions d'horaires plus souples ^{146 147}.

Les carrières féminines se caractérisent aussi par davantage de trajectoires stationnaires, voire descendantes en termes de qualification des emplois occupés, que les carrières masculines qui comprennent davantage de trajectoires ascendantes ^{148 149}. Les moindres chances de promotion des femmes s'expliquent en partie par les interruptions d'activité et les temps partiels évoqués plus tôt qui diminuent l'acquisition d'expérience ¹⁵⁰⁻¹⁵². Elles s'expliqueraient également dans certains cas par des discriminations sexuées pour les postes plus qualifiés ¹⁵³. Ces blocages s'observent en haut de la hiérarchie des qualifications avec un barrage invisible ou difficile à objectiver pour les emplois les mieux rémunérés et les plus qualifiés --ce qu'on appelle le "plafond de verre" ¹⁵⁴⁻¹⁵⁶. Il s'observe aussi en bas de la hiérarchie des qualifications avec la difficulté à accéder à des métiers plus qualifiés ¹⁵⁷.

Carrières professionnelles et risques de santé ou de mortalité sont étroitement liés. Par rapport aux trajectoires stationnaires ou ascendantes, les trajectoires descendantes et les sorties d'activité sont associées à une nette surmortalité ¹⁵⁸⁻¹⁶⁰. Le déclassement ou l'absence de promotion s'accompagnent d'une surreprésentation de facteurs de risque de mauvaise santé ^{161 162}. Trois mécanismes principaux expliquent ces liens. On observe d'abord un effet de sélection par lequel la bonne santé conditionne le fait d'obtenir ou de se maintenir dans un emploi à plein temps ou d'accéder à des emplois plus qualifiés ^{163 164}. Il existe par ailleurs un effet de sélection indirect, certains déterminants de carrières ascendantes ou descendantes étant liés à l'état de santé, comme le niveau d'instruction, l'expérience ou le réseau social ¹⁶⁵⁻¹⁶⁷. Il existe aussi un effet d'exposition par lequel les histoires professionnelles peuvent directement affecter la santé. La sortie de l'activité et le chômage induisent une diminution de revenu, du réseau social ou de la couverture santé, autant de facteurs liés à la santé ¹⁶⁸⁻¹⁷⁰. L'effet peut être accentué si les personnes ont peu de marge de manœuvre (période de crise économique, conjoint inactif, famille monoparentale, faible qualification, etc.). Les situations de précarité professionnelle, en termes de contrat, sont également liées à un état de santé dégradé ^{165 170-174}.

Enfin, l'itinéraire professionnel est lié à la santé à travers la nature des conditions de travail auxquelles les métiers occupés exposent ^{18 175-178}. Les pénibilités physiques et les contraintes organisationnelles ont un impact sur la santé ¹⁷⁹, d'autant plus que l'exposition à de telles conditions de travail est prolongée ¹⁸⁰. L'impact d'expositions délétères peut être diminué par des facteurs associés au travail : le niveau de revenu et les conditions de vie associées, la reconnaissance, la satisfaction, un faible niveau de pression, etc. ^{79 181}. Dans ce contexte, les promotions constituent

un moyen de se soustraire à certaines pénibilités et/ou d'améliorer les conditions de travail et les conditions de vie et ainsi de réduire une partie des risques de santé ^{182 183}.

Face au double constat de carrières différenciées pour les deux sexes et de liens forts entre carrières et santé, on peut poser deux hypothèses alternatives. Les trajectoires de sortie d'activité ou les moindres chances de promotions seraient moins liées à la santé pour les femmes que pour les hommes. Par ailleurs, les femmes pourraient échapper à certaines expositions, ou réduire leur temps d'exposition, du fait de ces interruptions ou du travail à temps partiel. Au contraire, on peut poser l'hypothèse que ces spécificités des carrières féminines jouent sur la santé ¹⁸⁴⁻¹⁸⁶ : les blocages de carrière peuvent impliquer un maintien dans des formes de travail exposant à des risques de santé, une insatisfaction liée à l'absence de progression et de reconnaissance, un manque à gagner salarial et la stagnation du niveau de vie et peuvent être associés à une certaine insécurité professionnelle ; autant de facteurs connus pour être liés à l'état de santé. Les situations familiales pourraient moduler les niveaux de risques de santé, avec une variation dans les marges de manœuvre pour choisir son itinéraire professionnel ou se mettre à l'abri en cas de conditions de travail non satisfaisantes. La double charge familiale et professionnelle peut par ailleurs induire des tensions organisationnelles, s'ajoutant à celles ayant cours sur le lieu de travail ^{65 82 84 87 88 102} et peut conduire à la cessation contrainte de l'activité professionnelle. Dans ce cas, les différences de santé entre hommes et femmes peuvent en partie être liées à ces formes plus ou moins choisies d'adaptation des carrières à la vie familiale.

Pour trancher entre ces deux hypothèses, nous avons utilisé l'enquête Santé et itinéraire professionnel. Notre population d'étude comprend 7,537 hommes et femmes âgés entre 45 et 74 ans et ayant déclaré avoir occupé un emploi pendant au moins un an (98% des hommes et des femmes de ce groupe d'âges). Nous avons cherché à estimer l'effet des caractéristiques des carrières sur la santé des hommes et des femmes : qualifications au premier emploi, interruptions, statut d'activité au moment de l'enquête, promotion/déclassement. Ces caractéristiques sont surreprésentées dans la population féminine, nous avons donc cherché à savoir dans quelle mesure elles contribuaient au désavantage des femmes en matière de santé. Nous avons utilisé une méthode de décomposition (type Oaxaca-Blinder) pour mesurer la part de la différence de santé qui pouvait être attribuée à cette surreprésentation de caractéristiques potentiellement délétères, en contrôlant sur de possible différence dans leur lien avec la mauvaise santé. Nous avons retenu un indicateur de santé mentale (Episodes dépressifs majeurs) et un indicateur de gênes fonctionnelles (LFP).

Au-delà des associations observées à la première vague de l'enquête SIP, nous avons cherché à déterminer dans quelle mesure il existait une relation causale des caractéristiques des carrières sur la santé. Nous avons mobilisé la deuxième vague de l'enquête SIP et conservé parmi les individus de l'étude précédente ceux que l'on a retrouvé à la deuxième vague en 2010 et qui ne se déclaraient pas inactifs (autre que retraités) en 2006, pour limiter les effets de sélection (inactivité due à la mauvaise santé) (n = 5 904). Nous avons retenu ici l'indicateur de santé perçue (SP). Dans cette nouvelle étude, nous avons utilisé un modèle multinomial pour déterminer si les caractéristiques des carrières repérées avant 2006 influençaient les trajectoires de santé entre 2006 et 2010. Ces modèles ont permis de calculer des probabilités prédites de rester en bonne santé, de voir sa santé se dégrader, de rester en mauvaise santé ou de voir sa santé s'améliorer (en contrôlant sur les variables sociodémographiques et de santé de 2006 et avant). Appréhender les trajectoires de santé permet de prendre en considération simultanément l'état en 2006 qui est lié à la trajectoire et les transitions parmi ceux qui étaient en bonne et en mauvaise santé : il est en effet important de pouvoir analyser les risques d'amélioration et de dégradation qui tiennent compte du fait que ces transitions s'observent dans deux sous-populations de personnes initialement en bonne/mauvaise santé qui sont plus ou moins sélectionnées selon les caractéristiques de carrière.

I. Carrières passées et santé en 2006

Contribution d' E. Cambois, C. Garrouste, A. Pailhé

Annexe 8 : Article soumis

Nous avons d'abord confirmé les fortes différences de carrières entre hommes et femmes. Les femmes débutent plus souvent en bas de l'échelle, sont plus souvent inactives (hors retraitées) ou au chômage au moment de l'enquête, ont connu davantage d'arrêts maladie longs et plus souvent de façon répétée (3 et plus), ont connu plus de trajectoires stationnaires (sauf très qualifiées) et de carrières descendantes, moins de promotions et de premier emploi indépendant. Elles ont eu une carrière plus courte entre 1er et dernier emploi (31 vs 33 ans), dont une plus grande partie en inactivité (12,1% vs 2,0%) et au chômage (2,8% vs 2,2%).

Tableau 15. Carrières des hommes et des femmes âgés de 45 à 75 ans 2006

		Hommes		Femmes	
		N	%	N	%
Tous		3524		4013	
1e emploi de plus d'un an	Indépendants	328	8.9	243	6.0
	Très qualifié (Profession intellectuel et cadre supérieur)	263	7.9	234	5.8
	Qualifié (Profession intermédiaire et cadre moyen)	502	14.9	637	15.4
	Peu qualifié (Ouvrier / employé qualifié)	1143	33.0	1389	35.4
	Non qualifié (Ouvrier / employé non qualifié)	1244	34.2	1460	36.1
	Missing	44	1.1	50	1.3
Evolution de carrière	Descendante	406	11.4	459	11.9
	Stationnaire non qualifiée	598	15.7	974	24.0
	Stationnaire très qualifiée	207	6.3	201	5.0
	Stationnaire Indépendant	172	4.7	145	3.6
	Stationnaire autre	578	16.4	1073	26.5
	Indépendant vers salarié	148	3.9	94	2.3
	Salarié vers Indépendant	325	9.7	212	6.0
	Ascendante	949	27.8	752	18.1
	Missing	141	4.0	103	2.6
Status d'activité en 2006	En emploi	1734	52.8	1860	47.0
	Chômage	150	3.9	221	5.5
	Retraité	1495	39.2	1399	34.6
	Inactif autre que retraité	145	4.1	533	13.0
Durée de la carrière (moyenne)			33.0		30.4
% passé en inactivité			2.5%		12.9%
% passé au chômage			2.2%		2.9%
% passé à temps partiel			1.5%		11.5%

Les carrières qui débutent par un métier indépendant pour les deux sexes et non qualifié pour les femmes s'accompagnent d'un risque accru de limitations fonctionnelles physiques comparé aux carrières débutant dans un emploi qualifié (Tableau 16). Chez les hommes, on constate que les premiers emplois très qualifiés s'accompagnent de risques plus grands d'EDM que les premiers emplois qualifiés. On trouve un risque plus grand de mauvaise santé pour les statuts de chômeurs (EDM) ou inactifs (EDM et LFP) en 2006 par rapport aux personnes en emploi ainsi que pour le temps de carrière avant 2006 passé au chômage ou pour les femmes en inactivité (épisodes d'au moins 1 an). Les carrières descendantes pour les femmes et stationnaires pour les hommes vont de pair avec un risque élevé de PFL comparé aux carrières ascendantes.

II. Contribution des différences de carrières au désavantage des femmes en matière de santé

Ensuite la méthode de décomposition des différences de santé (voir Annexe 8) a montré que la surreprésentation du 1^{er} emploi non qualifié, l'inactivité à une date donnée et le pourcentage de la carrière passé en inactivité et enfin les carrières descendantes contribue significativement au désavantage de santé des femmes. On trouve peu de contribution des différences dans les liens entre ces caractéristiques de carrière et la santé : seul un moindre risque d'EDM associé à l'inactivité des femmes au moment de l'enquête (situation bien plus fréquente chez les femmes) tend à diminuer le désavantage des femmes.

Tableau 16. Odds Ratios des Episodes Dépressifs Majeurs et des limitations fonctionnelles physiques après ajustement sur les variables sociodémographiques⁽¹⁾. Hommes et femmes âgés de 45-74, 2006.

	Episodes Dépressifs Majeurs			Limitations fonctionnelles physiques		
	Tous	Hommes	Femmes	Tous	Hommes	Femmes
Femmes vs Hommes	2.04***			1.16*		
1 ^{er} emploi qualifié (REF)	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
Indépendant	1.20	0.47	1.76	1.72***	1.72**	1.71**
Très qualifié	1.20	1.75	1.02	1.07	1.03	1.01
Peu qualifié	0.94	0.56*	1.22	1.20	1.42*	1.04
Non qualifié	0.94	0.57	1.29	1.62***	1.79***	1.52**
Non déclaré	0.29*	0.77	0.16*	1.51	1.01	2.07
Années de carrière	1.00	0.99	1.00	1.00	1.00	0.99
En emploi (REF)	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
Retraité	0.71*	0.75	0.70*	1.04	0.87	1.24
Au chômage	1.79***	1.93*	1.62**	1.35	1.25	1.48
Inactif autre que retraité	1.81***	2.93***	1.53**	1.90***	3.38***	1.54***
% de la carrière au chômage	1.02***	1.02*	1.02**	1.01**	1.01	1.01
% de la carrière en inactivité	1.01***	1.02	1.01**	1.01***	0.99	1.01***
% à temps partiel	1.00	0.99	1.00	1.00	1.00	0.99
Trajectoire ascendante (REF)	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
Descendante	0.99	0.56	1.44	1.41***	1.34	1.43*
Stationnaire	0.88	0.66*	1.07	1.20**	1.31**	1.07
Indépendant vers salarié	0.76	0.84	0.85	1.13	1.52	0.72
Salarié vers indépendant	0.92	0.85	0.96	1.03	1.04	0.99
Non déclaré	1.54	0.73	2.65**	1.25	1.32	1.05

(1) Régression logistique ajustée sur l'âge, le niveau d'instruction, le statut conjugal, le nombre d'enfants, le nombre de maladies dans le passé, le nombre d'arrêts maladies de plus de 6 mois.

Statistical significance: *for $p < 10\%$ | ** for $p < 5\%$ | *** for $p < 1\%$

III. Un effet délétère de long terme des caractéristiques de carrière plus fréquentes chez les femmes

Contribution d' E. Cambois, C. Garrouste, A. Lafontaine (stagiaire sur le projet), A. Pailhé
Annexe 9 : Document de travail.

Dans l'approche longitudinale, on a retenu les hommes et les femmes ne se déclarant pas inactifs en 2006 (autres que retraité) présents aux deux vagues. Dans cette population, chez les femmes les 1^{er} emplois non ou peu qualifiés ou indépendants, les interruptions de carrière (4%-15% de l'ensemble de la carrière) et les trajectoires descendantes restent liés à la mauvaise santé perçue en 2010, y compris parmi celles qui étaient en bonne santé en 2006.

Tableau 17. Odds Ratios de la mauvaise santé perçue en 2010 en fonction des caractéristiques des carrières passées. Tous (Modèle 1) et parmi ceux en bonne santé perçue en 2006 (Modèle 2)*. Hommes et femmes âgés de 45-74 ans non inactifs (autres que retraités) en 2006

		Modèle 1: Tous			Modèle 2: En bonne santé en 2006		
		Tous	Hommes	Femmes	Tous	Hommes	Femmes
Qualification du premier emploi :	Qualifié (REF)	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
	Indépendant	1.58**	0.89	3.26***	1.32	0.77	2.61**
	Très qualifié	0.63**	0.62*	0.57**	0.61*	0.62	0.58
	Peu qualifié	1.06	0.98	1.13	1.14	0.84	1.43
	Non qualifié	1.52***	1.30	1.82***	1.48**	1.14	1.83**
	Non renseigné	1.22	1.36	0.95	1.29	1.96	0.65
Part de la carrière passé en inactivité	< 4 % (REF)	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
	entre 4 et 15%	1.08	0.92	1.33**	1.12	0.82	1.52**
	> 15%	1.06	0.97	1.16	0.86	0.54	1.02
Trajectoire avant 2006	Ascendante (REF)	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
	Descendante	2.03***	1.85***	2.24***	2.11***	2.17***	1.95***
	Stationnaire	1.33***	1.49***	1.18	1.38**	1.42**	1.28
	Indépendant vers salarié	1.47	2.32***	0.89	1.42	1.38	1.44
	Salarié vers indépendant	1.14	1.02	1.36	1.58**	1.60**	1.72
	Non déclaré	1.73**	1.47	2.36*	2.35**	1.67	3.91***

* Régression logistique ajustée sur l'âge, le niveau d'instruction, le statut conjugal, le nombre d'enfants, le nombre de maladies dans le passé, le nombre d'arrêts maladies de plus de 6 mois et les autres caractéristiques de carrière avant 2006.

Chez les hommes, plutôt qu'un désavantage de certains premiers emplois en matière de santé perçue en 2010, on trouve un avantage des emplois les plus qualifiés ; avantage qui n'est plus significatif parmi ceux qui étaient en bonne santé en 2006. Les carrières descendantes et stationnaires accroissent les risques de mauvaise santé perçue en 2010 y compris lorsqu'on se limite aux personnes en bonne santé en 2010. Pour les hommes, on trouve aussi un risque accru pour les trajectoires d'indépendants vers salariés, mais qui ne se maintient pas lorsqu'on ne sélectionne que les personnes en bonne santé en 2006 ; ce sont donc des personnes déjà en mauvaise santé en 2006 qui expliquent cet effet. Parmi les personnes en bonne santé en 2006, c'est le fait de s'être mis à son compte avant 2006 qui impacte la santé.

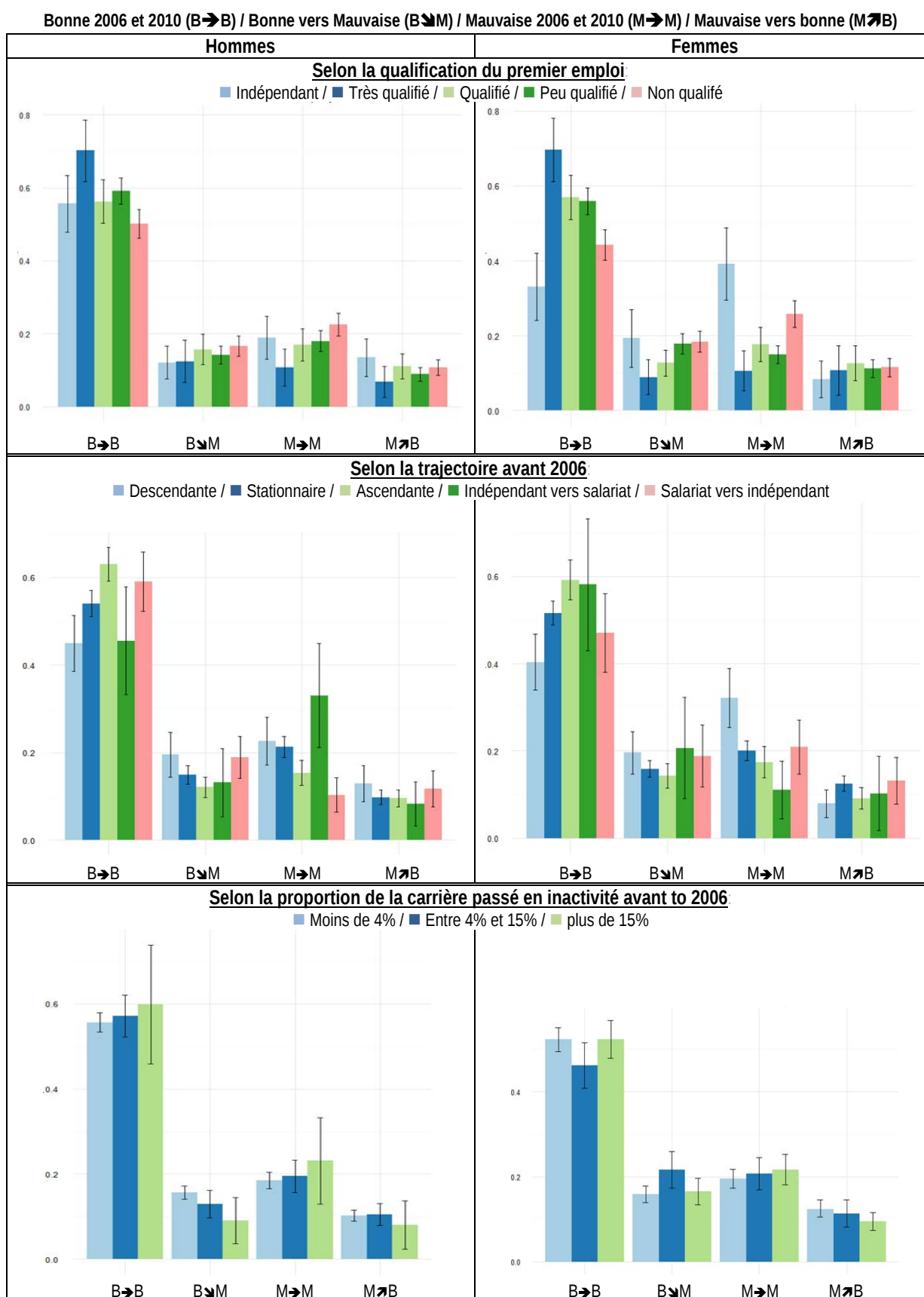
Pour mieux comprendre les effets, nous avons estimé les probabilités prédites des trajectoires de santé associées aux caractéristiques des carrières observées avant 2006. Parmi ceux qui ne sont pas inactifs en 2006, un premier emploi très qualifié s'accompagne de la probabilité prédite la plus grande d'être et de rester en bonne santé, avec la probabilité de dégradation de la santé la plus faible, pour les deux sexes. En miroir, ces débuts de carrière s'accompagnent de la probabilité la plus faible d'être en mauvaise santé et de le rester, avec une chance d'amélioration quasiment égale (en général la probabilité d'amélioration est plus faible que la probabilité de rester en mauvaise santé). Cette situation favorable fait contraste avec les débuts de carrière non qualifiés : la probabilité d'être en mauvaise santé aux deux vagues est la plus importante, la chance d'amélioration ne diffère pas significativement des autres débuts de carrière ; la probabilité prédite de dégradation est parmi les plus fortes.

Concernant le type de carrière avant 2006, on trouve un gradient trajectoires descendantes-stationnaires-ascendantes pour les deux sexes : positif dans les chances d'être en bonne santé aux deux dates et négatif (non significatif) dans les risques de voir la santé se dégrader. Chez les hommes, les trajectoires ascendantes avant 2006 prédisent un moindre risque d'être en mauvaise santé en 2006 et 2010. Chez les femmes, les trajectoires descendantes avant 2006 prédisent un plus fort risque d'être en mauvaise santé aux deux dates ; les chances d'amélioration pour celles en mauvaise santé en 2006 sont significativement plus faibles que pour les trajectoires stationnaires.

Les indépendants en début de carrière sont, chez les femmes, la seule catégorie prédisant une probabilité plus grande d'être en mauvaise santé aux deux vagues que d'être en bonne santé aux deux vagues ; la probabilité de dégradation se situe parmi les plus élevées pour celles, moins nombreuses, qui étaient en bonne santé en 2006. Par ailleurs, celles qui sont passées au salariat avant 2006 ne se distinguent pas significativement des autres carrières, mais on voit se dessiner une tendance plutôt favorable pour les transitions de santé. Par contraste, celles qui ont débuté salariées et sont devenues indépendantes avant 2006 connaissent des transitions de santé défavorables. Chez les femmes être indépendante à une date donnée et le rester élève les risques de mauvaise santé y compris sur le long terme et parmi celles qui se trouvent en bonne santé ; les transitions vers le salariat allant de pair avec des transitions de santé favorables.

Chez les hommes de notre population d'étude, les premiers emplois indépendants et qualifiés ne s'accompagnent pas de probabilités significativement différentes. La mise à son compte avant 2006 s'accompagne également d'une probabilité élevée de bonne santé en 2006, mais avec un risque de dégradation peu plus fort que pour les trajectoires ascendantes. Et, contrairement aux femmes, le passage au salariat avant 2006 prédit un plus fort risque de rester en mauvaise santé et parmi ceux en bonne santé en 2006, il prédit des risques de dégradation importante (intervalles de confiance larges). Chez les hommes, être indépendant à une date donnée réduit la probabilité de mauvaise santé : un effet de sélection sur la santé semble jouer, expliquant un état de santé favorable pour les indépendants. Ceux qui deviennent indépendant avant 2006 ont une forte probabilité d'être en bonne santé et de le rester, mais ils ont aussi un risque important de voir leur santé se dégrader. Les trajectoires de passage au salariat (mise à l'abri) s'accompagnent de mauvaise santé en 2006, mais la probabilité de dégradation parmi ceux qui étaient en bonne santé est relativement faible ; on ne perçoit pas dans ces données une plus grande chance de voir sa santé s'améliorer parmi ceux qui se déclaraient en mauvaise santé en 2006.

Figure 17. Probabilités prédites des transitions entre bonnes et mauvaise santé perçue (2006-10) selon les caractéristiques des carrières*. Hommes et femmes de 45-74 ans en 2006



*Estimées par un modèle logistique multinomial ajusté sur l'âge, le niveau d'instruction, le statut conjugal, le nombre d'enfants, le nombre de maladies dans le passé, le nombre d'arrêts maladies de plus de 6 mois et les autres caractéristiques de carrière avant 2006– Les probabilités sont ajustées sur les niveau moyen des covariables

Concernant les interruptions d'activité, là encore parmi les personnes qui ne sont pas inactives en 2006, les interruptions de durée intermédiaire sont défavorables aux transitions de santé chez les femmes ; le risque de dégradation de la santé perçue entre 2006 et 2010 est plus élevé que dans les deux autres tiers. Chez les hommes, peu de personnes sont concernées parmi ceux qui n'étaient pas inactifs en 2006, les intervalles de confiance sont de ce fait larges ; dans le groupe des inactifs de long terme (>15% de la carrière), le risque de dégradation de la santé parmi ceux qui étaient en bonne santé en 2006 est plutôt faible ; parmi ceux en mauvaise santé en 2006, le risque de le rester est élevé et celui de voir la santé s'améliorer plutôt faible. On confirme ici encore des effets de sélection sur la santé expliquant les liens entre inactivité et mauvaise santé.

Des modèles logistiques imbriqués indiquent que ces effets se maintiennent y compris lorsqu'on tient compte des changements de carrières plus récents (observés entre 2006 et 2010). On conclut à un effet durable de ces caractéristiques des carrières sur la santé, qui ne s'explique pas par des changements récents. Seul l'effet délétère de la mise à son compte chez les hommes initialement en bonne santé semble être médié par les liens de ces trajectoires passées avec les évolutions les plus récemment observées ; les trajectoires récentes opèrent une forme de sélection qui a certainement consisté à orienter vers l'inactivité ou le salariat ceux dont la santé s'est dégradée. La faiblesse des effectifs dans ces trajectoires rend difficile d'expliquer plus avant ce résultat à partir de cette source.

Tableau 18. Risques de mauvaise santé perçue en 2010 chez les personnes en bonne santé perçue en 2006 selon les caractéristiques des carrières avant 2006. Estimée par des modèles logistiques imbriqués (KHB) exprimant l'effet total des variables sur la santé, l'effet direct (non médié par les changements de carrière récents) et la contribution des changements de carrière récents dans l'effet total*

	Hommes			Femmes		
	EFFET TOTAL	EFFET DIRECT	% médié par les changements récents	EFFET TOTAL	EFFET DIRECT	% médié par les changements récents
1 ^{er} emploi non qualifié	1.11	1.03	67.93%	1.78**	1.82**	-3.99%
Trajectoire stationnaire	1.40*	1.36*	8.27%	1.22	1.24	-9.96%
Trajectoire descendante	2.09***	2.02***	4.68%	1.81**	1.84**	-2.86%
Vers indépendant	1.50*	1.36	23.63%	1.63	1.57	6.87%
4-15% d'inactivité	0.82	0.78	-23.28%	1.52**	1.53**	-0.94%

* ORs estimés par des modèles logistiques imbriqués ajustés sur l'âge, le niveau d'instruction, le statut conjugal, le nombre d'enfants, le nombre de maladies dans le passé, le nombre d'arrêts maladies de plus de 6 mois et les autres caractéristiques de carrière avant 2006 – prise en compte de l'effet indirect des changements de carrière récents entre 2006 et 2010 (épisodes d'inactivité, de chômage d'au moins 1 an, trajectoire, passage à la retraite).

Conclusion du volet 3 : Des carrières inégales qui nuisent à la santé

Au total, nos résultats montrent que les caractéristiques des carrières passées qui distinguent les hommes et les femmes sont effectivement liées à la santé et ce pour les deux sexes : (i) par des effets de la santé sur ces trajectoires, sélectionnant les personnes qui se maintiennent en emploi ou celles bénéficiant de carrières ascendantes et (ii) par des effets causaux qui augmentent les risques de dégradation de la santé parmi ceux en bonne santé (ou réduisent les chances de récupération). Les effets des carrières passées sur les transitions de santé s'observent y compris lorsque l'on prend en compte les modifications récentes de la carrière (perte d'emploi, chômage, retraite...). On peut analyser les liens avec chacune des caractéristiques des carrières.

Qualification au premier emploi. La faible qualification et les emplois indépendants à l'entrée dans la carrière sont associés à une moins bonne santé en 2006 et en 2010 chez les femmes, indépendamment de leur carrière. Pour les hommes, des effets de sélection sont plus visibles : ceux qui ont débuté indépendants et peu qualifiés sont en moins bonne santé fonctionnelle en 2006 que les autres. En termes de santé perçue, parmi ceux qui n'étaient pas inactifs en 2006, seuls ceux qui débutent au plus haut des qualifications se distinguent des autres, avec un effet protecteur ; pour autant, on avait identifié pour eux un risque d'EDM en 2006 plus important que pour les emplois moins qualifiés.

Trajectoires. Outre cet effet du début de carrière, les trajectoires descendantes chez les femmes et stationnaires chez

les hommes s'accompagnent d'une probabilité plus importante d'être en mauvaise santé en 2006, mais aussi de le rester en comparaison d'autres trajectoires ; le risque de dégradation est aussi plus fort parmi ceux qui étaient en bonne santé en 2006. Chez les hommes, les trajectoires stationnaires présentent également des risques inférieurs de rester en bonne santé ou de voir sa santé s'améliorer après 2006. Mais on montre aussi un effet négatif de ces trajectoires parmi ceux qui étaient encore en bonne santé au moment de les mesurer. Ces résultats vont dans le sens du "*healthy mover effect*" mis en évidence dans les études françaises et britanniques sur la mortalité ^{159 160}. Le sur-risque associé aux trajectoires descendantes chez les femmes fait écho aux travaux montrant des facteurs de risques plus importants en absence de promotion ¹⁶² ; chez elles on ne trouve pas d'effet des trajectoires stationnaires, pour lesquelles on supposait un risque plus élevé du fait des difficultés rencontrées pour s'extraire et se protéger des expositions pénibles ¹⁸⁷. Dans notre étude, ce lien pourrait en fait passer par la qualification du début de la carrière qu'au fait que les trajectoires soient stationnaires. C'est en effet l'effet du premier emploi non qualifié qui ressort des modèles. Sans pouvoir le mesurer ici, ce résultat peut s'expliquer par la durée des expositions aux conditions de travail de ces emplois, en l'absence de marge de manœuvre pour s'en sortir, plus que le fait de ne pas progresser ¹⁸⁰.

Interruptions d'activité. Pour les femmes, la première étude montrait une association des interruptions de carrière avec la mauvaise santé en 2006, existant y compris en prenant en considération les événements de santé passés. Par ailleurs, le lien entre inactivité et mauvaise santé existe chez les femmes mais il apparaît moindre que chez les hommes ; le coût d'opportunité de l'arrêt de travail est plus important pour elles, en termes monétaires mais il est aussi associé négativement à la santé ¹⁴⁴. Dans la deuxième étude, on a montré que comparées aux carrières quasi continues, celles avec des interruptions fréquentes (tiercile intermédiaire en termes de pourcentage de carrière) exposent les femmes en bonne santé en 2006 à une probabilité plus grande de dégradation (les carrières fortement interrompues ne se différenciant pas des carrières quasi-continues). Ces effets se maintiennent lorsqu'on tient compte des changements professionnels récents. Chez les hommes on n'a pas trouvé d'association dans la première étude, et dans la seconde, la taille des effectifs implique des intervalles de confiance très larges. Toutefois, l'inactivité de long terme au cours de la carrière (parmi ceux ne se déclarant pas inactifs en 2006) est associée à une santé perçue favorable et un moindre risque de dégradation. Mais parmi ceux initialement en mauvaise santé, la dégradation est plus importante. Globalement, au-delà des trajectoires, les périodes d'inactivité ont un rôle déterminant chez les femmes, elles traduisent en partie des itinéraires fragilisés exposant davantage à des risques de santé, y compris dans la population féminine ^{165 170-174}. Mais on montre aussi un effet causal de ces interruptions sur la santé avec un risque élevé de dégradation chez celles initialement en bonne santé.

Les indépendants. Toutes choses égales par ailleurs, les carrières débutées en tant qu'indépendants sont plus souvent liées à des troubles fonctionnels en 2006 que celles débutant par un emploi de salarié qualifié, pour les femmes et les hommes. Mais ce sur-risque disparaît chez les hommes en 2010 lorsqu'on se concentre sur ceux qui ne sont actifs ou retraités et en bonne santé en 2006. Pour les hommes, on retrouve ce résultat pour ceux qui sont devenu indépendant avant 2006. Par ailleurs, chez les hommes le risque de mauvaise santé associé au passage au salariat pour les professions indépendantes est relativement élevé. Ce résultat corrobore celui trouvé avec des données sur la mortalité ¹⁶⁰. Au total, les hommes repérés à une date donnée comme indépendants se trouvent plutôt en bonne santé. Ce résultat est à mettre en perspective avec les études soulignant généralement chez les hommes un avantage en termes de santé et de mortalité des indépendants. Toutefois, il masque un état de santé dégradé chez ceux qui sont devenus inactifs ou qui sont passés au salariat ; d'autant plus que pour ceux qui ont débuté par un statut d'indépendant ou le sont devenus avant 2006, les risques de dégradation de la santé dans les 4 ans sont plus importants que chez ceux qui ont débuté dans un emploi salarié qualifié. La littérature apporte peu de résultats concernant la catégorie des travailleurs indépendants. L'analyse des trajectoires suggère un effet de sélection sur la santé pour les hommes. La sortie d'activité et la mise au salariat, associées à un sur-risque de mauvaise santé en 2006 et en 2010, peuvent être une réponse à l'inadaptation de l'activité professionnelle indépendante à un état de santé dégradé. Cela correspondrait à la difficulté d'aménager leur activité professionnelle en cas de problèmes de santé. Toutefois, la causalité inverse peut aussi participer à la relation : d'une part les conditions d'exercice dans le salariat (ou l'arrêt d'activité) peuvent affecter la santé d'anciens indépendants et d'autre part des difficultés

économiques, familiales ou autres qui ont pu induire l'abandon de l'activité indépendante peuvent aussi participer à l'altération de la santé. Les liens entre santé et travail indépendant diffèrent selon le sexe. Chez les femmes, le premier emploi indépendant reste associé à la mauvaise santé y compris lorsqu'on se concentre sur les femmes qui n'étaient pas inactives en 2006. Les risques de mauvaise santé se retrouvent aussi pour celles qui deviennent indépendantes avant 2006 ; au contraire, celles qui passent des métiers indépendants au salariat ont plutôt des probabilités de santé favorables. Les différences entre hommes et femmes se retrouvent dans d'autres études ^{160 188} ; les activités indépendantes ne sont pas équivalentes chez les hommes et les femmes de même que sont différents les déterminants des trajectoires. Le passage au salariat pour les femmes peut correspondre à un besoin de conciliation des activités et à une meilleure couverture des congés maternité. Les effectifs de cette catégorie ne permettent pas de stratifier plus finement selon les activités ; ces résultats concernent ainsi une catégorie très hétérogène.

Ainsi, l'adaptation des carrières féminines aux contraintes familiales par l'inactivité ou l'absence de promotion les exposent à des risques de santé ; le maintien dans des conditions de travail possiblement délétères (physiquement ou psychologiquement), les moindres retours (rémunération, reconnaissance) expliqueraient un effet durable de ces caractéristiques, notamment dans les faibles niveaux de qualification. A côté des déterminants de santé strictement liés à la situation professionnelle et à la carrière, la littérature suggère un rôle important des tensions dans la conciliation des activités familiales et professionnelles. En dépit de leur implication forte sur le marché du travail, il incombe encore aujourd'hui aux femmes plus qu'aux hommes de réaliser les tâches domestiques ^{21 23}. En France, d'après l'enquête Emploi du temps de 1998-99, près des trois-quarts des tâches domestiques étaient assurées par les femmes ; en moyenne dans une journée, elles consacraient une heure de moins que les hommes à leur activité professionnelle contre deux heures de plus aux activités domestiques et familiales ⁶⁶. Le cumul des tâches professionnelles et domestiques à la charge des femmes pourrait contribuer à une dégradation de leur état fonctionnel physique et mental ^{12 21 24 64 65}. A cet égard, des études ont montré que les dispositifs proposés par certaines entreprises pour concilier vie familiale et vie professionnelle ont eu des retombées positives en matière de santé ^{89 90}. Ces résultats encouragent à explorer plus avant dans quelle mesure des politiques d'équité notamment en matière de premier emploi, de continuité et de progression des carrières, pourrait avoir un effet bénéfique sur la santé en réduisant le désavantage des femmes en matière de santé.

CONCLUSIONS

Le « paradoxe de genre » en termes de survie et de santé (une vie plus longue mais une moins bonne santé pour les femmes) est une problématique de santé publique importante ¹¹. Mais il se peut que cette situation ne soit pas réellement un paradoxe si l'on peut mettre en évidence des expositions aux risques de santé différents pour les hommes et les femmes. Cela devient même un enjeu de politique sociale s'il s'avère que les disparités dans les expositions relèvent de facteurs sociaux tels que l'inégalité dans les opportunités professionnelles et dans la répartition des charges de travail rémunérées et non rémunérées (professionnelles et privées).

Le cumul des situations à risque dans la sphère domestique et dans la sphère professionnelle pourrait contribuer à une dégradation de l'état fonctionnel physique et mental des femmes ^{12 21 24 64 65}. Les tensions travail-famille se traduisent en effet par un niveau élevé d'efforts auquel peut s'ajouter un défaut de soutien ou de satisfaction (revenu, reconnaissance, épanouissement) ; elles sont source de mauvaise santé à plus ou moins long terme, avec des effets variables selon les caractéristiques du travail ou du ménage ^{73-76 84-88}. Des approches subjectives qui mesurent si les tâches domestiques et familiales débordent sur la vie professionnelle établissent un lien avec la santé ^{72 73} ; nous avons aussi observé cette association.

Nous avons montré que les femmes et les hommes ne sont pas égaux devant des pathologies et notamment devant les pathologies invalidantes telles que les maladies ostéo-articulaires ou les troubles mentaux, plus fréquents chez les femmes. Les maladies cardiovasculaires encore surreprésentées chez les hommes semblent se réduire moins chez les femmes que chez les hommes. Derrière ces différences, on observe des facteurs de risques, tels que la consommation de tabac, qui ont évolué différemment pour les deux sexes, avec une tendance récente moins favorable aux femmes. On constate aussi que les parcours de vie différents des hommes et des femmes les placent dans des configurations conjugales, familiales, professionnelles et économiques différentes ; les configurations liées à la mauvaise santé étant plus fréquentes chez les femmes.

Les différences de santé entre les femmes et les hommes sont liées à des facteurs de risques sociaux qui se nichent dans les activités et situations de la sphère privée et dans les types de carrières : inégale implication dans les activités rémunérées, situations économiques dégradées en cas de rupture, carrières moins satisfaisantes. Ainsi, au-delà du diplôme, de la profession ou du revenu, les contextes et parcours familiaux sont associés à la santé et au désavantage des femmes en la matière : carrières bloquées et/ou interrompues, faibles rémunérations, tensions travail-famille, faible soutien familial augmentent les risques de mortalité et de mauvaise santé. Pour rendre compte des inégalités de santé et en suivre l'évolution, on peut distribuer les populations féminine et masculine selon des groupes sociaux qui mettent en évidence ces parcours et situations.

De la même façon qu'on compare la santé selon la catégorie socioprofessionnelle ou le niveau d'instruction, on peut comparer la santé selon le type de carrière, les ressources du ménage et leur évolution, l'articulation entre activités rémunérées et non-rémunérées ou encore le niveau de soutien dans le ménage. Les groupes ainsi constitués répartiront d'une autre manière les déterminants sociaux de la santé, tels que les conditions de vie, conditions de travail, tensions, isolement. Les différences de santé entre ces groupes peuvent se lire comme des inégalités sociales, dans la mesure où ces groupes, et les déterminants qu'ils représentent, relèvent en partie de l'organisation sociale. Ils distinguent les femmes entre elles, mais aussi les hommes et les femmes, ces dernières étant plus fréquemment dans les catégories regroupant les risques de santé. Ainsi, les différences de santé entre hommes et femmes sont aussi en partie socialement construites.

Les politiques publiques pour réduire les inégalités sociales de santé proposent des dispositifs visant à lutter contre la précarité sociale et contre les inégalités en matière de pratiques favorables et défavorables à la santé ou d'expositions délétères (notamment au travail) ¹⁸⁹⁻¹⁹¹. En élargissant le champ des déterminants sociaux de la santé aux parcours et

à l'intersection entre la sphère professionnelle et la sphère familiale, on élargit le champ des leviers d'action. Pour réduire un certain nombre de situations à risque pour la santé, on peut envisager des dispositifs ciblant la sécurisation des carrières et des revenus ou facilitant pour les deux sexes la conciliation des activités familiales, domestiques et professionnelles ^{86 89 156}. La revue de littérature de Borrell et collègues en témoigne, suggérant l'influence des politiques publiques en matière d'équité entre les sexes pour réduire une partie des différences de santé ¹³⁶. Les femmes et hommes sont exposés à une palette de risques pour la santé qu'il s'agit aujourd'hui de mieux identifier. Ils sont liés à des facteurs professionnels, familiaux, socioéconomiques ou de genre qui relèvent en partie des politiques publiques.

Rapports de recherche et documents de travail

Filipovic Pierucci, A. and E. Cambois (2013). Conséquences des maladies sur le fonctionnement : Comparaisons hommes-femmes, Rapport de stage d'internat en santé publique (MSE): 71.

Cambois, E. and A. Pailhé (2013). Assessing the contribution of gendered distribution of family-work situations to sex differences in health: The French case. Pp15

Cambois, E., D. Cheung and A. Pailhé (2016). Care-giving et santé mentale: une analyse longitudinale à partir de l'enquête ERFI. Pp20

Lafontaine Antoine. (2016). Inégalités de santé entre hommes et femmes. Mémoire de master de statistique publique. ENSAI, sous la direction de E. Cambois. Rennes, p 74

Cambois E, Garrouste C, Lafontaine A, Pailhé A. (2016) Gender-specific career characteristics and health trajectories in France: A long-term harm of unskilled first jobs, career disruptions, and downward mobility. Pp 12.

Publications

Cambois, E. (2014). *Vivre plus longtemps... en mauvaise santé ?* in: *Atlas des femmes*. Paris.

Cambois, E. (2016). Des inégalités sociales de santé moins marquées chez les femmes que chez les hommes : une question de mesure ? *Revue d'Epidémiologie et de Santé Publique* 64(S2): S75–S85.

Garrouste, C., E. Cambois and A. Pailhé (2016). Comment les différences de parcours socioprofessionnels contribuent-elles aux écarts de santé entre femmes et hommes? *Dossier Solidarité santé. Santé et itinéraire professionnel. Actes du colloque 22 septembre 2015*(73): 25-26.

Article soumis

Biotteau, A.-L., C. Bonnet and E. Cambois (Soumis). Union dissolution and mental health: a strong indirect effect of the economic penalty for separated women in France.

Cambois, E., C. Garrouste and A. Pailhé (Soumis). Gender Career Divide and Women's Disadvantages in Depressive Symptoms and Physical Limitations in France.

Article en cours de finalisation :

Nusselder, W., D. Wapperom, C. Looman, H. Van Oyen, J. M. Robine, C. Jagger and E. Cambois (En cours). Contribution of chronic diseases to gender differences in activity limitations.

Communications sollicitées

Cambois, E. (2014). *Recent diverging trends in male and female disability-free life expectancies in France: a sex or a gender issue?* Meeting of the Mediterranean Network on Intergenerational Wellbeing Transfers. Madrid.

Cambois, E. (2015). *Gender gap in Healthy Life Years*. Bridge Health: The EU healthy and active ageing target: aiming for two additional healthy life years at birth by 2020. At midpoint, where do we stand? Bruxelles.

Cambois, E. (2015). *Des inégalités sociales de santé moins marquées chez les femmes : un problème de mesure ?* IFFERISS Colloque « santé et société ». Toulouse.

Cambois, Garrouste and Pailhé (2015). Sex differentials in health and the gender career divide. London School of Economics ALPHA-Seminar. London.

Cambois, E. (2016). *Aging, health and gender: is the "female-male survival paradox" really a paradox?* UPF research seminar. Barcelona.

Cambois, E. (2016). *La prise en compte ou l'oubli du genre dans l'analyse des inégalités sociales de santé ?* Séminaire inégalités sociales de santé de la DREES. Paris.

Présentations à des colloques et séminaires

Meslé, F. (2013). Will the gender gap in mortality continue to narrow? Annual conference of the Population Association of America. New Orlean.

Cambois, E., C. Garrouste and A. Pailhé (2013). *Carrières féminines, carrières masculines et santé. Age et cours de la vie : une construction genrée*. INED, Paris.

Nusselder, W., E. Cambois, D. Wapperom, C. Looman and JA EHLEIS. team (2013). Contribution of specific chronic diseases to gender differences in disability and life expectancy with disability in France. Annual REVES meeting. Austin.

Cambois, E. and A. Pailhé (2013). To what extent the genders gap in health a social issue? An exploratory analysis of the contribution of family and work situations to sex differences in health. IUSSP. Busan.

Cambois, E. and A. Pailhé (2013). L'état de santé des hommes et femmes de plus de 50 ans : différences de sexe ou de genre ? Pôle Vieillesse et Vieillessements. Paris.

Bricard, D. (2014). Calendrier des changements dans les comportements tabagiques avec les événements familiaux. Atelier scientifique Sip « Santé et itinéraire professionnel » Lundi 16 mars 2015, Paris.

Cambois, E., W. Nusselder and A. Pierucci (2014). Les différences hommes-femmes en matière d'incapacité : une analyse de la contribution des maladies chroniques. Séminaire d'exploitation des enquêtes Handicap-Santé. IFRH-INED.

Cambois, E., C. Garrouste and A. Pailhé (2014). To what extent gender differentials in occupational careers contribute to sex health differences in France. Workshop of the EAPS Health, Morbidity and Mortality Working Group. LSE, London.

Cambois, E., C. Garrouste and A. Pailhé (2014). Les trajectoires professionnelles féminines/masculines et la santé en fin de carrière. Entretiens Jacques Cartier. Montreal.

Biotteau, A.-L., C. Bonnet and E. Cambois (2015). Ruptures d'union et santé mentale : un rôle des facteurs socio-économiques différencié entre hommes et femmes ? IFFERISS Colloque « santé et société ». Toulouse.

Cambois, E., C. Garrouste and A. Pailhé (2015). *Carrières masculines, carrières féminines et différences de santé entre les sexes*. Colloque Institut Emilie du Chatelet "Genre et santé".

Garrouste C Cambois, E and A. Pailhé (2015). Comment les différences de parcours professionnels contribuent-elles aux écarts de santé entre femmes et hommes? Santé et itinéraire professionnel : état de la connaissance et perspectives. DARES. Paris.

Biotteau, A.-L., C. Bonnet and E. Cambois (2016). Mental health and union dissolution: are socio-economic determinants the same for men and women ? EAPS. Mainz.

➡ Réunion de lancement du projet ISHEF. 26 février 2013, INED.

Cambois E. Contexte et présentation générale du projet.

Pierucci A. Les liens spécifiques selon le sexe entre maladies chroniques et restrictions d'activité : l'exemple des maladies ostéo-articulaires. Projet et premiers éléments d'analyse à partir de l'enquête Handicap santé auprès des ménages.

Cambois E, Pailhé A. Configurations socio-familiales et santé Projet et premiers éléments d'analyse à partir de l'enquête ERFI.

Garrouste C. La base Santé et itinéraires professionnels : quels indicateurs de carrières ?

➡ Avancement du projet ISHEF. 17 février 2014, INED.

Nusselder, W., C. Looman and E. Cambois. Gender differences in Healthy Life Years and years with activity limitations in France: the contribution of chronic diseases.

Pierucci A, Cambois E. Répercussions différenciées de quelques maladies chroniques sur la santé fonctionnelle à partir de l'enquête Handicap santé auprès des ménages

Garrouste C, Cambois E, Pailhé A. Trajectoires ascendantes/descendantes, choix et satisfaction et état de santé en fin de carrière à partir de l'enquête « Santé et itinéraires professionnels »

Cambois E, Pailhé A. Situations familiales, cumul des activités et santé à partir de l'enquête ERFI

➡ Avancement du projet ISHEF. 9 mars 2015, INED.

Meslé, F. Différences d'espérance de vie entre les sexes : une réduction inéluctable ? 3e réunion d'avancement du projet ISHEF. Paris.

Bricard, D. Calendrier des changements dans les comportements tabagiques avec les événements familiaux. 3e réunion d'avancement du projet ISHEF. Paris.

Wolff L, Molinié F, Volkoff S. Changements d'emplois et santé. Analyse à partir de l'enquête « Santé et itinéraires professionnels »

Biotteau, A.-L., C. Bonnet and E. Cambois. Ruptures d'union et santé mentale : un rôle des facteurs socio-économiques différencié entre hommes et femmes ? 3e réunion d'avancement du projet ISHEF. Paris.

➡ Réunion finale du projet ISHEF. 19 juillet 2016, INED.

Bonnet C, Biotteau et Cambois. Ruptures conjugales et santé mentale.

Garrouste, Lafontaine, Pailhé, Cambois Effet de long terme sur la santé des caractéristiques professionnelles.

Pailhé, Cheung, Cambois. Effet de l'activité de caregiving sur la santé.

Berkman Lisa. Social policies/maternity leave and health at older ages.

Avendano Mauricio. Work-family patterns and mortality in the US and Europe.

Courtin Emilie. Social background and cognitive functioning, on ongoing works with data from Constances.

REFERENCES

1. DREES. *La santé des femmes*. Paris: La Documentation Française, 2009.
2. Nusselder WJ, Looman CW, Van Oyen H, Robine JM, Jagger C. Gender differences in health of EU10 and EU15 populations: the double burden of EU10 men. *Eur J Ageing* 2010;7(4):219-27.
3. Jagger C, Robine J-M, Van Oyen H, Cambois E. Life Expectancy with Chronic Morbidity. In: European Commission., editor. *Major and Chronic Diseases Report 2007*. Luxembourg: European Commission, 2008:292-304.
4. Cambois E, Blachier A, Robine J-M. Aging and health in France: an unexpected expansion of disability in mid-adulthood over recent years. *European journal of public health* 2013;23(4):575-81.
5. Cambois E, Clavel A, Robine J-M, Romieu I. Trends in Disability-Free Life Expectancy at Age 65 in France: Consistent and Diverging Patterns According to the Underlying Disability Measure. *European Journal of Ageing* 2008(5):287-98.
6. Weir D. Are baby boomers living well longer? In: Madrian B, Mitchell O, Soldo B, editors. *Redefining Retirement: How Will Boomers Fare?* Oxford: Oxford University Press, 2007:95-111.
7. Freedman VA, Spillman BC, Andreski PM, Cornman JC, Crimmins EM, Kramarow E, et al. Trends in late-life activity limitations in the United States: an update from five national surveys. *Demography* 2013;50(2):661-71.
8. Parker M, Lennartsson C, Kelfve S. Approcher l'âge de la retraite en Suède : santé et ressources des 50-64 ans entre 1968 et 2000. 2010(59):39-60.
9. Crimmins EM, Kim JK, Sole-Auro A. Gender differences in health: results from SHARE, ELSA and HRS. *European journal of public health* 2011;21(1):81-91.
10. Oksuzyan A, Crimmins E, Saito Y, O'Rand A, Vaupel JW, Christensen K. Cross-national comparison of sex differences in health and mortality in Denmark, Japan and the US. *European journal of epidemiology* 2010;25(7):471-80.
11. Oksuzyan A, Juel K, Vaupel JW, Christensen K. Men: good health and high mortality. Sex differences in health and aging. *Aging clinical and experimental research* 2008;20(2):91-102.
12. Doyal L. *What makes women sick: gender and political economy of health*. London: MacMillan press LTD, 1995.
13. Annandale E, Hunt K. Masculinity, femininity and sex: an exploration of their relative contribution to explaining gender differences in health. *Sociology of Health and Illness* 1990;24-46.
14. Hunt K, Annandale E. Just the job? Is the relationship between health and domestic and paid work gender specific. *Sociology of Health and Illness* 1993;632-64.
15. Bonvalet C, Ogg J. Baby boomers : a mobile generation. Oxford ; Paris: Bardwell/Ined, 2011:254.
16. Pinquart M, Sorensen S. Gender differences in caregiver stressors, social resources, and health: an updated meta-analysis. *J Gerontol B Psychol Sci Soc Sci* 2006;61(1):P33-45.
17. Barnay T. Santé déclarée et cessation d'activité. *Revue Française d'Economie* 2005;20(2):73-106.
18. Sirven N, Debrand T. Social Participation and Healthy Ageing: An International Comparison Using SHARE data. *Social Science and Medicine* 2008;67:2017-26.
19. Molinié A-F. La santé au travail des salariés de plus de 50 ans. *Données Sociales* 2006:543-53.
20. Molinié A-F. Les salariés quinquagénaires, entre fragilisation et protection. *Retraite et Société* 2006;49(3).
21. Backes G, Lash V, Reimann K. *gender, health and aging*. Wiesbaden: VS Verlag für Socialwissenschaften, 2006.
22. Berkman L, Melchior M, Chastang JF, Niedhammer I, Leclerc A, Goldberg M. Social integration and mortality: a prospective study of French employees of Electricity of France-Gas of France: the GAZEL Cohort. *American journal of epidemiology* 2004;159(2):167-74.
23. Annandale E, Hunt K. *Gender inequalities in health*. Buckingham/Philadelphia: Open University Press, 2000.
24. Lahelma E, Arber S, Kivela K, Roos E. Multiple roles and health among British and Finnish women: the influence of socioeconomic circumstances. *Social science & medicine* (1982) 2002;54(5):727-40.
25. Bihan-Youinou BL, Martin C. Travailler et prendre soin d'un parent âgé dépendant. *Travail, genre et sociétés* 2006(16):77-96.
26. Cox B, Van Oyen H, Cambois E, Jagger C, Le Roy S, Robine J-M, et al. The reliability of the Minimum European Health Module. *International Journal of Public Health* 2009(54):55-60.
27. De Bruin A, Picavet H, Nossikov A. Health interview surveys: towards international harmonization of methods and instruments. Copenhagen: WHO Regional Office for Europe, 1996.
28. Idler EL, Benyamini Y. Self-rated health and mortality: a review of twenty-seven community studies. *Journal of Health and Social Behavior* 1997(38):21-37.
29. Ferraro KF, Farmer MM, Wybraniec JA. Health trajectories: long-term dynamics among black and white adults. *J Health Soc Behav* 1997;38(1):38-54.

30. Salavecz G, Chandola T, Pikhart H, Dragano N, Siegrist J, Jockel KH, et al. Work stress and health in Western European and post-communist countries: an East-West comparison study. *Journal of epidemiology and community health* 2010;64(1):57-62.
31. Benyamini Y, Idler EL, Leventhal H, Leventhal EA. Positive affect and function as influences on self-assessments of health: expanding our view beyond illness and disability. *J Gerontol B Psychol Sci Soc Sci* 2000;55(2):P107-16.
32. Westerlund H, Kivimäki M, Singh-Manoux A, Melchior M, Ferrie JE, Pentti J, et al. Self-rated health before and after retirement in France (GAZEL): a cohort study. *Lancet* 2009;374(9705):1889-96.
33. Cambois E, Sieurin A. Mesurer les répercussions des maladies chroniques sur l'état de santé fonctionnel, 2010:17.
34. Cambois E, Robine J-M, Mormiche P. Une forte baisse de l'incapacité en France dans les années 1990? Discussion autour des questions de l'enquête santé. *Population* 2007;62(2):363-86.
35. Tubeuf S, Jusot F, Devaux M, Sermet C. Social heterogeneity in self-reported health status and measurement of inequalities in health. Paris: IRDES, 2008:24.
36. Sieurin A, Cambois E, Robine J-M. Les espérances de santé en France : une tendance récente moins favorable que dans le passé. *Document de travail INED*: http://www.ined.fr/fr/ressources_documentation/publications/documents_travail/bdd/publication/1529/, 2011:30.
37. Van de Velde S, Bracke P, Levecque K. Gender differences in depression in 23 European countries. Cross-national variation in the gender gap in depression. *Social science & medicine* (1982). England, 2010:305-13.
38. Oksuzyan A, Petersen I, Stovring H, Bingley P, Vaupel JW, Christensen K. The male-female health-survival paradox: a survey and register study of the impact of sex-specific selection and information bias. *Annals of epidemiology* 2009;19(7):504-11.
39. Denton M, Prus S, Walters V. Gender differences in health: a Canadian study of the psychosocial, structural and behavioural determinants of health. *Social science & medicine* (1982) 2004;58:2585-600.
40. France Prioux, Magali Mazuy, Barbieri M. La conjoncture démographique en France: L'évolution démographique récente en France. *Population* 2010;65(3):421-74.
41. Meslé F. Will the gender gap in mortality continue to narrow? *Annual conference of the Population Association of America*. New Orleans, 2013.
42. Meslé F. Progrès récents de l'espérance de vie en France : les hommes comblent une partie de leur retard. *Population-F* 2006;61(4):437-62.
43. Vallin J, Meslé F. Tables de mortalité françaises pour les XIXe et Xxe siècles et projections pour le XXle siècle Paris: INED, 2001.
44. Arriaga EE. Measuring and explaining the change in life expectancies. *Demography* 1984;21(1):83-96.
45. Andreev E, Shkolnikov V, Begun A. Algorithm for decomposition of differences between aggregate demographic measures and its application to life expectancies, healthy life expectancies, parity-progression ratios and total fertility rates. *Demographic Research* 2002;7:500-21.
46. Meslé F. Écart d'espérance de vie entre les sexes : les causes du recul de l'avantage féminin. *Revue d'épidémiologie et de santé publique* 2004;52(4):333-52.
47. Mazuy M, Barbieri M, Breton D, d'Albis H. L'évolution démographique récente de la France et ses tendances depuis 70 ans. *Population* 2015;70(3):417-86.
48. Bricard D. Calendrier des changements dans les comportements tabagiques avec les événements familiaux. 3e réunion d'avancement du projet ISHEF. Paris, 2015.
49. Legleye S, Khat M, Beck F, Peretti-Watel P. Widening inequalities in smoking initiation and cessation patterns: A cohort and gender analysis in France. *Drug and Alcohol Dependence* 2011;doi:10.1016/j.drugalcdep.2011.02.004.
50. Filipovic Pierucci A, Cambois E. Conséquences des maladies sur le fonctionnement : Comparaisons hommes-femmes: Rapport dans le cadre des stages d'internat en santé publique à l'INED, unité 5 (MSE), 2013:71.
51. Nusselder W, Wapperom D, Looman C, Van Oyen H, Robine JM, Jagger C, et al. Contribution of chronic diseases to gender differences in activity limitations. En cours.
52. Nusselder W, Looman C, Cambois E. Gender differences in Healthy Life Years and years with activity limitations in France: the contribution of chronic diseases. 2e réunion d'avancement du projet ISHEF. Paris, 2014.
53. Verbrugge L, Jette A. The disablement process. *Social Science and Medicine* 1994;38:1-14.
54. World Health Organization. International classification of functioning, disability and health: ICF. Geneva: WHO, 2001.
55. Nusselder WJ, Looman CW. Decomposition of differences in health expectancy by cause. *Demography* 2004;41(2):315-34.
56. Desplanques G. La mortalité des adultes: résultats de deux études longitudinales (période 1955-1980). *Les Collections de l'INSEE* 1985;D102.
57. Sacker A, Firth D, Fitzpatrick R, Lynch K, Bartley M. Comparing health inequalities in men and women : prospective study of mortality 1986-96. *BMJ (Clinical research ed)* 2000;320:1303-07.
58. Meijer L, Rober-Bobée I. Mortalité des femmes et environnement familial: Rôle protecteur de la vie de famille. *INSEE Première* 2003(8952):1-4.

59. Arber S. Comparing inequalities in women's and men's health: Britain in the 1990s. *Social science and medicine* 1997;44(6):773-87.
60. Bonnet C, Hourriez J. Egalité entre hommes et femmes à la retraite : quel rôle pour les droits familiaux et conjugaux ? *Population En révision*.
61. Hughes ME, Waite LJ. Marital biography and health at mid-life. *J Health Soc Behav* 2009;50(3):344-58.
62. Zhang Z, Hayward MD. Gender, the Marital Life Course, and Cardiovascular Disease in Late Midlife. *Journal of marriage and family* 2006;68(3):639-57.
63. Delbes C, Gaymu J. L'histoire conjugale des 50 ans et plus. *Histoires de familles, histoires familiales : les résultats de l'enquête Famille de 1999 / sous la dir. de Cécile Lefèvre et Alexandra Filhon. - Paris : Ined, 2005. - (Les Cahiers de l'Ined ; 156):graph., tabl.*
64. Melchior M, Berkman L, Niedhammer I, Zins M, Goldberg M. The mental health effects of multiple work and family demands. A prospective study of psychiatric sickness absence in the French GAZEL study. *Social psychiatry and psychiatric epidemiology* 2007;42(7):573-82.
65. Khlai M, Sermet C, Le Pape A. Women's health in relation with their family and work roles: France in the early 1990s. *Social science & medicine (1982)* 2000;50(12):1807-25.
66. Ponthieux S, Schreiber A. Dans les couples de salariés, la répartition du travail domestique reste inégale. In: INSEE, editor. *Données sociales: La découverte*, 2006:43-51.
67. Pailhé A, Solaz A. Les ajustements professionnels des couples autour des naissances : une affaire de femmes ? *Entre travail et famille: des arrangements de couples aux pratiques des employeurs*. Paris: INED-la découverte, 2009:167-86.
68. Pailhé A, Solaz A. Professional Outcomes of Internal Migration by Couples: Evidence from France. *Population, Space and Place* 2008(14):347-63.
69. Walters V, McDonough P, Strohschein L. The influence of work, household structure, and social, personal and material resources on gender differences in health: an analysis of the 1994 Canadian National Population Health Survey. *Social science & medicine (1982)* 2002;54(5):677-92.
70. McDonough P, Walters V. Gender and health: reassessing patterns and explanations. *Social science & medicine (1982)* 2001;52(4):547-59.
71. Bauer D. Conciliation vie familiale et professionnelle. In: DREES, editor. *La santé des femmes: La Documentation Française*, 2009:270-71.
72. Coursole KM, Sweeney MM, Raymo JM, Ho JH. The association between retirement and emotional well-being: does prior work-family conflict matter? *J Gerontol B Psychol Sci Soc Sci* 2010;65(5):609-20.
73. Vaananen A, Kevin MV, Ala-Mursula L, Pentti J, Kivimaki M, Vahtera J. The double burden of and negative spillover between paid and domestic work: associations with health among men and women. *Women & health* 2004;40(3):1-18.
74. Hunt K. A generation apart? Gender-related experiences and health in women in early and late mid-life. *Social science & medicine (1982)* 2002;54(5):663-76.
75. Arber S, Khlai M. Social and economic patterning of women's health in a changing world. *Social science & medicine (1982)* 2002;54(5 (special issue)):643-7.
76. Sekine M, Chandola T, Martikainen P, Marmot M, Kagamimori S. Sex differences in physical and mental functioning of Japanese civil servants: explanations from work and family characteristics. *Social science & medicine (1982)* 2010;71(12):2091-9.
77. Soullier N, Weber A. L'implication de l'entourage et des professionnels auprès des personnes âgées à domicile. *Études et Résultats* 2011(771).
78. Petite S, Weber A. Les effets de l'Allocation personnalisée d'autonomie sur l'aide dispensée aux personnes âgées. *Études et Résultats* 2006(459).
79. Siegrist J. Adverse Health Effects of High Effort Low Reward Conditions. *Journal of occupational health psychology* 1996;1:27-41.
80. Capistrant BD, Berkman LF, Glymour MM. Does Duration of Spousal Caregiving Affect Risk of Depression Onset? Evidence from the Health and Retirement Study. *Am J Geriatr Psychiatry* 2013.
81. Capistrant BD, Moon JR, Berkman LF, Glymour MM. Current and long-term spousal caregiving and onset of cardiovascular disease. *Journal of epidemiology and community health* 2012;66(10):951-6.
82. Marshall NL, Barnett RC. Work-Family Strains and Gains Among Two-Earner Couples. *Journal of community psychology* 1993;21:64-78.
83. Pearlin LI, Mullan JT, Semple SJ, Skaff MM. Caregiving and the stress process: an overview of concepts and their measures. *The Gerontologist* 1990;30(5):583-94.
84. Ertel KA, Koenen KC, Berkman LF. Incorporating home demands into models of job strain: findings from the work, family, and health network. *Journal of occupational and environmental medicine / American College of Occupational and Environmental Medicine* 2008;50(11):1244-52.
85. Plaisier I, de Bruijn JG, Smit JH, de Graaf R, Ten Have M, Beekman AT, et al. Work and family roles and the association with depressive and anxiety disorders: differences between men and women. *Journal of affective disorders* 2008;105(1-3):63-72.

86. Berkman L, O'Donnell E. The Pro-Family Workplace: Social and Economic Policies and Practices and Their Impacts on Child and Family Health. In: Landale N, McHale SM, Booth A, editors. *Families and Child Health. National Symposium on Family Issues*: Springer, 2013.
87. Sabbath EL, Melchior M, Goldberg M, Zins M, Berkman LF. Work and family demands: predictors of all-cause sickness absence in the GAZEL cohort. *European journal of public health* 2012;22(1):101-6.
88. O'Donnell EM, Ertel KA, Berkman LF. Depressive symptoms in extended-care employees: children, social support, and work-family conditions. *Issues in mental health nursing* 2011;32(12):752-65.
89. Berkman L, Buxton O, Ertel K, Okechukwu C. Managers' practices related to work-family balance predict employee cardiovascular risk and sleep duration in extended care settings. *Journal of occupational health psychology* 2011;15(3):316-29.
90. Pavalko EK, Henderson KA. Combining Care Work and Paid Work Do Workplace Policies Make a Difference? *Research on Aging* 2006;28(3):359-74.
91. Vikat A, Spéder Z, Beets G, Billari F, Bühler C, Désesquelles A, et al. Generations and Gender Survey : Towards a Better Understanding of Relationships and Processes in the Life Course. *Demographic Research* 2007;17(14):389-440.
92. Biotteau A-L, Bonnet C, Cambois E. Union dissolution and mental health: a strong indirect effect of the economic penalty for separated women in France. *Soumis*.
93. Goffman E. The arrangement between the sexes. *Theory and Society* 1977;4(3):301-31.
94. Bonnet C, Garbinti B, Solaz A. Les variations de niveau de vie des hommes et des femmes à la suite d'un divorce ou d'une rupture de Pacs. *Couples et familles. Insee reference* 2015:51-61.
95. Avellar S, Smock PJ. The Economic Consequences of the Dissolution of Cohabiting Unions. *Journal of Marriage and Family* 2005;67:315-27.
96. Andreß H-J, Bröckel M. Income and Life satisfaction after marital disruption in Germany. *Journal of Marriage and Family* 2007;69:500-12.
97. Aassve A, Betti G, Mazzucco S, Mencarini L. Marital Disruption and Economic Well-Being: A Comparative Analysis. *Journal of the Royal Statistical Society. Series A (Statistics in Society)* 2007;170(3):781-99.
98. McManus PA, DiPrete TA. Losers and winners: the financial consequences of separation and divorce for men. *American Sociological Review* 2001;66(2):246-68
99. Fontaine M, Stehlé J. Les parents séparés d'enfants mineurs : quel niveau de vie après une rupture conjugale ? *Politiques Sociales et Familiales* 2014;117:80-86.
100. Pailhé A, Robette N, Solaz A. Work and family over the life course A typology of French long-lasting couples using optimal matching. *Longitudinal and Life Course Research* 2013;4(3):196-217.
101. Anxo D, Flood L, Mencarini L, Pailhé A, Solaz A, Tanturri M-L. Gender differences in time use over the Life-Cycle: A Comparative Gender Analysis of Italy, France, Sweden and the United States. *Feminist economics* 2011;17(3):159-95.
102. Okechukwu CA, El Ayadi AM, Tamers SL, Sabbath EL, Berkman L. Household food insufficiency, financial strain, work-family spillover, and depressive symptoms in the working class: the Work, Family, and Health Network study. *American journal of public health* 2012;102(1):126-33.
103. Berkman L, Zheng Y, Glymour MM, Avendano M, Borsch-Supan A, Sabbath EL. Mothering alone: cross-national comparisons of later-life disability and health among women who were single mothers. *Journal of epidemiology and community health*. England, 2015:865-72.
104. Antonucci T, Hiroko A. An Examination of Sex Differences in Social Support Among Older Men and Women. *Sex Roles* 1987;17(11/12):737-49.
105. Matud MaP, Ibáñez I, Bethencourt JM, Marrero R, Carballeira M. Structural gender differences in perceived social support. *Personality and Individual Differences* 2003;35(8):1919-29.
106. Régnier-Loilier A. Quand la séparation des parents s'accompagne d'une rupture du lien entre le père et l'enfant. *Population & Sociétés* 2013;500.
107. Kalmijn M. Relationships between fathers and adult children: the cumulative effects of divorce and repartnering. *Journal of Family Issues* 2015;36(6):737-59.
108. Williams K. Has the future of marriage arrived? A contemporary examination of gender, marriage and psychological well-being. *Journal of Health and Social Behavior* 2003;44(4):470-87.
109. Strohschein L, McDonough P, Monette G, Shao Q. Marital transitions and mental health: are there gender differences in the short-term effects of marital status change? *Social Science & Medicine* 2005;61(11):2293-303.
110. Gardner J, Oswald AJ. Do Divorcing Couples Become Happier by Breaking Up? . *Journal of the Royal Statistical Society. Series A (Statistics in Society)*, 2006;169(2):319-36.
111. Marks NF, Lambert JD. Marital status continuity and change among young and midlife adults: longitudinal effects on psychological well-being. *Journal of Family Issues* 1998;19(6):652-86.
112. Simon RW. Revisiting the relationships among gender, marital status and mental health. *American Journal of Sociology* 2002;107(4):1065-96.

113. Williams K, Dunne-Bryant A. Divorce and Adult Psychological Well-Being: Clarifying the Role of Gender and Child Age. *Journal of Marriage and Family* 2006;68(5):1178-96.
114. Scott KM, Wells EJ, Angermeyer M, Brugha TS, Bromet E, Demyttenaere K, et al. Gender and the relationship between marital status and first onset of mood, anxiety and substance use disorders. *Psychological medicine* 2010;40(9):1495-505.
115. Demey D, Berrington A, Evandrou M, Falkingham J. Living alone and psychological well-being in mid-life: does partnership history matter? *Journal of epidemiology and community health* 2014(68):403-10.
116. Wade TJ, Pevalin DJ. Marital transitions and mental health. *Journal of Health and Social Behavior* 2004;45(2):155-70.
117. Breslau J, Miller E, Jin R, Sampson NA, Alonso J, Andrade LH, et al. A multinational study of mental disorders, marriage and divorce. *Acta Psychiatrica Scandinavica* 2011;124(6):474-86.
118. Monden CWS, Uunk WJG. For Better and for Worse: The Relationship Between Union Dissolution and Self-Assessed Health in European Panel Data. *European Journal of Population* 2013;29:103-25.
119. Booth A, Amato P. Divorce and Psychological Stress. *Journal and Health and Social Behavior* 1991;32(4):396-407.
120. Blekesaune M. Partnership Transitions and Mental Distress: Investigating Temporal Order. *Journal of Marriage and Family* 2008;70:879-90.
121. Metsä-Simola N, Martikainen P. Divorce and changes in the prevalence of psychotropic medication use: a register-based longitudinal study among middle-aged Finns. *Social Science and Medicine* 2013;94:71-80.
122. Amato PR. Research on Divorce: Continuing Trends and New Developments. *Journal of Marriage and Family* 2010;72:650-66.
123. Johnson DR, Wu J. An empirical test of crisis, social selection and role explanations of the relationship between marital disruption and psychological distress: a pooled time-series analysis of four-wave panel data. *Journal of Marriage and Family* 2002;64:211-24.
124. Lorenz FO, Wickrama KA, Conger RD, Elder GHJ. The short-term and decade-long effects of divorce on women's midlife health. *Journal of Health and Social Behavior* 2006;47(2):111-25.
125. Fuhrer R, Stansfeld SA, Chemali J, Shipley MJ. Gender, social relations and mental health: prospective findings from an occupational cohort (Whitehall II study). *Social science & medicine* (1982). England, 1999:77-87.
126. Melchior M, Berkman LF, Niedhammer I, Chea M, Goldberg M. Social relations and self-reported health: a prospective analysis of the French Gazel cohort. *Social science & medicine* (1982) 2003;56(8):1817-30.
127. Kawachi I, Berkman LF. Social Ties and Mental Health. *Journal of Urban Health: Bulletin of the New York Academy of Medicine* 2001;78(3):458-67.
128. Marmot M. The influence of income on health: views of an epidemiologist. *Health affairs* 2002;21(2):31-46.
129. Ennis NE, Hobfoll SE, Schröder KEE. Money Doesn't Talk, It Swears: How Economic Stress and Resistance Resources Impact Inner-City Women's Depressive Mood. *American Journal of Community Psychology* 2000;28(2):149-73.
130. LaPierre TA. The enduring effects of marital status on subsequent depressive symptoms among women: investigating the roles of psychological, social and financial resources. *Journal of epidemiology and community health* 2012;66:1056-62.
131. Hewitt B, Turrell G, Giskes K. Marital loss, mental health and the role of perceived social support: findings from six waves of an Australian population based panel study. *Journal of epidemiology and community health* 2012;66:308-14.
132. Poortman A-R. Sex differences in the economic consequences of separation. A panel study of the Netherlands. *European Sociological Review* 2000;16(4):367-83.
133. Delpierre C, Lauwers-Cances V, Datta GD, Lang T, Berkman L. Using self-rated health for analysing social inequalities in health: a risk for underestimating the gap between socioeconomic groups? *Journal of epidemiology and community health* 2009;63(6):426-32.
134. Karlson KB, Holm A, Breen R. Comparing regression coefficients between same-sample nested models using logit and probit: a new method *Sociological Methodology* 2012;42:286-313.
135. Kohler U, Karlson KB, Holm A. Comparing coefficients of nested nonlinear probability models. *The Stata Journal* 2011;11(3):420-38.
136. Borrell C, Palencia L, Muntaner C, Urquia M, Malmusi D, O'Campo P. Influence of macrosocial policies on women's health and gender inequalities in health. *Epidemiol Rev* 2014;36:31-48.
137. Moser KA, Pugh HS, Goldblatt PO. Inequalities in women's health: looking at mortality differentials using an alternative approach. *Br Med J (Clin Res Ed)* 1988;296(6631):1221-4.
138. Mesrine A. Les différences de mortalité par milieu social restent fortes In: INSEE, editor. *La société française: données sociales* 1999 Paris: INSEE, 1999:228-35.
139. Koskinen S, Martelin T. Why are socioeconomic mortality differences smaller among women than among men? *Social science & medicine* (1982) 1994;38(10):1385-96.
140. Balleer A, Gomez-Salvador R, Turunen J. Labour force participation across Europe: a cohort-based analysis. *Empirical Economics* 2014;46(4):1385-415.

141. Minni C, Moshion J. Activité féminine et composition familiale depuis 1975. *Dares Analyses* 2010(27):1-10.
142. Afsa C, Buffeteau S. L'évolution des taux d'activité en France : les femmes rattrapent-elles les hommes ? *Economie et statistique* 2006;395-96.
143. Datta Gupta N, Smith N. Children and career interruptions: the family gap in Denmark. *Economica* 2002;69(276):609-29.
144. Becker G. Human capital, effort and sexual division of labor. *Journal of Labor Economics* 1985;3(1):S33-S58.
145. Chiappori PA. Rational household labour supply. *Econometrica* 1988;56(1):63-90.
146. Filer R. Male-Female Wage Differences: The Importance of Compensating Differentials. *Industrial and Labor Relations Review* 1985(38):426-37.
147. Glass J, Camarigg V. Gender, Parenthood, and Job-Family Compatibility. *American Journal of Sociology* 1992;98(1):131-51.
148. Monso O. Changer de groupe social en cours de carrière: Davantage de mobilité depuis les années quatre-vingt. *INSEE Première* 2006(1112):1-4.
149. Koubi M. Les trajectoires professionnelles : une analyse par cohorte. *Économie et statistique* 2003(369-370):119-47.
150. Mincer J, Polachek S. Family Investment in Human Capital: Earnings of Women. *Journal of Political Economy* 1974;82(2):S76-S108.
151. Meurs D, Pailhé A, Ponthieux S. Child-related Career Interruptions and the Gender Wage Gap in France. *Annales d'Économie et de Statistique* 2010;99/100:15-46.
152. Hotchkiss JL, Pitts MM. The role of labour market intermittency in explaining gender wage differentials. *American Economics Review* 2007;97(2):417-21.
153. Petit P. The Effects of Age and Family Constraints on Gender Hiring Discrimination : A Field Experiment in the French Financial Sector. *Labour Economics* 2007;14(3):371-92.
154. Albrecht J, Bjorklund A, Vromen S. Is there a glass ceiling in sweden? *Journal of Labor Economics* 2003;21(1):145-77.
155. Gobillon L, Meurs D, Roux S. Estimating Gender Differences in Access to Jobs. *Journal of Labor Economics* 2015;33(2):317-63.
156. Arulampalam W, Booth AL, Bryan ML. Is There a Glass Ceiling over Europe? Exploring the Gender Pay Gap across the Wage Distribution. *Industrial and Labor Relations Review* 2007;60(2).
157. Booth A, Francesconi M, Frank J. A sticky floor model of promotion, pay and gender. *European Economic Review* 2003;47:295-322.
158. Bartley M, Plewis L. Does Health-selective effect account for socio-economic differences in health? Evidence from England and Wales, 1971 to 1991. *Journal of Health and Social Behaviour* 1997;38:376-86.
159. Blane D, Harding S, Rosato M. Does social mobility affects the size of the socioeconomic differential? Evidence from the ONS Longitudinal Study. *Journal of Royal Statistic Society* 1999;162:59-70.
160. Cambois E, Laborde C. Mobilité socioprofessionnelle et mortalité en France : des liens qui se confirment pour les hommes et qui s'affirment pour les femmes. *Population* 2011(66):373-400.
161. Wilkinson L, Shippee T, Ferraro K. Does occupational mobility influence health among working women? Comparing objective and subjective measures of work trajectories. *J Health Soc Behav* 2012;53(4):432-47.
162. Ribet C, Zins M, Gueguen A, Bingham A, Goldberg M, Ducimetiere P, et al. Occupational mobility and risk factors in working men: selection, causality or both? Results from the GAZEL study. *Journal of epidemiology and community health* 2003;57(11):901-6.
163. Fox AJ, Goldblatt PO, Jones DR. Social class mortality differentials: artefact, selection or life circumstances? *Journal of epidemiology and community health* 1985;39(1):1-8.
164. Ross CE, Mirowsky J. Does Employment Affect Health. *Journal of Health and Social Behavior* 1995;36(3):230-43.
165. Jusot F, Khlát M, Rochereau T, Sermet C. Job loss from poor health, smoking and obesity: a national prospective survey in France. *Journal of epidemiology and community health* 2008;62(4):332-37.
166. Melchior M, Goldberg M, Krieger N, Kawachi I, Menvielle G, Zins M, et al. Occupational class, occupational mobility and cancer incidence among middle-aged men and women: a prospective study of the French GAZEL cohort*. *Cancer Causes Control* 2005;16(5):515-24.
167. Melchior M, Berkman L, Kawachi I, Krieger N, Zins M, Bonenfant S, et al. Lifelong socioeconomic trajectory and premature mortality (35-65 years) in France: findings from the GAZEL Cohort Study. *Journal of epidemiology and community health* 2006;60(11):937-44.
168. Virtanen P, Vahtera J, Kivimäki M, Liukkonen V, Virtanen M, Ferrie J. Labor market trajectories and health: a four-year follow-up study of initially fixed-term employees. *American journal of epidemiology* 2005;161(9):840-6.
169. Bartley M, Owen C. Relation between socioeconomic status, employment and health during economic change, 1973-93 British cohort study. *British Medical Journal* 1996;333:445-49.
170. Khlát M, Sermet C, Le Pape A. Increased prevalence of depression, smoking, heavy drinking and use of psycho-active drugs among unemployed men in France. *European journal of epidemiology* 2004;19(5):445-51.

171. Sermet C, Khlal M. [Health of the unemployed in France: literature review]. *Rev Epidemiol Sante Publique* 2004;52(5):465-74.
172. Ferrie JE, Shipley MJ, Newman K, Stansfeld SA, Marmot M. Self-reported job insecurity and health in the Whitehall II study: potential explanations of the relationship. *Social science & medicine* (1982) 2005;60(7):1593-602.
173. Swaen GM, Bultmann U, Kant IJ, van Amelsvoort LG. Effects of job insecurity from a workplace closure threat on fatigue and psychological distress. *Journal of Occupational and Environmental Medicine* 2004;46(5):443-49.
174. Caroli E, Godard M. Does job insecurity deteriorate health? A causal approach for europe. *Health economics* 2016;25(2):131-47.
175. Davey Smith G, Hart C, Watt G, Hole D, Hawthorne V. Life time in socio-economic position and mortality: prospective observational study. *British Medical Journal* 1997;314:247-452.
176. Pavalko EK, Elder GH, Clipp EC. Worklives and longevity: insights from a life course perspective. *Journal of Health and Social Behavior* 1993;34:363-80.
177. Kuh DLJ, Ben Sholmo Y. *A life course approach to chronic disease epidemiology* Oxford: Oxford University Press, 1997.
178. Holland P, Berney L, Blane D, Davey Smith G, Gunnell DJ, Montgomery SM. Life course accumulation of disadvantage: childhood health and hazard exposure during adulthood. *Social Science and Medicine* 2000;50(9):1285-95.
179. Karasek R. Lower Health Risk with Increased Job Control among Whitecollar Workers. *Journal of Organizational Behavior* 1990;11:171-85.
180. Bahu M, Coutrot T, Herbet J-B, Mermilliod C, Rouxel C. Parcours professionnels et état de santé. *Dossiers Solidarité Santé* 2010(14):1-12.
181. Debrand T, Lengagne P. Working conditions and health of european older workers. *IRDES Working Papers* 2008;DT 8:1-22.
182. Swaen GM, Kant IJ, van Amelsvoort LG, Beurskens AJ. Job mobility, its determinants, and its effects: longitudinal data from the Maastricht Cohort Study. *Journal of occupational health psychology* 2002;7(2):121-9.
183. Liljegren M, Ekberg K. The longitudinal relationship between job mobility, perceived organizational justice, and health. *BMC public health* 2008;8:164.
184. Albertsen K, Lund T, Christensen KB, Kristensen TS, Villadsen E. Predictors of disability pension over a 10-year period for men and women. *Scandinavian journal of public health* 2007;35(1):78-85.
185. Kristensen TS, Borg V, Hannerz H. Socioeconomic status and psychosocial work environment: results from a Danish national study. *Scandinavian journal of public health. Supplement* 2002;59:41-8.
186. Arber S, Khlal M. Introduction to 'social and economic patterning of women's health in a changing world.'. *Social science & medicine* (1982) 2002;54(5):643-7.
187. Volkoff S, Molinié A-F. L'écheveau des liens santé travail, et le fil de l'âge. In: Degenne A, Marry C, Moulin S, editors. *Les catégories sociales et leurs frontières*. Laval (Québec): Presses de l'Université Laval, 2011:323-44.
188. Parslow RA, Jorma AF, Christensena H, Rodgersa B, Strazdinsb L, D'Souza RM. The associations between work stress and mental health: A comparison of organizationally employed and self-employed workers. *Work & Stress: An International Journal of Work, Health & Organisations* 2004;18(3):231-44.
189. Navarro V, Shi L. The political context of social inequalities and health. *Int J Health Serv* 2001;31(1):1-21.
190. Mackenbach JP, Karanikolos M, McKee M. The unequal health of Europeans: successes and failures of policies. *Lancet* 2013;381(9872):1125-34.
191. Marmot M. *Fair Society, Healthy Lives: The Marmot Review*, 2010.

Liste des documents annexés

Annexe 1. Meslé, F. (2013). Will the gender gap in mortality continue to narrow? Annual conference of the Population Association of America. New Orlean.

Annexe 2. Bricard, D. (2015). Calendrier des changements dans les comportements tabagiques avec les événements familiaux. 3e réunion d'avancement du projet ISHEF. Paris.

Annexe 3. Filipovic Pierucci, A. and E. Cambois (2013). Synthèse du rapport : Conséquences des maladies sur le fonctionnement : Comparaisons hommes-femmes, Rapport dans le cadre des stages d'internat en santé publique à l'INED, unité 5 (MSE). Pp12

Annexe 4. Nusselder, W., C. Looman and E. Cambois (2014). Gender differences in Healthy Life Years and years with activity limitations in France: the contribution of chronic diseases. 2e réunion d'avancement du projet ISHEF. Paris.

Annexe 5. Cambois, E. and A. Pailhé (2013). Assessing the contribution of gendered distribution of family-work situations to sex differences in health: The French case. Pp15

Annexe 6. Cambois, E., D. Cheung and A. Pailhé (2016). Care-giving et santé mentale: une analyse longitudinale à partir de l'enquête ERFI. Pp20

Annexe 7. Biotteau, A.-L., C. Bonnet and E. Cambois (Soumis). Union dissolution and mental health: a strong indirect effect of the economic penalty for separated women in France.

Annexe 8. Cambois, E., C. Garrouste and A. Pailhé (Soumis). Gender Career Divide and Women's Disadvantages in Depressive Symptoms and Physical Limitations in France.

Annexe 9. Cambois E, Garrouste C, Lafontaine A, Pailhé A. (2016) Gender-specific career characteristics and health trajectories in France: A long-term harm of unskilled first jobs, career disruptions, and downward mobility. Pp 12

Annexe 10. Cambois, E. (2016). Des inégalités sociales de santé moins marquées chez les femmes que chez les hommes : une question de mesure ? Revue d'Épidémiologie et de Santé Publique 64(S2): S75–S85.

ANNEXE 1

Meslé, F. (2013). Will the gender gap in mortality continue to narrow?
Annual conference of the Population Association of America. New Orleans

Will the gender gap in mortality continue to narrow?

France Meslé
INED, Paris

Abstract

During the 20th century, female mortality decreased dramatically, more rapidly than male mortality. Consequently, life expectancy gap between men and women widened considerably. The reasons for the female lead have been largely discussed: biological advantage, behaviours more conducive to health, easier relationship with medicine. However, for three decades, this advantage has started reducing, first in Anglo-Saxon and Nordic countries, more recently in Southern Europe. Men are steadily catching up women thanks to a rapid decrease in cardiovascular mortality and the reversal of cancer trends, especially lung cancer. The future trend of the life expectancy gap between sexes is now more and more depending on mortality at old ages (over age 65, and even over age 80). The aim of this paper is to investigate the recent developments of gender mortality differentials in low-mortality countries at age 65+, comparing specific countries through a precise cause-of-death analysis.

**
*

After widening throughout most of the 19th and 20th centuries, the gap in life expectancy between the sexes is now narrowing in low-mortality countries. The reasons for this century-long expansion of the disparity in male and female life expectancy that accompanied health improvements in all industrialized countries have been discussed by numerous authors (Lopez and Ruzicka, 1983; Waldron, 1985; Vallin, 1989). The gap, only slightly in favour of women, or even to men's advantage in high-mortality demographic regimes, grew wider during the decades of declining mortality levels. This growing gender inequality was the result of various factors. First, for many years men behaved in ways that were more detrimental to their health: drinking and smoking more, driving more frequently and faster; and being employed in high-risk occupations. In the 1960s and 1970s, as differences between male and female behaviour lessened, a parallel decline in life expectancy differences between the sexes was anticipated. Not only did this fail to materialize, but the gap widened even further in most countries. For, although women adopted some traditionally male forms of behaviour, they did so in their own way, reducing the associated risks; more particularly, they counterbalanced these harmful new forms of behaviour by greater awareness of health issues. At a time when

health was progressing essentially through the reduction of chronic disease, cardio-vascular diseases in particular, women understood earlier than men the importance of managing their health – consulting doctors more frequently, starting regular check-ups at a younger age, and ensuring proper follow up. Thus, men's more destructive lifestyles and women's more constructive health-related practices combined to widen the gap even further.

At the end of the 20th century, however, this century-long trend started to reverse, and in a large number of industrialized nations the gap is now narrowing (Trovato and Lalu, 1998; Meslé, 2004; Glei and Horiuchi, 2007). This new tendency results from a combination of two main factors: a slight slowing of progress for women whose behaviour, particularly with respect to smoking, has become as harmful as that of men, and an acceleration of progress for men whose middle-age mortality from cardiovascular diseases and tobacco-related diseases has decreased rapidly thanks to the adoption of new health-related practices.

In any case, the fact that life expectancy has improved more rapidly among men than women is not necessarily linked to a decline in male excess mortality at all ages. As women's mortality rates are much lower than men's, the same relative decrease yields a much greater increase in life expectancy among men than among women. In other words, for life expectancy to increase at the same pace for both sexes, female age-specific mortality rates need to decline more quickly. At equal rates of progress, the life expectancy gap between the sexes will automatically continue to narrow (Vallin and Meslé, 1989; Glei and Horiuchi, 2007). At young and middle ages, female mortality levels are now so low that male levels will inevitably continue to catch up. At old ages, trends are much less clear. However, mortality trends are now increasingly dependent on mortality gains or losses at these old ages.

The aim of this paper is to investigate recent developments in gender mortality differentials in low-mortality countries at age 65+, comparing specific countries through a detailed cause-of-death analysis.

I. A general narrowing of the gap

Except war periods, during the mid-twentieth century, life expectancy at birth in western industrialized countries¹ has increased for both sexes steadily (Table 1). Until the late 1970s, this increase was more rapid for females than for males, which resulted in a widening

¹ In this paper, Western industrialized countries include Northern, Western, and Southern Europe, Northern America, Australia and New Zealand as well as Japan. Because of very different trends in mortality, Central and Eastern European countries will not be considered.

of the gap in all regions. At that time, the difference between male and female life expectancy ranged from 5.2 years in Japan to 7.6 years in Northern America. In the following decades, however, the trends reversed first in Northern America, Australia/New Zealand, and in Northern Europe, followed by Western and Southern Europe in the 1990s, and finally by Japan in the late 2000s.

Table 1. Life expectancy at birth in large regions of industrialized world from 1950-1955 to 2005-2010, according to the sex

	1950-55	1975-80	1985-90	1990-95	1995-2000	2000-05	2005-10
Male life expectancy e0m							
Northern America	65.84	69.51	71.51	72.42	73.65	74.78	75.63
Australia/New Zealand	66.84	69.88	72.60	74.33	75.76	77.56	78.94
Northern Europe	66.51	69.65	71.68	72.46	73.68	75.20	76.49
Western Europe	65.35	69.62	72.12	73.03	74.42	75.90	77.44
Southern Europe	61.65	69.71	72.00	72.25	74.07	75.57	76.76
Japan	60.40	72.64	75.53	76.27	77.07	78.28	79.25
Female life expectancy e0f							
Northern America	71.67	77.13	78.51	79.20	79.53	79.99	80.73
Australia/New Zealand	72.13	76.84	78.93	80.31	81.34	82.54	83.48
Northern Europe	71.39	76.22	77.90	78.64	79.49	80.49	81.51
Western Europe	70.13	76.51	79.03	79.98	81.01	81.99	83.04
Southern Europe	65.39	75.81	78.46	79.45	80.55	81.69	82.55
Japan	63.93	77.88	81.31	82.44	83.71	85.21	86.06
Difference e0f-e0m							
Northern America	5.84	7.62	6.99	6.78	5.88	5.21	5.10
Australia/New Zealand	5.28	6.96	6.34	5.98	5.59	4.98	4.54
Northern Europe	4.89	6.57	6.22	6.18	5.81	5.29	5.02
Western Europe	4.78	6.89	6.92	6.96	6.59	6.09	5.60
Southern Europe	3.74	6.10	6.46	7.20	6.48	6.13	5.79
Japan	3.53	5.24	5.78	6.17	6.64	6.93	6.81

Source: World Population Prospects, the 2010 Revision (<http://esa.un.org/wpp/>)

When looking at annual trends in specific countries (Figure 1), the ensemble movement is impressive. Trend reversed first in England & Wales from the early 1970s. In the US, the reversal occurred at the end of the 1970s after a 10-year period of stagnation. In Northern Europe, the gap started reducing in the early 1980s while it was 5 years later in Norway and the Netherlands. In countries of Western Europe, the decrease was preceded by a 10-year period of stagnation. In Southern Europe, the reversal is more recent. In Greece, the gap is no longer widening but not yet reducing. And finally in Japan, it started to decrease in 2006 only.

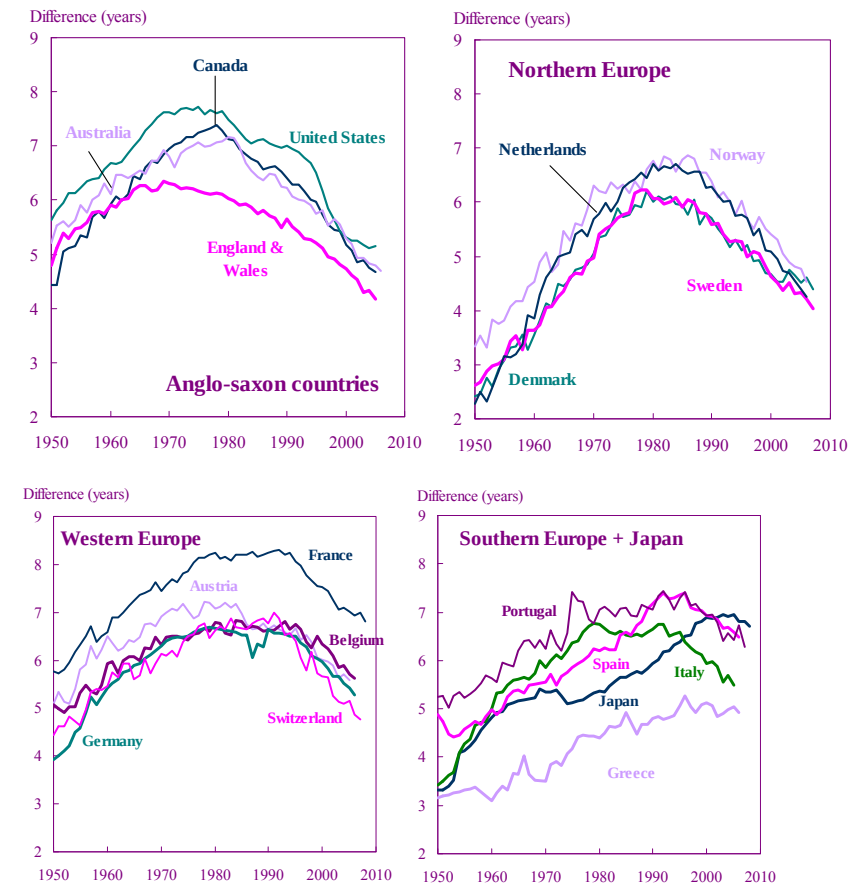


Figure 1. Annual trends in the gap between male and female life expectancy at birth in main industrialized western countries.

Source: Human Mortality Database (<http://www.mortality.org/>)

The reversal depended neither upon the life expectancy level nor upon the magnitude of the difference. So it occurred much earlier in England & Wales than in France, while these two countries had very comparable life expectancy levels in the 1970s. The gap was more than 8 years when trends reversed in France but only 6 years in Germany.

To investigate more precisely the reasons of these trends, we will focus on three countries which differ in terms of calendar: the US, France and Japan.

II. Different trends at different ages

Is the narrowing of the gap observed for life expectancy at birth also visible at other ages. Figure 2 displays trends in the difference between male and female life expectancy at different ages (0, 65, 80) for the US, France and Japan. For these three countries, the trends appear quite different. First, as seen above, for life expectancy at birth, the trend reversal in the gender gap occurred at very different times: in the 1970s for the United States, at the beginning of the 1990s for France, in the late 2000s for Japan. At age 65, the same time lag is visible but the trend reversal for Japan is still uncertain. The picture is different at age 80: a clear divergence appears between the three countries: the gap has been narrowing and then stagnating in the US, while it is still increasing slightly in France and steadily widening in Japan. At these old ages, it is not certain that future trends in gender differentials will be in the same direction for the three countries.

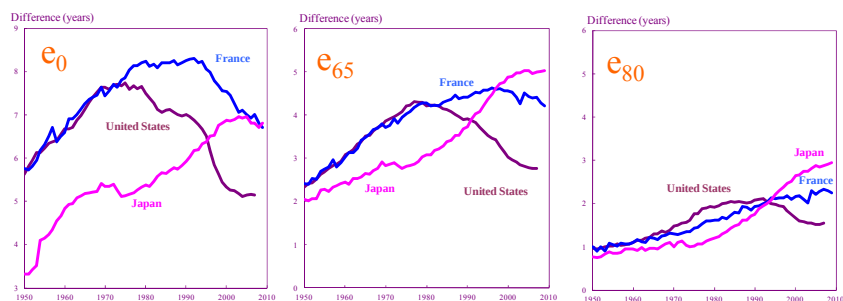


Figure 2. Trends in the gap between male and female life expectancy at ages 0, 65 and 80 for the US, France and Japan

Trends in life expectancy at different ages depend on changes in age-specific death rates, and trends in the gap between males and females depend on the differences in changes according to the sex. If we distinguish between two periods (1950-1980 and 1980-2010), changes in age-specific mortality trends have been quite different when comparing males and females (Table 2). During the first period, from 1950 to 1980, at all ages (except infant mortality in the US) female mortality decreased at all ages more rapidly than male mortality in the three countries under consideration. In France and the US, it is especially impressive at young adult ages where female death rates reduced by 40 to 60 % while male death rates were stagnating. Consequently excess male mortality increased at all ages during this period

(Figure 3). This increase was very important around age 20 for which male mortality was more than 3 times higher for males than females in the US and France and more than 2.5 in Japan. In France, a notable excess mortality also appeared at middle ages (a ratio of 2.5 at age 60).

Table 2. Ratio of age-specific death rates between two periods (1980 to 1950 and 2010 to 1980) by sex in the USA, France, and Japan

	1980/1950						2010/1980					
	USA		France		Japan		USA		France		Japan	
	M	F	M	F	M	F	M	F	M	F	M	F
0	0.40	0.41	0.21	0.20	0.14	0.12	0.48	0.49	0.32	0.36	0.32	0.33
1-4	0.48	0.43	0.27	0.25	0.08	0.06	0.42	0.44	0.27	0.31	0.31	0.35
5-9	0.50	0.50	0.51	0.45	0.15	0.11	0.36	0.39	0.26	0.28	0.30	0.42
10-14	0.54	0.51	0.49	0.44	0.20	0.11	0.43	0.53	0.32	0.36	0.42	0.52
15-19	0.99	0.69	1.05	0.58	0.29	0.11	0.49	0.53	0.34	0.33	0.44	0.59
20-24	1.03	0.61	1.00	0.44	0.18	0.08	0.62	0.73	0.39	0.41	0.68	0.76
25-29	0.98	0.55	0.68	0.36	0.16	0.09	0.70	0.82	0.53	0.50	0.71	0.70
30-34	0.82	0.52	0.61	0.40	0.20	0.13	0.76	0.86	0.60	0.46	0.72	0.64
35-39	0.73	0.53	0.64	0.44	0.27	0.17	0.72	0.83	0.61	0.56	0.66	0.65
40-44	0.69	0.57	0.71	0.53	0.35	0.22	0.68	0.77	0.56	0.61	0.64	0.64
45-49	0.70	0.62	0.79	0.56	0.47	0.29	0.69	0.78	0.53	0.66	0.57	0.61
50-54	0.72	0.65	0.80	0.57	0.47	0.32	0.66	0.75	0.58	0.68	0.63	0.59
55-59	0.75	0.67	0.79	0.56	0.46	0.35	0.63	0.70	0.62	0.67	0.67	0.55
60-64	0.78	0.67	0.78	0.53	0.49	0.37	0.58	0.69	0.58	0.63	0.64	0.50
65-69	0.84	0.67	0.80	0.53	0.52	0.40	0.57	0.72	0.53	0.56	0.59	0.45
70-74	0.86	0.64	0.81	0.56	0.60	0.48	0.59	0.73	0.50	0.49	0.54	0.40
75-79	0.85	0.64	0.82	0.63	0.71	0.59	0.65	0.76	0.55	0.49	0.57	0.40
80-84	0.88	0.74	0.84	0.72	0.78	0.70	0.71	0.76	0.62	0.54	0.64	0.44
85-89	0.90	0.80	0.87	0.82	0.85	0.81	0.81	0.84	0.75	0.65	0.71	0.53
90-94	0.94	0.87	0.91	0.90	0.90	0.90	0.92	0.92	0.86	0.78	0.79	0.65
95-99	0.97	0.94	0.95	0.96	0.96	0.97	0.98	0.98	0.96	0.90	0.88	0.78

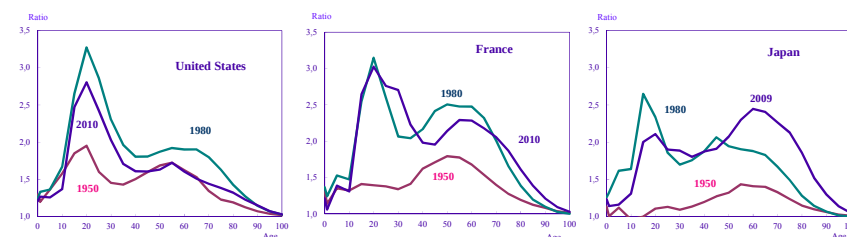


Figure 3. Excess male mortality at three different periods for the US, France and Japan

Since 1980, changes have been much more diversified, according to ages and countries (Table 2). The progress is still general, but according to ages it was more or less profitable to males or females. Furthermore the picture is different from one country to the other. In the US, male mortality decreased more rapidly than female mortality at all ages (except ages 90+,

for which progress was exactly the same). It resulted in a reduction of excess male mortality all over the ages. The shape of the curve did not change but the level decreased notably (Figure 3). In France, male death rates diminished more than female ones for the children and young adults and from age 40 to 70, but above age 70, the decrease was more pronounced for females. The reduction of excess male mortality at middle ages was compensated by an augmentation at older ages. Trends in Japan are rather comparable to the French ones but the age range favourable to men is shorter: 45 to 55 and the increase of excess male mortality over age 60 is still very important.

The impact of excess male mortality on life expectancy differences between sexes does not only depend on the value of the ratio. It is also related to the weight of age-specific death rates in the total mortality. A very high ratio, such as the one observed around age 20 will contribute less to the life expectancy gap than the more moderate ratio observed around age 70, because the level of death rate at age 20 is much lower than that of death rate at age 70. To have a more precise view on the role played by mortality at different age groups in the life expectancy gap between sexes, it is necessary to compute age-specific components of the difference.²

Looking at the age decomposition of the gap at three different periods (Figure 4) confirms that while the gap widened in a similar manner between 1950 and 1980 in the three countries (increase in the differences around age 20 and between age 60 and 80), recent developments vary from one country to another. In the US, the difference has decreased at all ages, except over age 80 where it is stable. In France it has decreased below age 75 but substantially increased over that age. In Japan, the decrease is limited to young ages (below age 55) and the gap has considerably widened at older ages (between ages 70 and 90).

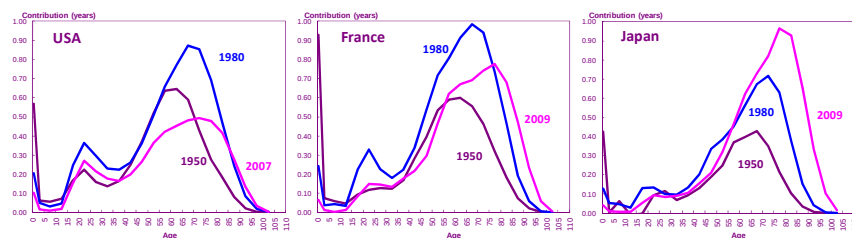


Figure 4. Age components of the gap between male and female life expectancy at three different periods for the US, France and Japan

² Using here Andreev's method (Andreev, 1982)

III. The role of causes of death

These contrasting trends depend on the evolution of mortality from different causes of death. Figure 5 displays the age and cause contribution of large groups of causes of death to the gender gap in life expectancy at birth for the same periods as above, 1950, 1980 and 2007-2009³. In 1950, causes of death mostly contributing to the gap were not exactly the same in the three countries. In the US, this gap at adult ages was mainly due to two groups of causes: circulatory diseases and external causes. In France, these two groups were also playing an important role but they were reinforced by a non-negligible contribution of infectious diseases. In Japan causes of death contributing to the gap were more diversified, almost all groups of causes playing some part. At young adult ages, there were even some causes for which mortality was lower for males than for females, mainly in the group "other diseases" which gather at these ages conditions related to pregnancy and delivery. At that time in Japan, consequences of childbearing were still important.

By contrast the picture observed in 1980 is much more comparable in the three countries. Three groups of causes are playing a major role in the difference in life expectancy between sexes: cancers have joined circulatory diseases and external causes, while the role of other causes has relatively decreased everywhere. The role of cancer is relatively more important in France and in Japan, compared to the US while external causes at young adult ages are especially influent in the US and in France. But in general the pattern appears quite similar from one country to another.

In the most recent period, the situation appears more diversified again. In the US, the reduction of the gap between male and female life expectancy at birth is mainly related to a decrease in circulatory diseases, reinforced by some reduction for external causes and cancers. In France, the role played by cancer is becoming preponderant while that of circulatory diseases and external causes has dramatically reduced. In Japan, the growing part played by cancer and respiratory diseases almost cancels the reduction of circulatory diseases. In the latter country, the role played by mortality at ages 85+ is very impressive, and it confirms that it is necessary to have a closer look to what is now occurring at the oldest ages to understand recent developments in mortality differences between males and females.

³ According to the last available year in the WHO database on causes of death

country, respiratory diseases are also contributing substantially to the gap, especially at the oldest ages.

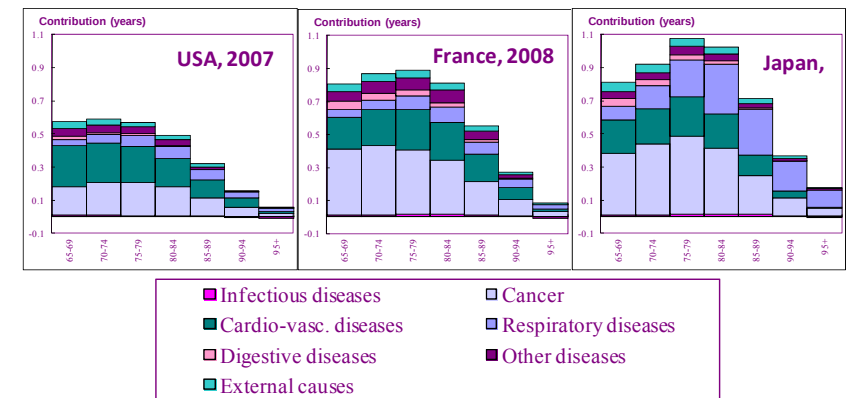


Figure 6. Age and cause components of the gap between male and female life expectancy at age 65 for the US, France and Japan, in the most recent period

When considering annual trends in age and cause components of the gender gap in life expectancy at age 65 in the three countries, it appears clearly that these different cause-of-death patterns emerged in the last two decades of the 20th century (Figure 7). Until 1980, circulatory diseases were the main contributor to the sex differences in life expectancy at age 65 in the three countries. Since 1980, however, this contribution has been decreasing. In the US the decrease was much sharper than in the two other countries. The role of cancers, the second contributor in the 1950s-1970s, increased everywhere but much less in the US than in France and in Japan. In the latter two countries this cause of death plays a major role today, with the additional contribution of respiratory diseases in Japan.

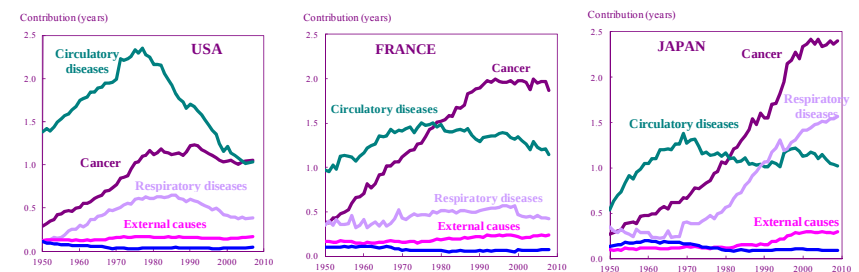


Figure 7. Annual trends in age and cause components of the gap between male and female life expectancy at age 65 for the US, France and Japan, since 1950

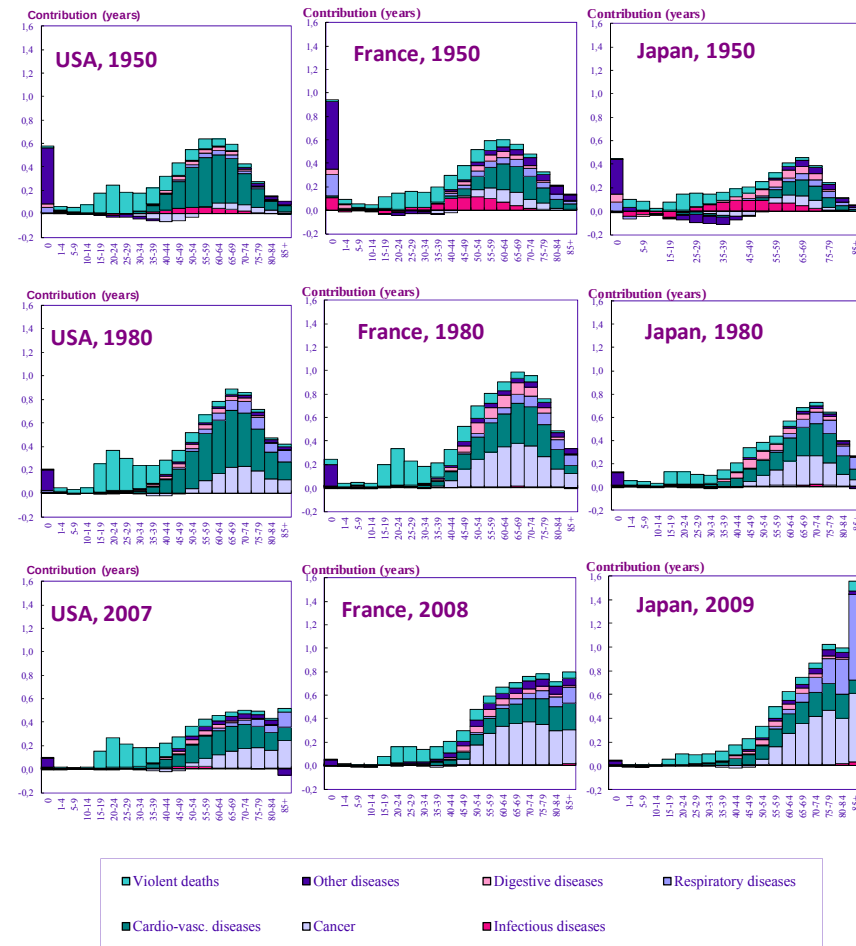


Figure 5. Age and cause components of the gap between male and female life expectancy at birth at three different periods for the US, France and Japan,

Figure 6 focuses on the age and cause components of the gap between male and female life expectancy at age 65 in the most recent period. It highlights the unequal contribution of old ages to this gap, between the US where differences are rather low, especially over age 85 and Japan where these differences are much larger and remain non-negligible even over age 95. France occupies an intermediate position. Furthermore the causes involved also differ from one country to another. In the US, the main contributor to the gap is the group of circulatory diseases while in France and Japan cancers play the major role. In the latter

**
*

In all industrialized nations in Western Europe and overseas, the gap in life expectancy at birth has decreased in the last decades. However, the narrowing gap between male and female life expectancy does not mean that women's health has deteriorated. Essentially, it is rather that progress in men's health has accelerated. Men have finally reaped the benefits of the cardio-vascular revolution that women were the first to benefit from, and the decline in male cardio-vascular mortality has speeded up. Moreover, cancer mortality among men has also started to drop, principally because of fewer deaths from lung cancers resulting from a reduction in tobacco consumption. Finally, the sustained decline in the number of violent deaths, from the mid-1970s onwards, benefited men more than women because of very high excess mortality for this type of death among men.

Among women, if progress in life expectancy has been marking time in recent years, it is mainly because female mortality levels are already so low that more years can only be added if mortality levels drop at a rhythm significantly higher than that necessary for men to enjoy a similar increase in life expectancy. However, it is true that the decline in female cancer mortality slowed down recently under the combined effect of the rise in lung cancers and the levelling out of breast cancer.

In the coming years, the contribution of cancer to the male and female life expectancy gap could continue to fall, and actually help to reduce it. However, much uncertainty remains about future trends at older ages. Japan's example shows that even with a very high life expectancy, women can keep on increasing their advantage over men on account of the massive mortality decline among the oldest old. Likewise, in France, mortality among those aged over 80 years is receding at a faster pace among women than men and, if this trend continues, women could gain back at these ages the advantages lost at earlier ones. Inequalities in male and female mortality are certainly not on the verge of extinction.

References

- ANDREEV Evgeni, 1982 – Метод компонент в анализе продолжительности жизни [Analysis of life expectancy using component methods], Вестник статистики [Bulletin of Statistics], No. 3, March, pp. 42-47.
- GLEI Dana A., HORIUCHI Shiro, 2007. – The narrowing sex differential in life expectancy in high-income populations: Effects of differences in the age pattern of mortality, *Population Studies*, 61(2), p. 141-149.
- LOPEZ Alan, RUZICKA Lado T. (ed.), 1983. – *Sex differentials in mortality : trends, determinants and consequences*. – Canberra, Australian National University, Demography Department, 498 p
- MESLÉ France, 2004. – Écart d'espérance de vie entre les sexes : les causes du recul de l'avantage féminin, *Revue d'épidémiologie et de santé publique*, vol. 52, n° 4, p. 333-352.
- TROVATO Frank, LALU N. M., 2003. – Contribution of cause-specific mortality to changing sex differences in life expectancy : seven nations case study, *Social Biology*, vol. 45, n° 1-2, p. 1-20.
- VALLIN Jacques, 1993. – Social change and mortality decline : women's advantage regained or achieved ?, in : Nora FEDERICI, Karen OPPENHEIM-MASON and Solvi SOGNER (éd.), *Women's position and demographic change in the course of development*, p. 190-212. – Oxford, Clarendon Press, 368 p
- VALLIN Jacques, MESLÉ France, 1989. – A long terme, l'écart d'espérance de vie entre hommes et femmes devrait diminuer, *Population*, vol. 44, n° 6, p. 1244-1251.
- WALDRON Ingrid, 1995. – Contributions of biological and behavioural factors to changing sex differences in ischaemic heart disease mortality, in : Alan D. Lopez, Graziella Caselli and Tapani Valkonen (eds.), *Adult mortality in developed countries : from description to explanation*, p. 161-178. – Oxford, OUP, 361 p

ANNEXE 2

Bricard, D. (2015). Calendrier des changements dans les comportements tabagiques avec les événements familiaux. 3e réunion d'avancement du projet ISHEF. Paris

Calendrier des changements dans les comportements tabagiques avec les événements familiaux

Damien Bricard, Post-doctorant INED
Réunion ISHEF, 9 mars

Contexte

- En France, accroissement des inégalités sociales de tabagisme, et convergence des tabagismes masculins et féminins, en particulier pour les plus diplômés (Legleye et al. 2011; Bricard et al. 2014)
 - Cette convergence peut s'expliquer :
 - pas seulement par l'évolution du niveau d'éducation (effet de composition) ;
 - changements des comportements liés à des évolutions dans les parcours professionnels (précarité et pénibilité de l'emploi, Rouxel et Virely 2012) et évolution des conditions de vie (Graham 2006, Waldfron 1997)
 - mais particularités du tabagisme féminin (différences dans le profil tabagique avec l'âge notamment):
 - Cessation à l'approche de la première maternité (Lelong et al. 2011)
 - Tabagisme féminin lié à l'âge à la première maternité, fin d'études, profession et statut de cohabitation (Graham 2006, 2010)
- > Hypothèse d'un impact différencié des trajectoires et des événements de vie (professionnels et familiaux)

Evènements familiaux et tabagisme selon le sexe

- Mise en couple / séparation : effet protecteur de la mise en couple sur les comportements de santé
 - la plupart des études en Europe ou USA montrent un effet similaire pour les hommes et les femmes ou alors supérieur pour les hommes (ex: Nystedt 2010);
 - Une étude coréenne montre un effet plus important pour les femmes (Cho 2008), cohérent avec résultats de McKee et al. (2003) sur les événements de stress
- Influence du tabagisme du partenaire (*matching* ou *bargaining*) : pour Ettilé et Clark (2006) l'effet est due à un effet de matching et non de négociation ; pour Homish (2005) : influence à terme du partenaire sur le tabagisme ou la cessation (+ plus forte de l'homme sur la reprise des femmes)
- Naissance d'un enfant: au contraire des femmes, peu de changement dans les comportements tabagiques des hommes
 - Peu d'effet à long terme : arrêt des femmes pendant la grossesse mais reprise après (ex : aux USA, Kahn (2011), 56% des femmes arrêtent pendant la grossesse et 72% reprennent 1 an après, USA), en France, Dumas (2014) 24% des femmes enceintes fumaient en 2010 et 17% au 3e trimestre en 2010)
 - Peu d'études sur le tabagisme des hommes : pas d'arrêt mais arrêt de fumer à la maison (Blackburn 2005), ou effets seulement chez les plus éduqués (Brenner 1993)

Objectifs et stratégie empirique

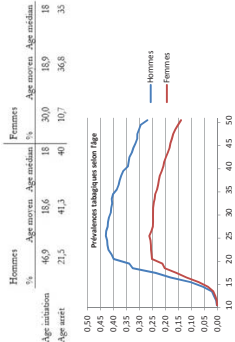
- Objectifs :
 - Impact chez les hommes et les femmes des événements familiaux sur la carrière tabagique
 - Calendrier des changements selon la temporalité des événements
- Stratégie empirique :
 - Données de l'enquête Santé et Itinéraire Professionnelle 2006 : Grille biographique de la situation familiale et professionnelle et auto-questionnaire santé sur l'histoire tabagique ;
 - Effectifs : 5012 hommes et 5828 femmes de 25 à 74 ans
 - Méthodes d'économétrie des données de panel et modèles de durée / estimation des effets d'anticipation et de retard des événements

Données – SIP 2006

Reconstitution des parcours tabagiques :

Auto-questionnaire santé :

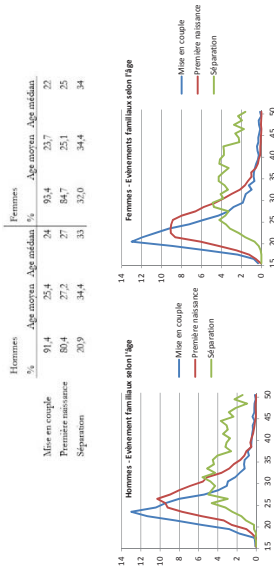
- Si vous fumez actuellement tous les jours (cigarettes, cigare, pipe) :
« Depuis quel âge ? »
- Si auparavant vous fumiez tous les jours : « De quel âge à quel âge ? »



Données – SIP 2006

Reconstitution des événements familiaux à partir de la grille biographique :

- « Avez-vous déjà vécu en couple ? » (situez la ou les périodes) → on en déduit les séparations
- « Avez-vous eu ou bien adopté des enfants » (notez les années de naissance)



Données – SIP 2006

- Variables de contrôle :
 - Activité professionnelle : emploi long (5 ans ou plus), emploi court (<5 ans ou inactivité et chômage de moins d'un an), chômage (> 1 an), inactivité, scolarité (variable temporelle) ;
 - Catégorie socio-professionnelle (dernière) en 6 groupes ;
 - Niveau de diplôme en 4 groupes : non scolarisé ou CEP, étude de premier ou de second cycle, 1 ou 2 années sup. au bac., 3 ou + années sup. au bac.
 - Statut migratoire
 - Commune rurale au moment de l'enquête
 - Cohortes de naissance : avant 1941, de 1941 à 1950, de 1951 à 1960, de 1961 à 1970, après 1970

Méthode : Panel + sélection

- Stratégie empirique :

Modèle logistique à temps discret :

$$S_{it} = \alpha.X_{it} + \beta.E_{it} + \gamma.Z_i + w_i + e_{it}$$

avec $i=1,...,N$ et $t=17,...,T_i$

- Effet de sélection : $corr(E_{it}, w_i) \neq 0$, solution de Mundlak (1978) et spécification de l'effet individuel : $w_i = \delta.E_i + u_i$
- Interdépendance des observations pour chaque individu : correction de la variance par cluster individuel
- Modélisation de l'initiation, de l'arrêt et participation (probabilité de fumer)

Méthode : Leads and lags

- Estimer les effets avant et après l'évènement : effets d'anticipation et effets de retard (de long terme) → Clark et al. (2008)
 - Leads (effets avancés) : 3 ans avant, 2 ans avant, l'année précédente ;
 - Effet contemporain ;
 - Lags (effets de retard) : 1 an après, 2 ans après, 3 ans après ou plus
- Par rapport à la référence : au moins 3 ans avant ou pas d'évènement

$$S_{it} = \alpha \cdot X_{it} + \sum_{j=1}^3 \beta_{t-j} \cdot E_{it(t-j)} + \beta_t \cdot E_{it} + \sum_{j=1}^3 \beta_{t+j} \cdot E_{it(t+j)} + \gamma \cdot Z_t + w_i + e_{it}$$

Exemple : leads and lags

- Exemple d'un évènement à 24 ans pour un individu :

Age de naissance	Ref.	t-3	t-2	t-1	t	t+1	t+2	t+3
17	1	0	0	0	0	0	0	0
18	1	0	0	0	0	0	0	0
19	1	0	0	0	0	0	0	0
20	1	0	0	0	0	0	0	0
21	0	1	0	0	0	0	0	0
22	0	0	1	0	0	0	0	0
23	0	0	0	1	0	0	0	0
24	0	0	0	0	1	0	0	0
25	0	0	0	0	0	1	0	0
26	0	0	0	0	0	0	1	0
27	0	0	0	0	0	0	0	1
28	0	0	0	0	0	0	0	0
29	0	0	0	0	0	0	0	1
30	0	0	0	0	0	0	0	1

Résultats : Initiation tabagique

	Initiation tabagique			
	Hommes		Femmes	
	MI	M2	MI	M2
Situation familiale :				
En couple	0.94	0.74 ***	0.85 *	0.70 ***
Premier enfant	0.96	0.76 ***	0.89 ***	0.71 ***
Seul	2.65 ***	1.69 *	1.49	0.84
Situation professionnelle (ref: Employé long)				
Employé court	1.28 ***	1.10	1.64 ***	1.25 **
Chômage	0.92	0.77 *	0.98	0.68
Inactif	1.49 ***	1.32 *	1.26 *	1.15
Scolarité	1.17 *	1.11	1.25	1.07
Variables moyennes				
En couple	3.24 ***		2.08 ***	
Premier enfant	0.71 **		0.73	
Seul	4.96 ***		6.12 ***	
Situation professionnelle (ref: Employé long)				
Employé court	2.66 ***		3.13 ***	
Chômage	2.81 *		4.18 ***	
Inactif	1.78		1.16	
Scolarité	1.25		0.83	
Obs.	79033		117418	
Ind.	4120		3168	

Note: modèles logistiques en temps discret de l'initiation du tabac avec cluster individuel (17-50 ans), ajustés sur t, t', la cohorte de naissance, la dernière CSP, le niveau de diplôme, le statut migratoire, la résidence dans une commune rurale.

Résultats : Cessation tabagique

	Cessation tabagique			
	Hommes		Femmes	
	MI	M2	MI	M2
Situation familiale :				
En couple	1.48 ***	1.81 ***	1.36 *	1.80 **
Premier enfant	0.84 *	1.03 ***	0.73 **	0.63 **
Seul	1.06	2.34 ***	1.16	2.06 ***
Situation professionnelle (ref: Employé long)				
Employé court	0.67 ***	0.62	0.91	1.12
Chômage	0.64 *	0.82	1.17	1.09 **
Inactif	0.58 *	0.60	0.78 *	1.06
Scolarité	0.51 **	0.50 **	0.26 ***	0.26 ***
Variables moyennes				
En couple	0.73		0.59	
Premier enfant	0.61		1.72	
Seul	0.05 ***		0.06 ***	
Situation professionnelle (ref: Employé long)				
Employé court	0.40 ***		0.37	
Chômage	0.51		0.20 *	
Inactif	0.44		0.47	
Scolarité	3.63 **		8.63 ***	
Obs.	49985		33425	
Ind.	2333		1734	

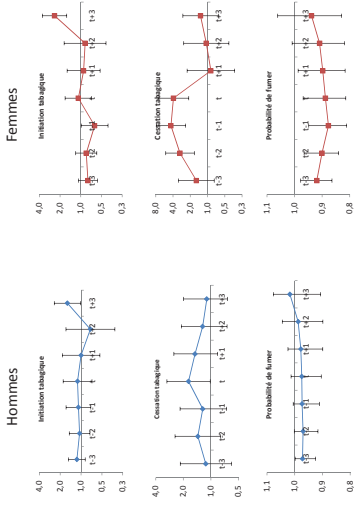
Note : modèles logistiques en temps discret de l'arrêt tabagique avec cluster individuel (17-50 ans), ajustés sur t, t', l'âge d'initiation tabagique, la cohorte de naissance, la dernière CSP, le niveau de diplôme, le statut migratoire, la résidence dans une commune rurale.

Résultats : Probabilité de fumer

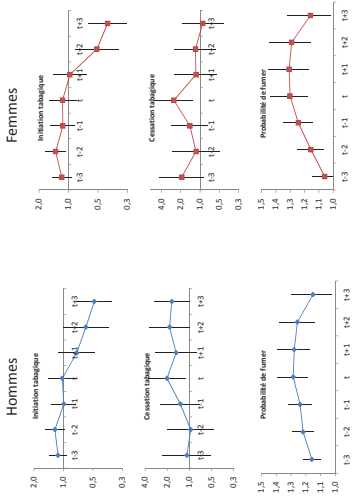
	Probabilité d'être fumeur	
	Hommes	Femmes
Situation familiale :		
En couple	1,42 ***	1,25 ***
Premier enfant	1,01	0,92
Séparé	2,26 ***	2,43 ***
Situation professionnelle (ref: Employé)		
Employé court	1,42 ***	1,60 ***
Employé long	1,05 ***	1,14 ***
Chômage	1,40 ***	1,18 **
Solitaire	0,89 **	1,08 **
Situation familiale :		
En couple	2,27 ***	1,25
Premier enfant	1,06 ***	0,99
Séparé	4,95 ***	5,59 ***
Situation professionnelle (ref: Employé)		
Employé court	3,20 ***	5,75 ***
Chômage	9,06 ***	6,89 ***
Inactif	1,53 **	1,51 **
Solitaire	1,12	1,46
Obs.	137258	132733
Ind.	5012	5827

Note: modèles logistiques en temps discret de la proba. de fumer avec cluster individuel (17-50 ans), ajustés sur t, t² la cohorte de naissance, la dernière CSP, le niveau de diplôme, le statut migratoire, la résidence dans une commune rurale.

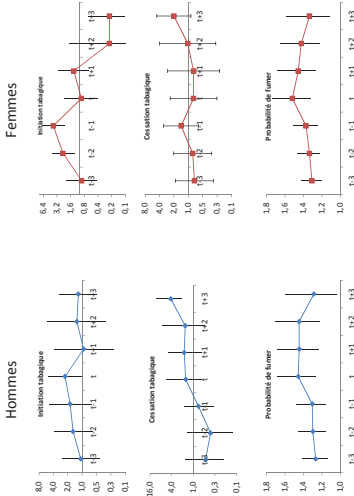
Leads and Lags – Première naissance (Odds-ratios)



Leads and Lags – Mise en couple (Odds-ratios)



Leads and Lags – Séparation (Odds-ratios)



Conclusion et perspectives

- Effet protecteur similaire pour les hommes et les femmes de la mise en couple (initiation à long terme et cessation au moment de la mise en couple) même si effet de sélection
- Effets d'anticipation chez les femmes qui amplifie les différences :
 - Première naissance : augmentation de la cessation jusqu'à deux ans avant pour les femmes et sur le moment pour les hommes
 - Séparation : augmentation de l'initiation les 2 années avant la séparation et sur le moment pour les hommes
 - globalement peu d'effets à long terme
- Prochaines étapes :
 - Test de l'effet différencié selon le diplôme, la cohorte de naissance
 - Part dans l'explication dans l'évolution des prévalences selon le sexe et le niveau de diplôme

ANNEXE 3.

Filipovic Pierucci, A. and E. Cambois (2013). Synthèse du rapport : Conséquences des maladies sur le fonctionnement : Comparaisons hommes-femmes, Rapport dans le cadre des stages d'internat en santé publique à l'INED, unité 5 (MSE). Pp12



SYNTHESE

Conséquences des maladies sur le fonctionnement : comparaisons hommes-femmes

INED unité 5 (MSE)

Antoine Filipovic Pierucci

Emmanuelle Cambois

Rapport réalisé dans le cadre de l'accueil en stage d'internat de santé publique

Semestres hiver 2012 et été 2013

SYNTHESE DU RAPPORT

Objectif : Il s'agissait de décrire l'état de santé fonctionnel de la population française et les différences entre femmes et hommes à travers un descriptif (1) des maladies chroniques potentiellement invalidantes, (2) des limitations fonctionnelles et restrictions d'activité, (3) des liens entre maladies chroniques et restrictions d'activité.

L'enquête HSM est une enquête conduite en 2008 auprès de ménages ordinaires français avec une sur-représentation des personnes présentant des maladies ou incapacités. L'échantillon initial comprend 39 065 personnes, parmi lesquelles 77% ont participé à l'enquête, donnant au total 29 931 questionnaires "complets". Le questionnaire comprend les 3 questions du mini-module européen de santé (présenté dans l'encadré 1) ainsi qu'une approche détaillée des maladies déclarées (recodées selon la CIM). Les informations sur les maladies des individus ont été collectées par la question : « Avez-vous ou avez-vous déjà eu une de ces maladies ou problèmes de santé ? », en présentant à l'individu une carte listant 50 maladies. La possibilité était laissée de répondre par champ libre pour les maladies absentes de la carte, un recodage secondaire des champs libres a ensuite été effectué. Chaque maladie déclarée était accompagnée d'une série de questions notamment si le diagnostic a été posé ou l'existence d'un traitement pour la traiter ou le fait que la maladie soit active au moment de l'enquête.

Nous n'avons gardé que les pathologies diagnostiquées par un médecin en ne limitant pas aux maladies traitées ou actives afin d'accroître les effectifs. Malgré cette définition large, nous verrons que les liens avec l'incapacité sont quasi-systématiques. A. Perucci a conduit par ailleurs des analyses de sensibilité à la définition retenues. Et ces analyses montrent que pour un bon nombre des maladies étudiées, les cas diagnostiqués représentaient plus de 95% des déclarations : 95% pour les maladies cardiovasculaires (dont 99% pour l'hypertension artérielle, 98% pour l'infarctus du myocarde, 99% pour l'insuffisance cardiaque, 98% pour les accidents vasculaires cérébraux et 95% pour les artériopathies), entre 90% et 95% pour les maladies ostéoarticulaires. Ce chiffre est moins élevé pour les pathologies mentales puisque 14% n'étaient pas diagnostiqué en lien avec une déclaration spontanée de troubles anxieux ou dépressifs. Concernant l'activité de la maladie au cours de l'année passée, là aussi en travaillant sur des maladies chroniques, on retrouve à la fois un grand nombre des maladies déclarées actives dans les 12 derniers mois (plus de 75% pour les maladies psychiatriques, et pour l'hypertension artérielle, 70% pour l'insuffisance cardiaque. On trouve en revanche que 50% des infarctus et 60% des AVC déclarés n'étaient pas actifs dans les 12 derniers mois. Pour autant, au vu de leurs conséquences sur le long terme nous avons choisi de conserver cette définition large et d'inclure les épisodes terminés.

Les incapacités. L'enquête mesure l'incapacité par des questions sur les limitations fonctionnelles mentales, physiques et sensorielles. Pour mesurer les limitations fonctionnelles nous utilisons différentes questions s'inspirant de l'indicateur de Nagi et mesurant les limitations physiques (difficultés à marcher, se pencher, attraper...), sensorielles (difficultés à entendre, voir) et cognitives (difficultés à se souvenir, comprendre, s'orienter...) {Nagi, 1965 #279}. Les restrictions d'activités sont mesurées à partir de plusieurs indicateurs ciblant des domaines d'activité différents.

Les restrictions d'activité professionnelles correspondent à des problèmes rencontrés au travail ou à une impossibilité de travailler pour des raisons de santé. Les restrictions d'activité professionnelles n'ont été évaluée que dans la population ayant déjà travaillé : Absence d'au moins un mois pour raison de santé au cours de la dernière année ; Changement d'entreprise pour raison de santé ; Changement de profession pour raison de santé ; Limitations dans le travail pour raisons de santé ; Aménagements mis en place au travail pour raisons de santé ; Temps partiel pour raison de santé ou handicap ; Temps partiel thérapeutique ; Inactif pour raisons de santé.

Les restrictions d'activité élémentaires de la vie quotidienne, c'est-à-dire pour les soins personnels (ADL), correspondent aux items des listes ADL présentes dans l'enquête. Deux catégories de questions ont été posées : d'abord sur la présence d'une restriction d'activité, puis sur la sévérité de cette restriction. Seuls les individus avec beaucoup de difficulté ont été considérés avoir une restriction d'activité : Se laver seul ;

S'habiller seul ; Manger seul ; Aller aux toilettes seul ; Se coucher et se lever du lit seul ; S'asseoir et se lever d'un siège seul (2008).

Les restrictions d'activités instrumentales de la vie quotidienne, c'est-à-dire les activités domestiques (IADL), correspondent aux items des listes IADL. Comme pour les activités de soins personnels, deux catégories de questions ont aussi été posées. Mais ici, en plus de la notion de sévérité, la raison de la restriction d'activité est demandée (par exemple « Pour d'autres raisons (pas l'habitude, etc.) », ce qui permet d'ajuster la réponse à certains items comme l'utilisation d'un ordinateur ou la gestion des formalités administratives : Faire les courses seul ; Préparer les repas seul ; Faire les tâches ménagères courantes seul ; Faire les démarches administratives courantes seul ; Prendre les médicaments seul ; Se servir du téléphone seul.

Le fait d'avoir une restriction d'activité professionnelle, une restriction d'ADL ou une restriction d'IADL a été défini par la présence d'au moins une réponse positive à un item par liste.

Enfin l'indicateur *Global Activity Limitation Indicator* (GALI) est renseigné par la réponse à la question : « Êtes-vous limité(e), depuis au moins six mois, à cause d'un problème de santé, dans les activités que les gens font habituellement ? ». La modalité « Oui, fortement » a été considérée comme positive.

Les analyses. A partir de ces indicateurs, nous avons comparé les prévalences des maladies déclarées au moment de l'enquête (questionnement sur les maladies actives ou passées). Nous avons ensuite mesuré les associations afin d'éclairer le caractère invalidant de ces pathologies, en termes de limitations fonctionnelles et de restrictions d'activité.

Nous avons ensuite cherché à décrire plus précisément le lien entre les maladies et les restrictions en recherchant les facteurs qui y contribuent. Pour étudier les facteurs de médiation nous avons étudié comment l'ajustement sur des facteurs d'intérêt modifiait le sur-risque de restriction d'activité associé à une maladie, par rapport à la population générale. Nous avons considéré les quatre types de restriction d'activité déjà étudié dans les chapitres précédents : restrictions d'activité professionnelles, ADL, IADL et GALI. Nous avons modélisé la probabilité de déclarer une restriction d'activité ajustée sur l'âge (polynôme d'ordre 3) et les autres comorbidités par un modèle de régression logistique. Nous avons ensuite observé comment l'ajout incrémentiel des différents facteurs de médiation dans le modèle faisait varier la relation avec la maladie. Nous avons considéré les facteurs de médiation suivants : Limitations fonctionnelles (physique, sensorielles et psychiques) ; Douleur ; Symptômes (perte d'appétit, fatigue et essoufflements). La douleur et les symptômes ont aussi été mesurés dans l'enquête. Les douleurs correspondent à avoir déclaré des douleurs moyennes ou plus fortes ressenties à une fréquence moyenne ou plus forte au cours du dernier mois. Les symptômes de fatigues, perte d'appétit et essoufflements, sont considérés lorsqu'ils ont été déclarés comme fréquents au cours de la dernière année. Ces trois symptômes ont été sélectionnés car ce sont les symptômes ayant indépendamment une relation avec la santé fonctionnelle, après ajustement sur les autres symptômes.

L'analyse des restrictions d'activité professionnelles n'a été faite que chez les sujets de moins de 65 ans car cette population était la plus concernée par ce problème. De même les restrictions sur les ADL n'ont été étudiées que dans la population de plus de 65 ans, les moins de 65 ans étant très peu touchés par ces restrictions. Pour les IADL et le GALI nous avons effectué deux analyses, chez les moins de 65 ans et les plus de 65 ans, car ces populations sont probablement assez différentes (travail/retraite, environnement social, rapport au handicap...). Pour étudier la robustesse des résultats nous avons également effectué les analyses en considérant uniquement les individus dont la maladie a été active dans l'année. Ces résultats ne sont pas présentés dans ce rapport, mais dans tous les cas ces analyses mettaient en évidence des effets plus forts (quel que soit le sens de l'effet) que quand nous considérions toutes les déclarations. Les différences ou les similarités entre les hommes et les femmes n'étaient pas modifiées.

Intervalle de confiance dans HSM. L'échantillonnage de l'enquête est complexe. Les intervalles de confiance ont été estimés avec le package « survey » de R. Ce package utilise les méthodes décrites par Binder en 1983 pour estimer la variance d'un estimateur dans des études complexes. Toutefois les informations disponibles dans les tables HSM ne nous permettaient pas de prendre en compte le plan de sondage dans toute sa complexité. Les procédures qui permettent de le faire (« poulpe » de l'INSEE par

exemple) sont très complexes à mettre en œuvre. Nous avons donc décidé d'utiliser les estimations de variance du package « *survey* » sans prendre en compte le plan de sondage. Les intervalles de confiances obtenus par cette méthode sont environ 50% plus large que des intervalles de confiance naïfs, et correspondent à peu près aux intervalles estimés par une procédure de « *bootstrap* » pondérée.

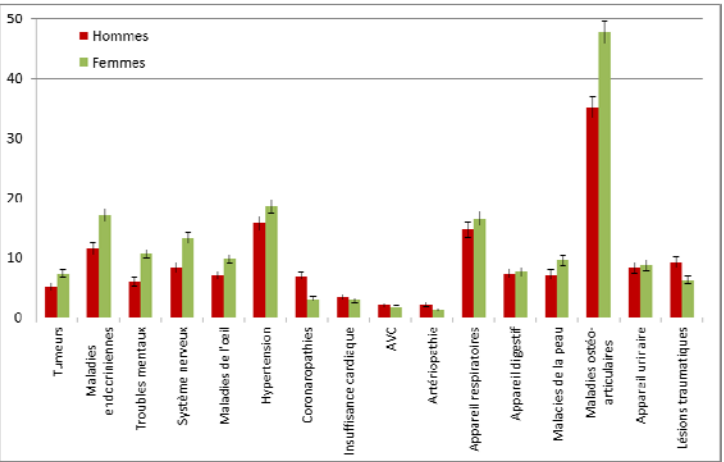
Résultats. Les femmes de 35 ans et plus déclarent plus que les hommes un grand nombre maladies, et de manière statistiquement significative pour les tumeurs, les maladies endocriniennes (massivement le surpoids), les troubles mentaux, les maladies du système nerveux (massivement les migraines, les autres maladies de ce groupe étant déclarées à de trop faibles fréquences pour être mentionnées séparément), les maladies oculaires, l'hypertension, les maladies de peau et les maladies ostéoarticulaires. Les hommes déclarent significativement plus que les femmes les maladies figurant parmi les coronaropathies, l'insuffisance cardiaque, l'artériopathie et les lésions traumatiques.

Parmi les 35 ans et plus, les limitations fonctionnelles sensorielles concernent 9% des femmes et des hommes, les limitations fonctionnelles physiques respectivement 28% et un peu moins de 16% chez les hommes, les limitations fonctionnelles psychiques presque respectivement 13% et 12%. Les prévalences par âge montrent des tendances similaires pour les deux sexes pour les limitations sensorielles et psychiques, en revanche, les femmes déclarent significativement plus de limitations physiques après 50 ans (Figure 2).

Les limitations dans les activités générales (GAL) concernent 13% des femmes et 12% des hommes et les restrictions dans les activités instrumentales de la vie quotidiennes (IADL) respectivement 13% et 6%, et les restrictions dans les activités élémentaires de la vie quotidienne (ADL) 3,4% et 2,3%. Parmi les 35-64 ans, les restrictions d'activité professionnelles (RA PRO) (parmi les 35-65 ans) concernent environ 15% des femmes et des hommes.

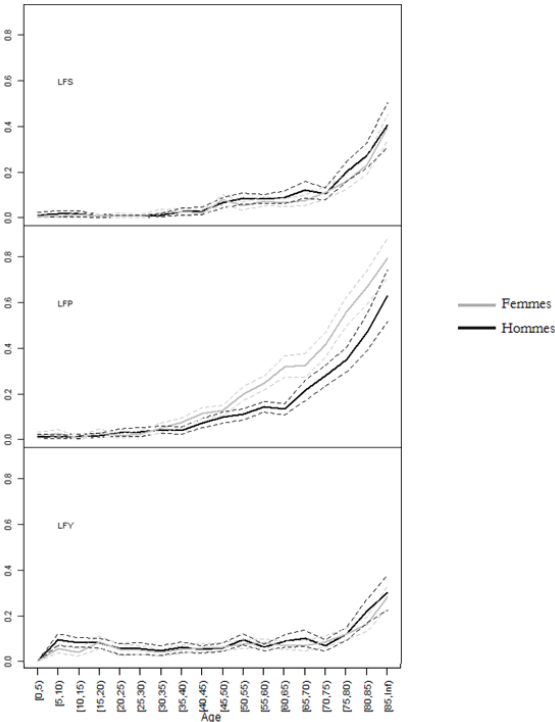
Les prévalences par groupe d'âges ne sont pas statistiquement significatives pour les restrictions professionnelles et les limitations générales. Les femmes déclarent en revanche plus de restrictions pour es activités instrumentale après 50 ans. La prévalence est plus élevée pour les femmes aux grands âges pour les activités élémentaires (pas significatifs).

Figure 1 : Prévalence de maladies déclarées comme ayant été diagnostiquées par un médecin, hommes et femmes de 35 ans et plus, 2008.



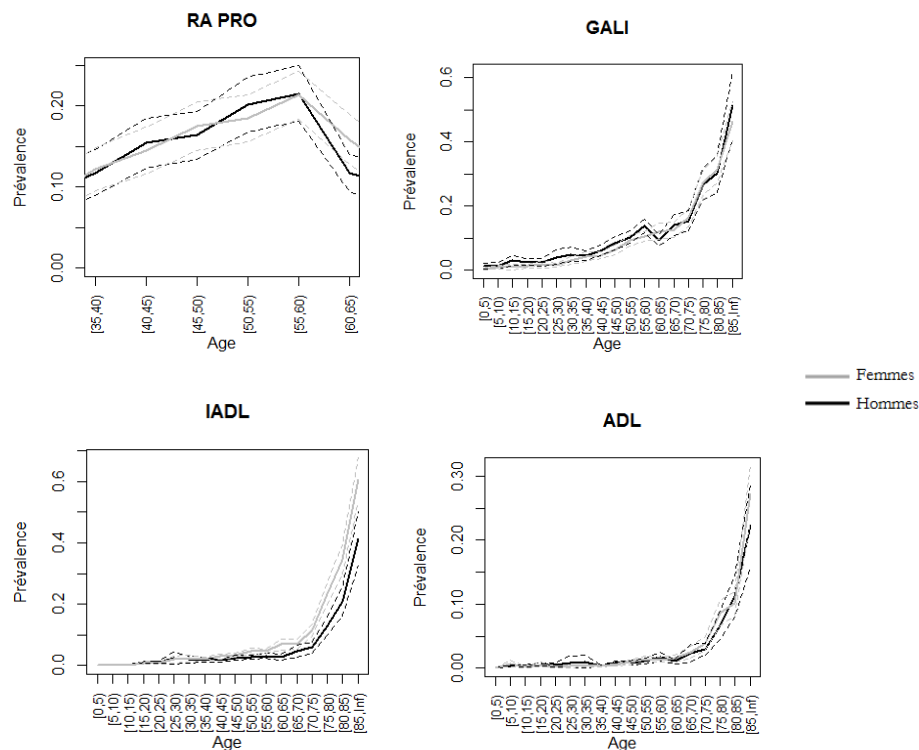
Sources : Enquête INSEE *Handicap-Santé Ménages*, 2008 –Calculs par A. Perucci (2013)

Figure 2: Prévalences selon l'âge des limitations fonctionnelles sensorielles (LFS), physiques (LFP) et psychiques (LFY) par sexe.



Sources : Enquête INSEE *Handicap-Santé Ménages*, 2008 –Calculs par A. Perucci (2013)

Figure 3: Prévalences selon l'âge des limitations fonctionnelles sensorielles (LFS), physiques (LFP) et psychiques (LFY) par sexe.



Sources : Enquête INSEE *Handicap-Santé Ménages*, 2008 –Calculs par A. Perucci (2013)

Une régression logistique ajustée sur l'âge indique de quelle manière les maladies sont associées aux différentes formes d'incapacités considérées dans cette recherche (Tableau 1). Nous avons ensuite introduit progressivement dans le modèle les limitations fonctionnelles, les douleurs et les symptômes de manière à comprendre ce parmi ces éléments contribuait au risque de rencontrer des restrictions d'activité.

Nous ne reprendrons ici que l'exemple de troubles représentatifs des différences de santé entre hommes et femmes : les troubles anxio-dépressifs et les troubles ostéoarticulaires. L'ensemble des analyses étant disponibles dans le rapport.

Les femmes déclarant de troubles ostéo-articulaires avaient plus de risque de déclarer des restrictions d'activité que celles qui n'en déclarent pas (excepté pour les IADL chez les moins de 65 ans), alors que pour les hommes, le risque n'est accru que pour les restrictions professionnelles et les limitations d'activités générales (GALI) avant l'âge de 65 ans (Figure 4). Chez les femmes les limitations fonctionnelles et la douleur expliquaient une partie du risque de déclarer des restrictions d'activité professionnelles. Les limitations fonctionnelles physiques contribuent de manière importante, mais les limitations psychiques jouaient aussi un rôle non négligeable. Plus généralement, les limitations fonctionnelles, douleurs et

symptômes contribuent aux liens entre ces troubles et les restrictions d'activité et la relation n'est souvent plus significative dans le modèle intégrant l'ensemble de ces facteurs. Chez les hommes c'est surtout les douleurs interviennent comme facteur de médiation entre la déclaration de ces troubles et la déclaration de restrictions d'activité professionnelle. Avant 65 ans, pour les hommes aussi les troubles ostéoarticulaires sont associés aux limitations d'activité générale et l'ensemble des facteurs considérés y contribuent.

Concernant les troubles anxio-dépressifs, ils sont associés aux restrictions professionnelles avant 65 ans et les facteurs considérés contribuent peu (Figure 5). Ils contribuent en revanche à l'association avec les restrictions d'activité instrumentales et des limitations d'activité générale pour les deux sexes avant et après 65 ans. Les troubles anxio-dépressifs sont associés aux restrictions d'activité élémentaires mais pour les hommes seulement.

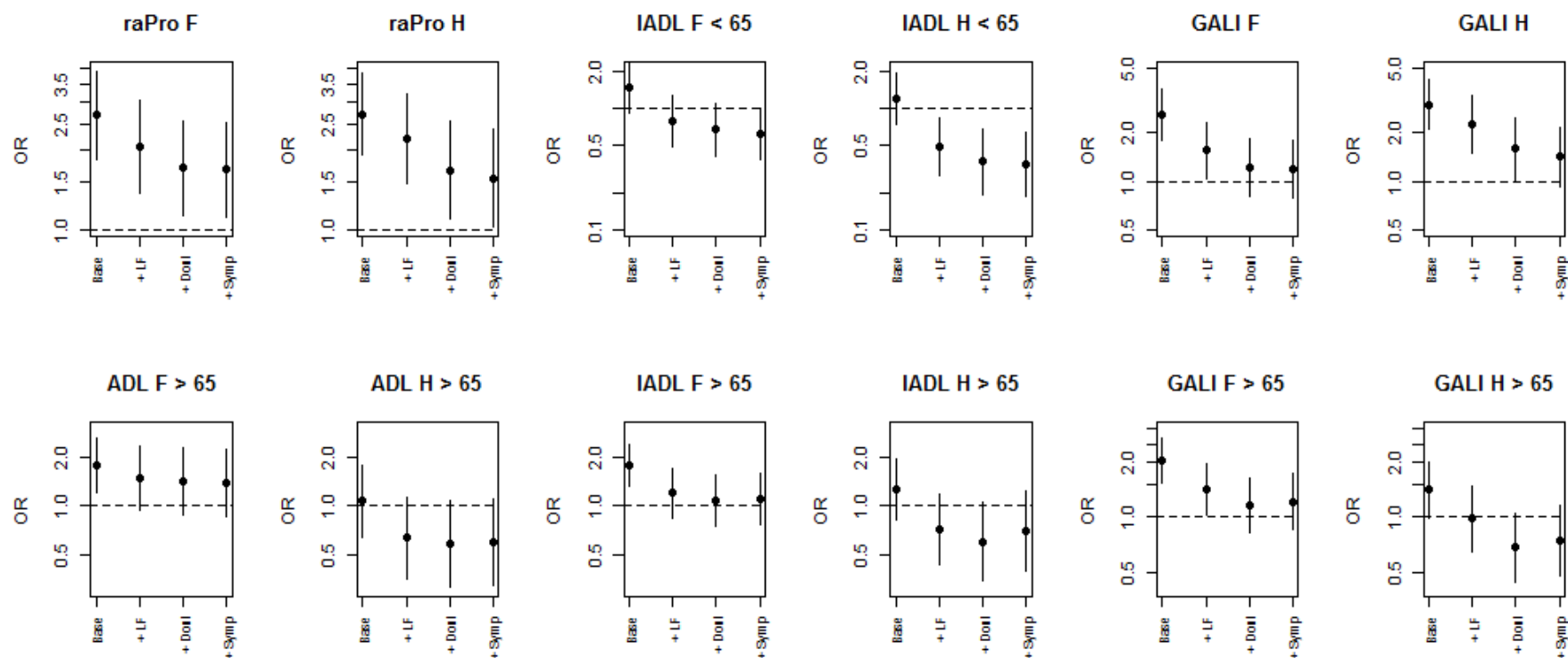
Ces analyses apportent donc des résultats contrastés selon le sexe et selon l'âge pour les différentes maladies considérées. Elles ont aussi montré certaines limites tant dans la robustesse des résultats que dans la difficulté de les interpréter. L'étape suivante a consisté à intégrer aussi des facteurs sociaux ; les analyses se sont là encore révélées délicates, notamment du fait d'effets croisés sur la propension à déclarer des maladies, des symptômes et des restrictions d'activité selon le statut social.

Nous nous sommes alors concentrés sur la méthode proposée par Wilma Nusselder pour associer maladies et incapacités et comparer les situations des hommes et des femmes.

Tableau 1 : Odds ratios des restrictions d'activité associés aux maladies (en tenant compte de la présence des autres maladies (comorbidité))

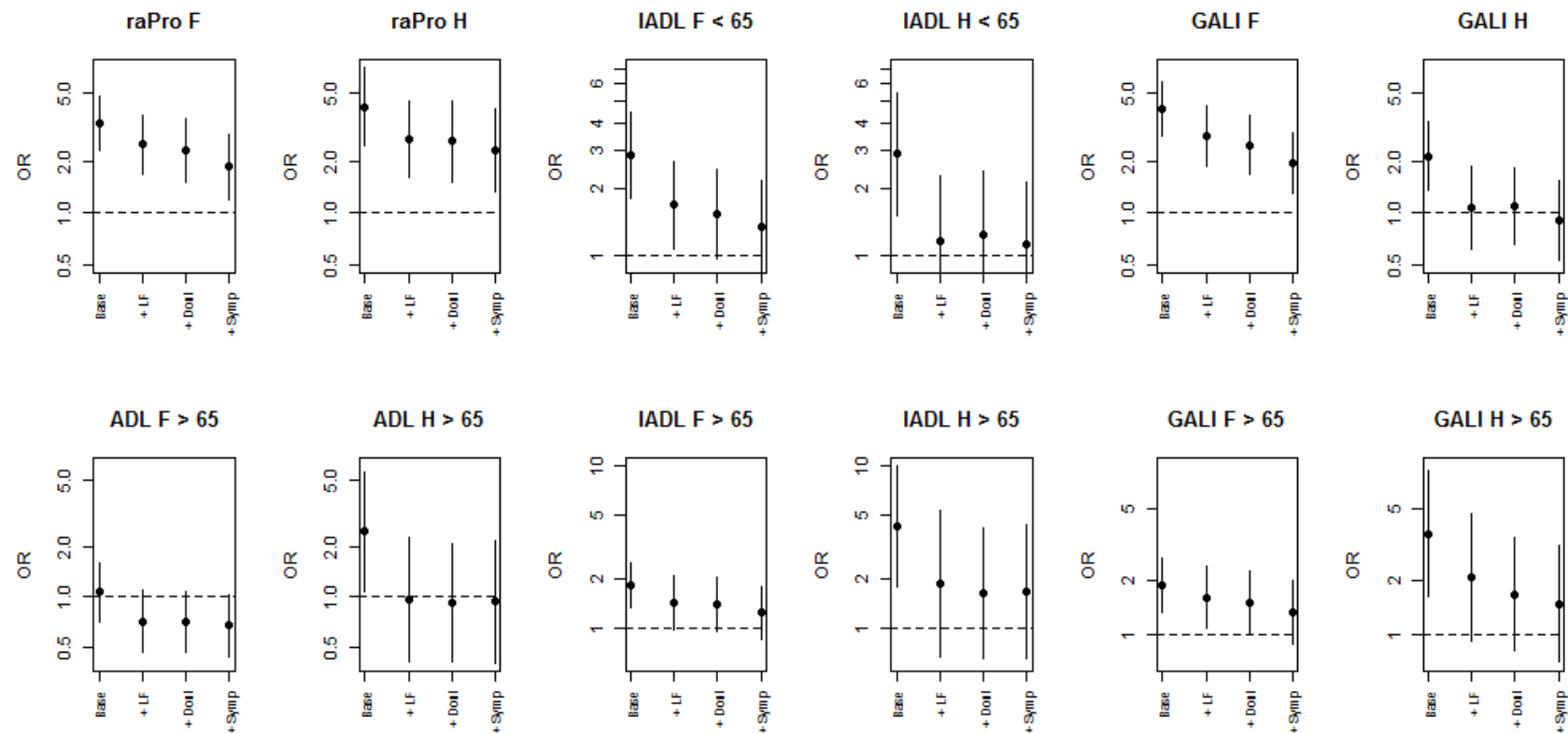
	Restriction d'activité professionnelle		Restriction activité élémentaires		Restriction activités instrumentales		Limitation activités générales	
	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes
Chapitre CIM :								
Tumeurs	1.7 [1.5 - 2.0]	1.6 [1.2 - 1.9]	<i>1.4 [1.0 - 1.7]</i>	2.8 [1.6 - 4.0]	1.8 [1.5 - 2.0]	2.3 [1.8 - 2.9]	2.0 [1.7 - 2.2]	2.5 [2.1 - 2.9]
Maladies endocriniennes	1.5 [1.3 - 1.6]	1.5 [1.2 - 1.7]	1.5 [1.3 - 1.8]	2.1 [1.6 - 2.5]	1.5 [1.4 - 1.7]	1.8 [1.5 - 2.1]	1.5 [1.4 - 1.7]	1.8 [1.5 - 2.0]
Troubles mentaux	2.6 [2.4 - 2.9]	3.0 [2.6 - 3.4]	1.9 [1.6 - 2.1]	3.5 [2.6 - 4.4]	2.3 [2.1 - 2.5]	3.7 [3.1 - 4.3]	2.7 [2.4 - 2.9]	3.3 [2.8 - 3.7]
Dont Dépression / Anxiété	3.1 [2.1 - 3.9]	2.8 [2.4 - 3.8]	1.9 [1.6 - 2.1]	3.5 [2.6 - 4.4]	2.2 [2.0 - 2.4]	3.5 [3.0 - 4.2]	2.7 [2.4 - 2.9]	3.3 [2.8 - 3.7]
Maladies du système nerveux	2.0 [1.8 - 2.3]	2.1 [1.8 - 2.4]	2.8 [2.4 - 3.1]	3.9 [3.2 - 4.5]	2.1 [1.9 - 2.3]	3.4 [2.9 - 3.9]	2.2 [2.0 - 2.4]	2.4 [2.2 - 2.7]
Maladies de l'œil	<i>1.1 [1.0 - 1.3]</i>	<i>1.2 [0.9 - 1.4]</i>	2.8 [2.3 - 3.3]	3.1 [2.3 - 3.8]	2.8 [2.6 - 3.1]	3.3 [2.7 - 3.8]	2.3 [2.1 - 2.6]	2.2 [1.9 - 2.5]
Hypertension artérielle	1.5 [1.1 - 2.1]	1.7 [1.1 - 2.3]	<i>1.0 [0.7 - 1.3]</i>	<i>0.9 [0.6 - 1.2]</i>	1.3 [1.1 - 1.4]	<i>1.2 [1.0 - 1.4]</i>	1.5 [1.4 - 1.6]	1.4 [1.3 - 1.6]
Coronaropathies	3.6 [1.6 - 6.5]	2.4 [1.8 - 3.2]	<i>1.5 [1.0 - 2.2]</i>	<i>1.3 [0.8 - 1.7]</i>	3.0 [2.5 - 3.4]	2.4 [1.9 - 2.8]	3.4 [3.0 - 3.9]	3.0 [2.6 - 3.4]
Insuffisance cardiaque	2.7 [1.4 - 4.2]	3.5 [2.2 - 5.2]	2.5 [2.0 - 3.9]	1.7 [1.0 - 2.4]	3.0 [2.6 - 3.5]	3.4 [2.6 - 4.0]	3.7 [3.1 - 4.2]	3.6 [3.1 - 4.2]
AVC	3.9 [1.9 - 5.5]	4.7 [2.5 - 5.9]	3.1 [2.6 - 5.6]	2.2 [1.9 - 3.2]	3.8 [3.2 - 4.4]	5.9 [4.9 - 7.0]	4.1 [3.4 - 4.8]	4.3 [3.7 - 5.0]
Artériopathie	2.1 [0.8 - 3.2]	2.5 [1.2 - 4.1]	<i>1.8 [0.8 - 2.9]</i>	2.6 [0.8 - 4.5]	2.3 [1.7 - 2.8]	2.7 [2.0 - 3.3]	3.1 [2.4 - 3.7]	3.5 [2.7 - 4.3]
Appareil respiratoire	1.2 [1.1 - 1.4]	1.3 [1.1 - 1.5]	1.6 [1.3 - 1.8]	2.3 [1.8 - 2.8]	1.5 [1.3 - 1.6]	1.8 [1.6 - 2.1]	1.5 [1.4 - 1.7]	1.7 [1.5 - 1.9]
Maladies de l'appareil digestif	1.8 [1.5 - 2.0]	1.7 [1.4 - 2.0]	1.6 [1.3 - 2.0]	2.2 [1.5 - 2.9]	1.8 [1.6 - 2.0]	1.8 [1.4 - 2.1]	1.8 [1.6 - 2.0]	2.1 [1.8 - 2.4]
Maladies de la peau	1.5 [1.2 - 1.7]	1.4 [1.1 - 1.6]	<i>1.1 [0.9 - 1.3]</i>	1.8 [1.3 - 2.3]	<i>1.2 [1.0 - 1.4]</i>	1.4 [1.1 - 1.7]	1.4 [1.2 - 1.6]	1.4 [1.2 - 1.7]
Maladies ostéo-articulaires	1.5 [1.4 - 1.6]	1.6 [1.4 - 1.7]	1.5 [1.4 - 1.7]	1.5 [1.3 - 1.8]	1.6 [1.5 - 1.6]	1.4 [1.3 - 1.6]	1.6 [1.5 - 1.7]	1.7 [1.5 - 1.8]
Maladies de l'appareil urinaire	1.4 [1.2 - 1.6]	1.2 [1.0 - 1.5]	1.6 [1.2 - 1.9]	2.6 [1.9 - 3.3]	1.5 [1.3 - 1.7]	2.3 [1.8 - 2.7]	1.5 [1.3 - 1.7]	1.8 [1.6 - 2.1]
Lésions traumatiques	2.2 [1.8 - 2.5]	2.3 [2.0 - 2.6]	1.8 [1.4 - 2.2]	2.0 [1.5 - 2.6]	2.0 [1.7 - 2.3]	1.9 [1.5 - 2.3]	2.0 [1.7 - 2.3]	2.1 [1.8 - 2.4]

Figure 4: Odds Ratios des restrictions d'activités professionnelles, instrumentales et élémentaires et de limitation d'activité générale pour les hommes et les femmes ayant déclaré une maladies ostéo-articulaires par rapport au reste de la population, en contrôlant sur l'âge et la présence des autres maladies (Modèle de base) puis en ajoutant les limitations fonctionnelles (Modèle +LF) puis les douleurs (Modèle + DouI) puis les symptômes (Modèle + Symp)



Sources : Enquête INSEE *Handicap-Santé Ménages*, 2008 –Calculs par A. Perucci (2013)

Figure 5: Odds Ratios des restrictions d'activités professionnelles, instrumentales et élémentaires et de limitation d'activité générale pour les hommes et les femmes ayant déclaré une maladies ostéo-articulaires par rapport au reste de la population, en contrôlant sur l'âge et la présence des autres maladies (Modèle de base) puis en ajoutant les limitations fonctionnelles (Modèle +LF) puis les douleurs (Modèle + Doul) puis les symptômes (Modèle + Symp)



Sources : Enquête INSEE *Handicap-Santé Ménages*, 2008 –Calculs par A. Perucci (2013)

Table des matières

1	Introduction	3
2	Méthodes	3
2.1	L'enquête HSM	3
2.1.1	Protocole d'enquête	3
2.1.2	Population étudiée	4
2.2	Les maladies	4
2.3	Les limitations fonctionnelles	5
2.4	Les restrictions d'activité	6
2.4.1	Restrictions d'activité professionnelles	6
2.4.2	ADL	6
2.4.3	IADL	6
2.4.4	GALI	7
2.5	Calcul des intervalles de confiance	7
3	Analyse	7
3.1	Maladies	7
3.1.1	Chapitre 1 : Maladies infectieuses	11
3.1.2	Chapitre 2 : Tumeurs	12
3.1.3	Chapitre 4 : Maladies endocriniennes	13
3.1.4	Chapitre 5 : Troubles mentaux	16
3.1.5	Chapitre 6 : Maladies du système nerveux	17
3.1.6	Chapitre 7 : Maladies de l'œil	18
3.1.7	Chapitre 8 : Maladie de l'oreille	19
3.1.8	Chapitre 9 : Maladies cardiovasculaires	19
3.1.9	Chapitre 10 : Maladies de l'appareil respiratoire	22
3.1.10	Chapitre 11 : Maladies de l'appareil digestif	23
3.1.11	Chapitre 12 : Maladies de la peau	24
3.1.12	Chapitre 13 : Maladies ostéo-articulaires	25
3.1.13	Chapitre 14 : Maladies de l'appareil urinaire	29
3.1.14	Chapitre 19 : Traumatismes	30
3.1.15	Autres chapitres	30
3.2	Groupes de l'étude	31
3.2.1	Diagnostics retenus	31
3.2.2	Etudes de sensibilité	32
3.3	Limitations fonctionnelles	33

3.3.1	Risques relatifs par chapitres CIM	34
3.3.2	Discussion	39
3.4	Restrictions d'activité	40
3.4.1	Comparaisons à la population générale	43
3.4.2	Etude des facteurs de médiation	48
4	Annexe I : Carte des maladies	76
4.1	Maladies ou problèmes cardio-vasculaires	76
4.2	Cancer(s)	76
4.3	Maladies respiratoires	76
4.4	Maladies ou problèmes concernant les os et les articulations	76
4.5	Maladies ou problèmes digestifs	76
4.6	Maladies endocriniennes et métaboliques	77
4.7	Maladies ou problèmes neurologiques	77
4.8	Maladies ou problèmes psychiques ou mentaux	77
4.9	Maladies ou problèmes urinaires ou génitaux	77
4.10	Maladies ou problèmes de peau	77
4.11	Maladies ou problèmes oculaires	77
4.12	Autres maladies	78

ANNEXE 4.

Nusselder, W., C. Looman and E. Cambois (2014). Gender differences in Healthy Life Years and years with activity limitations in France: the contribution of chronic diseases. 2e réunion d'avancement du projet ISHEF. Paris

Gender differences in Healthy Life Years and years with activity limitations in France: the contribution of chronic diseases

Wilma Nusselder icw
Dagmar Wapperom, Caspar Looman, France Mesle, Emmanuelle Cambois for the JA EHLEIS

France as illustration

- Rich data source: “Enquête ‘d’handicap et Santé”**
 - HSM (2008): population in private households (face-to-face)
N=39065 (response 76.6%) -- 50+: n= 13672 (France metropolitan)
 - HIS (2009): population in institutions (face-to-face)
N=9104 (response 91%) -- 50+: n= 4932 (France metropolitan)
- Mortality and causes of death in 2008**
 - Life tables: population and deaths from Eurohex website
 - Deaths by cause: computed from CépiDc, INSERM, by by F. Meslé
- All analyses 50+**

Background

- Healthy life years is structural indicator of health in EU:**
 - Monitoring life expectancy (LE) and Healthy Life Years (HLY)
- Large gap between LE and HLY = unhealthy years (ULY)**
 - EU-27 at age 50: men 12 unhealthy years; women: 16 unhealthy years
- Persistent gender gap in ULY: women more ULY**
 - What is the contribution of lower mortality and higher prevalence of activity limitations to gender gap?
 - Which causes of death and causes of disability contribute most to gender gap?

Methods

- Decomposition tool**
 - To decompose differences in HLY and unhealthy life years
 - 3 decomposition steps:
 - By type of effect: lower mortality vs. higher disability prevalence
 - By age
 - By disease as cause of death and cause of disability
- More info: Nusselder WJ, Looman CW. Decomposition of differences in health expectancy by cause. Demography. 2004 May;41(2):315-34.

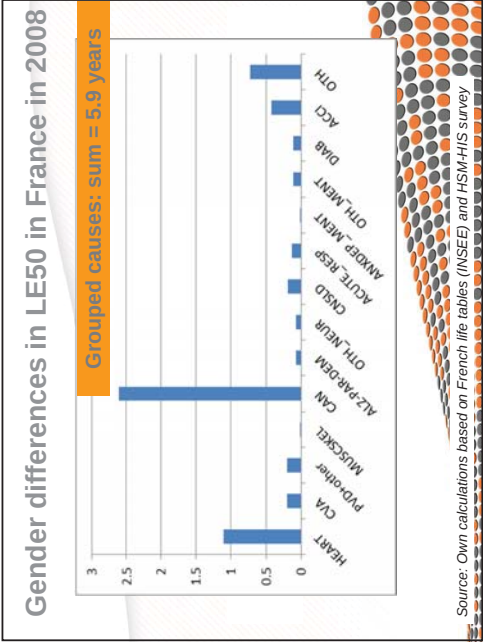
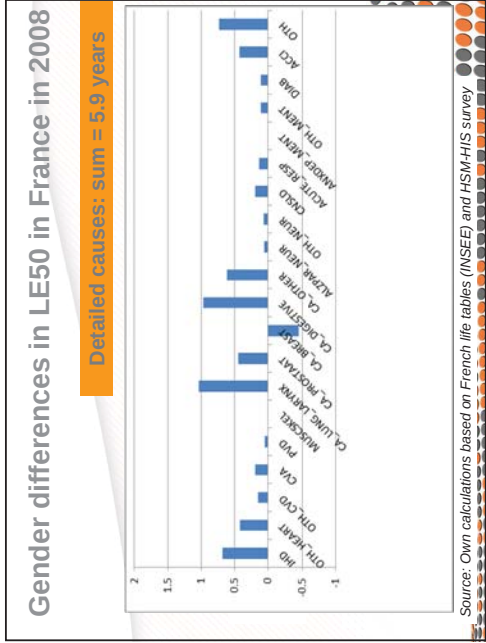
Methods

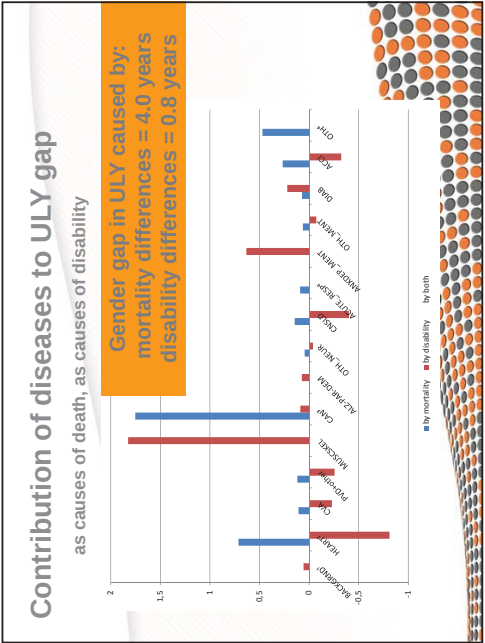
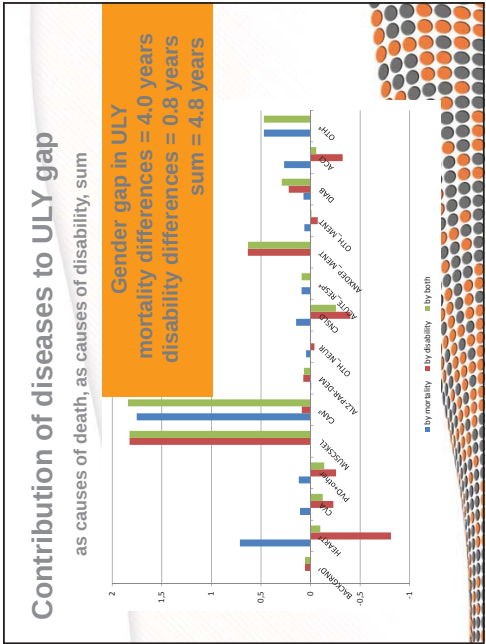
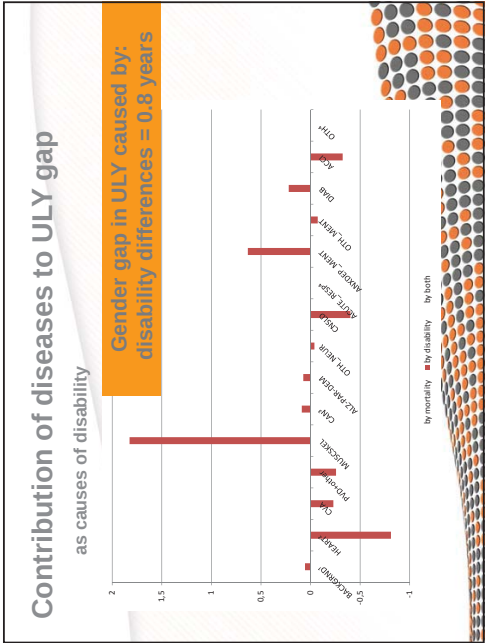
- Attribution tool**
 - No published data on diseases as “causes of disability”
 - Tool to assess the contribution of diseases to disability prevalence based on cross-sectional survey data
 - Contribution depends on:
 - Prevalence of diseases in the population
 - Disabling impact of diseases
 - Disabling impact is based on regression model (additive rate model) to estimate association of each disease with disability
 - People can have more diseases
 - Independent competing risks
 - Persons with no self-reported diseases can have disability (“background”)

Gender differences in France in 2008

Age 50	HLY	ULY	Total
Men	16.2	14.2	30.4
Women	17.3	19.0	36.3
Difference	1.1	4.8	5.9

- 50-year old women can expect to live 5.9 years longer than men
- > Which diseases as causes of death contribute most?





Diseases with lower mortality burden in women (group 2)

- **Cancer**

Lower mortality -> more years at risk for disability -> more ULY in women

Diseases with lower mortality burden in women, but higher disability burden in men (group 3)

- **CVD (mainly heart diseases)**
- **Respiratory diseases**
- **Accidents**

Lower mortality women-> more years at risk for disability -> more ULY in women

Less disability in women-> nullifies effect on ULY -> equal ULY men and women

Added value for explanation gender differences disability

- **Traditional explanation for higher disability in women**
 - = men die and women get ill
 - = men die from fatal diseases and women suffer from non-fatal diseases
- **Confirmed**
 - = men higher mortality from all CoD
 - = women higher disability from "typical" non-fatal diseases
- **But picture is incomplete!**
 - = men also have more disability from CVD, respiratory diseases (ns) and accidents

Summary

- **Many years are lived with activity limitations in France**
- **Women spent more years with activity limitations**
 - > mainly because they live longer
 - Lower mortality from cancer, CVD, respiratory diseases, accidents
 - > plus small effect of higher prevalence of disability
- **Small gender difference in disability prevalence masks important differences in contributions of diseases**
 - Be aware of current "male" diseases which may be shared more equally between the genders, if women adopt male risky life styles

QUESTIONS

- Comments?

- Which aggregation level (next slide)

- How to make it more interesting?

- Overview of trends in risk smoking, alcohol and BMI in France?

Disease groups

DISEASE	ABBREVIATION	GROUP
Heart diseases	HEART	
Stroke	CVA	Cardiovascular
Peripheral Vascular Disease other CVD	PVD	
Musculoskeletal	MusSkel	Musculoskeletal
Cancer	CAN	Cancer
Alzheimer-Parkinson-Dementia	ALZ-PAR	Alzheimer-Parkinson-Dementia
Other neurological	OTH-NEUR	Other neurological
CNSLD	CNSLD	Respiratory
Acute respiratory		
Anxiety-depression	ANX-DEP-MENT	Mental
Other mental	OTH-MENT	
Diabetes Mellitus	DIAB	Diabetes Mellitus
Injuries-accidents	ACCI	Injuries-accidents

backgrnd*
HEART***
OTH_HEART
OTH_CVD
CVA
PVD
MUSCSKEL
CAN***
CA_LUNG_LARYNX
CA_PROSTAAT
CA_BREAST
CA_DIGESTIVE
CA_OTHER
ALZ+PAR-DEM
OTH_NEUR
CNSLD
ACUTE_RESP**
ANXDEP_MENT
OTH_MENT
DIAB
ACCI
OTH**
TOTAL

HEART
CVA
PVD+other
MUSCSKEL
CAN
ALZ+PAR-DEM
OTH_NEUR
RESP
DIAB
ACCI
OTHER

CVD
CANCER
MUSCSKEL
ALZ-PAR-DEM
MENTAL
OTHER_NEUR
RESP
DIAB
ACCI
OTHER

Thank you for your attention

**Tools used for the analyses presented today:**

- Attribution tool to attribute disability to diseases
- Decomposition tool to decompose differences in healthy life expectancies

are available on request: w.nusselder@erasmusmc.nl

This work was funded by the Caisse Nationale de Solidarité de
Autonomie (CNSA) and the European Commission.
We thank the JA EHLEIS core group and
colleagues at INED for their
valuable input.



ANNEXE 5.

Cambois, E. and A. Pailhé (2013). Assessing the contribution of gendered distribution of family-work situations to sex differences in health: The French case. Pp15

Assessing the contribution of gendered distribution of family-work situations to sex differences in health: The French case

Emmanuelle Cambois, Ariane Pailhé, INED

ABSTRACT: In a context of a promotion of healthy aging and social participation, there are evidences of an expansion of health disorders and disability in mid-adulthood, more pronounced for women in the beginning of the years 2000. The literature also describes an almost systematic poorer health for women compared to men, despite the female advantage in terms of life expectancy. Beside differences in diseases, gender studies suggest the possible detrimental effect of situations related to gendered social roles. Specific combinations of work and family loads might impact health and functioning. This paper describes gender-specific family/work situations and their impact on health using the French Gender and Generation Survey. The originality of this dataset is to provide include caregiving among the activities as well as information on how domestic tasks are shared between spouses. The analyses are based on the male and female populations aged 50 to 65 to describe the associations between three health dimensions (self-perceived health, mental wellbeing, and activity limitations) and various social and family situations. The objective is to account for the accumulation of the possible level of exhaustion in cumulating work and family activities.

CONTEXT

A recent study indicated an expansion of disability within life expectancy in the 50-65 age group, in France (Cambois et al., 2012), which goes along similar findings in the United-States (Martin et al., 2009; Weir, 2007). Generally, and in most countries, women used to report more disability and poor health than men whatever the age range and the period. Sex differences in predisposition to a number of disabling conditions partly explain female larger prevalence of poor functional health and disability (Crimmins et al., 2011; Oksuzyan et al., 2010). But gender studies also draws attention on a possible detrimental effect of various situations related to gender social roles which could contribute to these differences (Annandale & Hunt, 1990; Doyal, 1995; Hunt & Annandale, 1993). Meanwhile indicators of family-work situations are usually too simple and incomplete to accurately reflect possible effects, due to complex direct and indirect association to health.

Specific combinations of work and family loads might be source of exhaustion, mental health problems such as anxiety, stress and depression and, possibly, functional limitations (Backes et al., 2006; Doyal, 1995; Khlat et al., 2000; Lahelma et al., 2002; Melchior et al., 2007). But some argue that multiple roles bring multiple rewards and recognition that contribute to buffer possible negative effect of demanding activities. The parallel can be made with the "effort-reward" model proposed by Siegrist to analyze the impact of work-condition on health (Siegrist, 1996). When the rewards compensate the efforts, the health impact might be smaller. Work-family strain can be expressed by cumulating high demand at work or at home, with low reward and/or support (Ertel et al., 2008; Plaisier et al., 2008); this situation might be related to poor health, with possible long term, if not immediate, impact. This has been shown with poor health associated with the situation of working lone parents (Khlat et al., 2000) or with the increased risk of sickness absence or depressive symptoms for employee who combined family burden and work (O'Donnell et al., 2011; Sabbath et al., 2012; Vaananen et al., 2004), or with the association of the level of family work support of managers with the health disorders and sleep duration of the employees (Berkman et al., 2011). A study identified a variation in the impact of work-family strain on health in the working class (Okechukwu et al., 2012): depressive symptoms were significantly associated with food insecurity in the lower wages category and with a work-family spill-over and financial strain in the upper working class wages category.

With population aging and functional decline of elderly population, the 50-65 year old men and women face new family activities related to care-giving to sick relatives. The literature brings divergent results regarding the impact of care-giving on health, due to mix benefits of providing care to close relatives, efforts of physically and emotionally demanding activities and strains for conciliating caring, working and family duties [2, 4, 8]. There are evidence of an increased risk of cardiovascular disease and of depressive symptoms in spousal care-givers in the United-States (Capistrant et al., 2013; Capistrant et al., 2012). Some researches point out that the health impact

depends on the amount and the type of care provided; stress and risk of depression also appear to be more frequent for care-givers of patients with dementia, partly because of their heavier involvement in daily care [10]. The health risks also depend on the amount of other competing activities at work, at home and with others needing attention outside care-giving. Following the "scarcity hypothesis" individual resources are limited and multiple roles contribute to exhaust these resources (Marshall & Barnett, 1993). But, how far multiple roles are associated with poor health is debated. First because of a probable health selection effect while cumulating working, caring and domestic activities requires to be healthy (Khlat et al., 2000). Second there can be a positive effect of cumulating activities; in some respects, work activities can provide support and rewards to care-givers in several ways.

According to Pearlin and colleagues, the health damaging impact of care-giving involves the socio-demographic and health characteristics of the care-givers and of the cared person, but also the combination of a two-step stressor process (Pearlin et al., 1990): 1) primary stressors correspond to the direct effect of care-giving (daily tasks to accomplish, supervision, relationship with the cared person, time constraints); 2) secondary stressors correspond to both the consequences on other activities (conflict with family, work or leisure activities, economic hardship, taking care of own health) and the "intrapsychic" consequences such as loss self-esteem, doubting about competences, feeling captive of this role). Social support and the satisfaction experienced in one or the other of the daily activities can mediate these stressors, as in the model analysing balanced effect of work conditions (Karasek, 1990; Siegrist, 1996). In that sense, multiple roles can buffer these latter secondary stressors by providing other responsibilities, social links and rewards than the one only linked to the care-giving one (Bihan-Youinou & Martin, 2006). Work activities can also constitute a way of alleviate the captivity feeling of care-givers.

In France, around 40% of elder care-givers also have a job, 11% of which report making adjustments to their professional lives, involving shorter working hours, especially women (Petite & Weber, 2006; Soullier & Weber, 2011). Providing care tends to have a negative effect on care-givers' working careers affecting the care-givers' pension entitlements, those of women especially, in addition, their dual burden gives working care-givers less time for family and leisure (Bihan-Youinou & Martin, 2006). This paper presents results of a study on gender-specific work-family combined activities and their association with functioning and mental health for men and women. We use the French part *Gender and Generation Survey* which not only provides an extensive description of the household context but also, being a three wave survey, offers the possibility of further panel analyses. To address our question, this study proposed to measure three ranges of activities: domestic activities / assistance & care-giving activities / work activities.

DATA AND INDICATORS

The *Gender and Generation Survey* is a survey initiated in 2005 devoted to family and work situations and family organization (Vikat et al., 2007). We use the French part of this survey (*Enquête sur les Relations Familiales et Intergénérationnelles*); its first wave is representative of the French metropolitan household population (using weighting system adjusting the responding sample – response rate of around 70%- based on sex, age, occupational class, region, household size, nationality, size of the urban unit).

In this study, we concentrate on a specific age group 50 to 65 years old (N=2604). This focus is motivated by the need for understanding the health deterioration process at a key period of life corresponding to the end of the occupational career and the age at onset of health problems. Recently, it appears to be the age group at which multiple roles are expected: working, caring for own parents and possibly grand-parenting. Improvement in life expectancy and general level of health over the past decades induced the general feeling that these ages are active ages at which full social participation is expected. In the meantime, there are evidence for a possible health deterioration at these ages which needs to be explicated (Cambois et al., 2012). Focussing on this age group is also interesting while this study intends to account for impact of life course and family-work situation. Older age group limits the possibility of studying combination of work and family situations. Younger age group raises difficulty of rare health events.

Health measures

The analyses for this study are based on three health indicators available in the survey.

Self-perceived health. This health dimension is part of the European Minimum Health Module and is based on the recommendations of WHO-Europe (De Bruin et al., 1996). Self-perceived health proves to be a strong predictor of mortality (E. Idler & Benyamini, 1997) and functional decline (Ferraro et al., 1997; E. L. Idler & Kasl, 1995). It is shaped by chronic illness, functional health, activity, affect, medication and use of health services, as well as by psychosocial factors, including those linked to work (Benyamini et al., 2000; Goldstein et al., 1984; Salavetz et al., 2010; Westerlund et al., 2009). In this study, we consider as being in a poor self-perceived health (PSPH) -- or not optimal health-- persons reporting being in fair to very poor perceived health.

Activity limitations. We use a measure of functioning through the disability indicator "global activity limitation indicator" (GALI) part of the European Minimum Health Module (Cox et al., 2009; Jagger et al., 2010): *"to what extent have you been limited in at least 6 months in activities people usually do because of health problems?"*. Regarding the model of functioning, this indicator corresponds to the consequences of diseases and disorders on people's functioning to functional limitations that have consequences on activities. It is therefore closely linked to the ability to perform usual activities and proves to be related to occupational inactivity, especially in active ages male population (Cambois et al., 2007; Tubeuf et al., 2008). In this study, we assume this indicator could illustrate the "selection effect"; multiple activities, especially work, should be linked to low activity limitations. We consider having activity limitations (AL) those reporting moderate or severe limitations.

Mental well being. Because of the importance of job-family strains on mental health (stress, anxiety, depressive symptoms), a measure of poor mental well-being is used to account for the alteration of this health dimension. Mental health constitutes a particularly challenging dimension to measure in self-reported surveys. Several instruments have been proposed to approach the dimension through symptoms of psychological distress, sadness, isolation, anxiety. In this survey, a selection of questions dealing with depression, anxiety and loneliness were included, inspired by the depressed affect items (Fokkema T & Dykstra P.A, 2002).

We have separated items dealing with depression-anxiety and loneliness-isolation (see questionnaire in annex). For the first one, we selected the following items: feeling sad, fearful, blues, depressed, feeling own life is a failure, crying spells, general sense of emptiness. For the loneliness/anxiety: (not) enough people that I feel close to; (not) plenty of people to lean on in case of trouble; missing having people around; (not) many people that I can count on completely; feeling rejected, feeling lonely. All depression-anxiety items (except "feeling of emptiness") are worded as frequency over the past week (from never or rarely to almost all the time). All items for loneliness-isolation (except "feeling lonely") are worded in terms of whether they applied to the person recently (yes, no, more or less). Scores were constructed by adding up numbers corresponding to the experience of isolation or increasing frequency of experiencing the feelings. In our study, poor well-being (PWB) corresponds to the highest two deciles of the depression-anxiety score and/or of the highest two deciles of the loneliness score (for the 50-64 age group). Although not validated as such, this indicator helps accounting for well-being which is an crucial dimension of health, predicting further report of poor self-perceived health and activity limitations. We believe this score adds to the understanding health deterioration process especially in work-family situations in which health effect can be delayed and can start with less visible affects. We tested this score along with the other health indicators.

Family and work situations indicators

We considered various social and family situations as potentially determinant for health. Indeed, different dimensions of the situations and roles should be considered (Sekine et al., 2010).

- **Household composition:** In our study, the living arrangement variable describes whether the men and women live single, in couple, single with children, in couple with children or others. Living arrangement have various possible effect (Fokkema T & Dykstra P.A, 2002; Mary Elisabeth Hughes & Waite, 2009b; Zhang & Hayward, 2006): a positive effect due to potential social support brought by

the cohabitant family ; a negative effect due to the potential overload for those living with others and being in charge with the related domestic activities. We assume that cumulating of work-family activities without social support is associated with work-family strain, which can be illustrated for instance by the situation of lone parents. Because of the potential impact on health of union history, we also considered the number of disruptions together with the actual union status (Grundy & Tomassini, 2010; M.E. Hughes & Waite, 2009a; Zhang & Hayward, 2006).

- **Family activities:** The family load is first measured by a variable on the share of domestic activities between spouses. It is based on a list of activities for which the person reports doing (much) less than the spouse, doing equally, doing (much) more listed domestic and parental activities. This variable is not an assessment of the time spent in domestic activities but an assessment of the share between spouses; it can only be used for the sample in couple. Doing more than the spouse, especially for women, can correspond to a norm and target a population healthy enough to perform multiple activities (Khlat et al., 2000); in other terms, women who do less than their spouse might be enable to do more due to health problems. Such an indicator might not be efficient enough to identify overloading in a cross-sectional approach. Therefore, we also use the survey question on the satisfaction with the domestic activity share among spouses (satisfied, not satisfied). We coded as feeling loaded the persons who report being not satisfied and persons living alone with children. We then measure the health effect of caring for relatives. If this effect is difficult to measure we intend to address this question in combination with other family and work activities; caring is measured by the question on whether the person provides assistance to a sick relative. The survey described who is helped by the person.

- **The work situations:** They are described by three variables: the activity status (being currently employed, unemployed, in sick leave/work disability, retired, other inactive). Unemployment and inactivity are associated with poor health and can affect both sexes differently (Jusot et al., 2008; Khlat et al., 2004; Sermet & Khlat, 2004). We also assess the working time (full time, chosen part time, imposed part time, not concerned) as playing a potential role on health and well-being, in a different way according to the sex and the generation. Differences in the work association with health in men and women are expected. Indeed, the work situation and careers are driven by different factors. For women, they can be more influenced by the family situations than for men (Pailhé & Solaz, 2008). We distinguish between full time and part time to highlight potential link with health. Because of well-known work selection effects on health, we present not only the current work situation but also the past one, as reported for those who are not currently working. Adding a category for those who previously worked intends to document possible withdrawal from labour force due to health problems or overloading concerns.

- **Family and/or work loads:** Cumulating domestic and professional activities can alter health, even if a combination of positive and negative effect can play. To address this question we first use an indicator of multiple-role to describe a possible burden by combination of domestic, care and work. To assess domestic loads, even for those not in couple, we coded as "over loaded" 1) the persons doing more than the spouse and 2) single persons living with children. The rest of the sample is defined as "not overloaded" with domestic activities. We also account for a more subjective appraisal of the work/family loads, as it has proven to be a way of distinguishing what could be identified as a burden (Coursolle et al., 2010; Vaananen et al., 2004). Two questions on over-spilling of family issues on work activities (*you feel too tired at work due to what you have to do at home and/or can not concentrate at work because of family responsibilities*) were used to construct an indicator.

ANALYSIS

We first describe the male and female distributions of the family and work situations in the 50-64 age group. Multivariate models measure the association of household composition and marital history with health for women and men, controlling for age and diploma. Multivariate models measure the association of health and family and work activities as well as subjective indicators of overload and multiple-role, controlling for age, diploma and the household composition. We performed the analysis on the whole study population and separately for those

Due to the embedded situations of household composition, work history and activities, we proposed to assess the male and female contribution of work-family situations on health using a decomposition technique (Blinder, 1973; Oaxaca, 1973), adapted to non-linear models including logit models (Fairlie, 2005; Powers et al., 2011). The objective is to consider as source of health differences between men and women, on the one hand, the over-representation of harmful work-family situations for the latter, and on the other hand, the gender variation in the strength of the association between work-family situations and health. The model provides two components for the total men-women health difference: the "explained" component corresponds to the share of the difference due to gender specific characteristics of male and female populations; the unexplained component corresponds to the share of the difference due to other effects, including the sex differences in the strength (or intensity) of the association between the work-family situations and health.

RESULTS

Health patterns

In the 2005 survey, 24% of men and 20% of women aged 50 to 64 years old report AL, 22% and 34% respectively report PWB and 32% and 34% poor PSPH (Table 1). Men are more likely to report AL in mid-adulthood than women while regarding PWB, women are about two fold more likely to report it than men. In this age group, the difference in PSPH for men and women is not statistically significant. If we limit to men and women who currently work (50% of men and 44% of women aged 50-64 years old) health is better, due to health selection on the labour market; women report significantly more PWB and PSPH; there are no significant sex difference in AL.

Table 1. Prevalence of poor well-being (PWB), poor self-perceived health (PSPH), activity limitation (AL) in men and women aged 50-64 years old and 95% confidence intervals.

	PWB	PSPH	AL
All men	22% [20-25]	32% [30-35]	24% [21-26]
All women	34% [32-37]	34% [32-37]	20% [18-22]
Difference	+0,12***	+0,02 ns	-0,04*
Employed* men	19% [16-23]	23% [16-26]	15% [13-18]
Employed* women	31% [28-35]	26% [23-30]	13% [10-15]
Difference	+0,12***	+0,03***	-0,02ns

* Men and women aged 50 to 65 reporting currently working

Source: French GGS, 2005 – French metropolitan household population

Family situations and health

In Table 2, the columns (1) provides the male and female distribution of population aged 50-65 across the family and work situations. If 49% live in couple with no co-habitant child for both sexes, women live much more frequently alone than men (27% vs 16%), especially alone with cohabitant children (8% vs 3%) and less frequently in couple with children (22% vs 34%), resulting from different marital history and larger male probability of re-partnership. In this age group, 59% of women and 66% of men report being still in their first union; more women than men experienced widowhood (11% vs 4%) due to age difference between spouses, but equally experienced separations (27%). These family-union situation and history are associated with health.

Compared to living with a spouse, men and women living single alone have a significantly higher probability of PWB and PSPH (Model 1); living single with children is associated with higher probability of PSPH for both sexes and of PWB for women. Men in couple with children also report more PWB compared to couple with no cohabitant children. AL is more frequent for women living alone than women living in couple at these ages. The other types of household are also associated with PSPH and AL for women. The marital history also matters for both sexes (Model 2). Separation and widowhood are associated with higher risk of PWB, PSPH and AL for women and men. No union goes with AL for women and PWB and PSPH for both sexes.

Table 2. Distribution of 50-65 years old men and women across household composition and marital history (1) and associated odds ratios for poor well-being (2), poor self-perceived health (3), activity limitation (4).

	MEN				WOMEN			
	(1) %	(2) PWB	(3) PSPH	(4) AL	(1) %	(2) PWB	(3) PSPH	(4) AL
Prevalences:		22%	32%	24%		34%	34%	20%
Model 1. Household composition ⁺								
Alone	13%	2,9***	1,7***	1,1ns	19%	2,0***	1,3**	1,5***
single+children	3%	1,8ns	2,3**	1,7ns	8%	2,1***	1,8***	1,0ns
Couple+children	34%	1,4*	1,2ns	1,2ns	22%	1,1ns	1,2ns	0,9ns
Other	1%	2,9ns	2,2ns	2,2ns	1%	1,7ns	2,7*	3,1*
Couple (no-cohabitant children)	49%	ref	ref	ref	49%	ref	ref	ref
Model 2. Marital history ⁺								
No union	5%	2,8***	1,9***	1,5ns	6%	1,8***	1,5*	1,6*
Separation	26%	2,1***	1,2ns	1,2ns	25%	2,2***	1,5***	1,4*
Widowed	3%	1,9ns	1,1ns	0,6ns	9%	2,0***	1,5**	1,7**
Widowed+separation	1%	4,3*	4,5*	0,8ns	2%	3,0***	2,4**	1,9ns
No disruption	66%	ref	ref	ref	59%	ref	ref	ref
Model 3. Household composition and Marital history ⁺								
Alone	13%	2,0***	1,7**	1,1ns	19%	1,4ns	0,9ns	1,2ns
single+children	3%	1,2ns	2,4**	1,6ns	8%	1,4ns	1,2ns	0,8ns
Couple+children	34%	1,4ns	1,2ns	1,2ns	22%	1,2ns	1,2ns	0,9ns
Other	1%	2,0ns	2,1ns	1,8ns	1%	1,1ns	1,9ns	2,5ns
Couple (no cohabitant children)	49%	ref	ref	ref	49%	ref	ref	ref
No union	5%	1,7ns	1,1ns	1,3ns	6%	1,4ns	1,5ns	1,3ns
Separation	26%	1,5**	0,9ns	1,1ns	25%	1,9***	1,6**	1,3ns
Widowed	3%	1,2ns	0,7ns	0,6ns	9%	1,6*	1,6*	1,5ns
Widowed+separation	1%	2,5ns	3,0ns	0,8ns	2%	2,4**	2,5**	1,7ns
No disruption	66%	ref	ref	ref	59%	ref	ref	ref

⁺ Logistic regression adjusted on age (linear) level of education.

- Statistical significance at 1%***, 5%*** and 10%*

- x none of the few individuals concerned reported poor health for the health indicators under consideration

In the multivariate model (Model 3), the effects of marital history and current household composition are closely associated for women. The risk of PWB, PSPH and AL associated with living single (with and without cohabitant child) become not significantly higher than the risk of women in couple with no cohabitant child, when considering the marital history; separations remain associated with a significant higher OR for PWB and PSPH, and widowhood with PSPH. For men, regarding PSPH, living single and the history of both widowhood and separation keeps a significantly higher OR in the multivariate model. Living alone and separations remains significantly associated with PWB. Re-partnership, which differs for men and women, might explain gender specific interaction between separation and living alone.

Family or work activities and health

Table 2 compares men and women activities at home and concerning work (Table 2). Care-giving concerns 10% of women and 5% of men: women provide more care and to a larger range of relatives (with a majority for ascendants or siblings). Male care-givers have higher probability of PWB and AL when the cared person is the spouse. For women, care-giving is associated with PWB when they care for spouse, ascendants or siblings and offspring. For men and women living in couple, the reported share of the domestic activities is largely unequal: for male interviewees of this age, 18% report doing more than their spouse; for female interviewees of this age, 87% do more than their spouse. For men, equal share is associated with a significantly lower probability of PWB than those who do less than their spouse. Women reporting equal share have a lower probability of AL and PSPH compared to

those who do less; doing more than the spouse is associated with a lower probability of AL, as expected due to the already mentioned selection effect. The satisfaction about the share of domestic activities is also varying: 31% of women in couple (14% of men in couple) report being not satisfied and is associated with PWB in both men and women.

Table 2. Distribution of 50-65 years old men and women across home activities (1) and associated odds ratios for poor well-being (2), poor self-perceived health (3), activity limitation (4).

	MEN				WOMEN			
	(1) %	(2) PWB	(3) PSPH	(4) AL	(1) %	(2) PWB	(3) PSPH	(4) AL
Prevalences:		22%	32%	24%		34%	34%	20%
Model 4. Care-giving to relatives⁺⁺								
Care-giving to the spouse	1%	2,9*	2,4ns	3,0*	2%	2,1*	1,4ns	1,2ns
to ascendants/siblings	3%	1,0ns	0,9ns	0,7ns	5%	1,9**	1,0ns	1,0ns
to other relatives	0%	1,7ns	0,6ns	0,5ns	2%	0,8ns	1,7ns	1,6ns
to offspring	0%	x	4,9ns	7,9ns	1%	12,5**	1,6ns	2,2ns
No care-giving	95%	ref	ref	ref	90%	ref	ref	ref
Model 5. Share of domestic activities among spouses (among couples)⁺⁺								
Equal share	5%	0,3*	1,0ns	0,6ns	4%	1,6ns	0,4*	0,3*
Do more	18%	1,3ns	1,1ns	0,8ns	87%	1,3ns	0,7ns	0,5***
Do less	77%	ref	ref	ref	9%	ref	ref	ref
Model 6. Satisfaction with the share of domestic activities among spouses (among couples)⁺⁺								
Among couples, unsatisfied	14%	2,0***	1,3ns	1,1ns	31%	1,8***	1,1ns	0,7ns
Satisfied with share	86%	ref	ref	ref	69%	ref	ref	ref
Model 7. Work status⁺⁺								
Unemployed	6%	2,3***	2,7***	3,2***	6%	1,6**	1,2ns	1,5ns
Retired	38%	0,8ns	1,4ns	1,5*	25%	0,8ns	1,0ns	1,6**
Sickness/disability	6%	3,7***	29,2***	30,8***	5%	2,5***	17,5***	19,1***
Other inactive	2%	2,6**	6,9***	9,3***	22%	1,5**	1,5**	1,5**
Employed	48%	ref	ref	ref	43%	ref	ref	ref
Model 8. Work time (among workers)⁺⁺								
Part time on own decision	1%	1,9ns	0,8ns	x	15%	0,9ns	0,9ns	1,6ns
Part time imposed	8%	1,1ns	2,8***	2,8***	18%	1,2ns	1,5*	2,6***
Full time	91%	ref	ref	ref	67%	ref	ref	Ref

- ** Logistic regression adjusted on age (linear) level of education, household composition and marital history

- Statistical significance at 1%***, 5%** and 10%*

- x none of the few individuals concerned reported poor health for the health indicators under consideration

Regarding work status, 48% of men and 43% of women are employed or self-employed at the time of the survey in this age group (Table 2). Among the remaining, 38% and 25% respectively are retired, 6% are unemployed and 5% inactive due to health problems; 22% of women report being inactive for other reasons (2% of men). As expected, being inactive, other than retired, and in disability/sickness leave is associated with PWB, PSPH and AL. This is also true for unemployed men, while female unemployment is associated with PWB only. The retired report more AL, but not PWB and PSPH; part of them being probably premature retired people, due to health and inability to remain at work. Among the total 50% of men and 46% of women who currently work, men report much more working full time than women (91% vs 67%); 15% of women (1% of men) work part-time as their own decision, 18% of women (8% of men) reported an imposed part time. Further investigation showed that, in this generation, women still worked less than men, but the majority of the inactive report they worked (5% of women and 2% of men never worked). Compared to working full-time, being in imposed part-time is significantly associated with PSPH and AL for women and men.

Health and family-work loads

Table 3 provides the combination of family and work loads; 32% of women (vs 10% of men) cumulate work with a domestic load (doing more than the spouse or living single with children) and/or care-giving. Care-givers are rather workers than non-workers in this age group, especially men. Compared to situation of working only, we found higher probabilities of poor health for men and women who are not working and neither care-giver nor endorsing domestic loads. This is also the case for non-worker men with domestic loads, but not for women (who are 36% in this situation). We ran separate models among workers and among non-workers. Among workers, men cumulating care-giving and domestic load have a higher probability of PSPH and PWB than workers only, which is not found for women. The overspill of family issues on work is linked to PWB for both sexes, and also PSPH and AL for women. Among non workers, compared to those who have none of the family activities, women with a domestic load have a lower OR for PSPH and AL; they have a higher PWB when they cumulate the domestic load and care-giving.

Table3. Distribution of 50-65 years old men and women across home activities (1) and associated odds ratios for poor well-being (2), poor self-perceived health (3), activity limitation (4)

	MEN				WOMEN			
	(1) %	(2) PWB	(3) PSPH	(4) AL	(1) %	(2) PWB	(3) PSPH	(4) AL
Prevalences:		22%	32%	24%		34%	34%	20%
Model 9. Combination of work-domestic-care activities⁺⁺								
No family or work loads	38%	1,8***	3,0***	3,5***	15%	1,0ns	2,1***	3,2***
Care-giving only	2%	1,8ns	1,6ns	2,8*	1%	2,3ns	1,3ns	1,3ns
Domestic load only	9%	1,9**	3,4***	3,3***	36%	1,4ns	1,4ns	1,3ns
Domestic load+Care-giving	1%	1,7ns	1,8ns	3,3ns	5%	2,2**	1,9*	2,8**
Work+Care-giving	2%	1,4ns	2,1*	1,6ns	2%	1,5ns	1,5ns	1,7ns
Work+Domestic load	7%	1,5ns	0,6ns	0,4**	27%	0,9ns	0,9ns	0,7ns
Work+Domestic load+Care-giving	0%	5,7**	4,4*	1,4ns	3%	1,5ns	1,5ns	0,4ns
Work only	40%	ref	ref	ref	12%	ref	ref	ref
Model 10. Combination of work-domestic-care activities (among workers)⁺⁺								
Work+Care-giving	4%	1,3ns	2,1*	1,6ns	4%	1,5ns	1,5ns	1,9ns
Work+Domestic load	15%	1,7ns	0,6ns	0,5ns	62%	0,9ns	1,2ns	1,0ns
Work+Domestic load+Care-giving	1%	6,3**	4,1*	1,1ns	7%	1,6ns	2,0ns	0,6ns
Work only	80%	ref	ref	ref	27%	ref	ref	ref
Model 11. Over-spilling of family issues on work activities (among workers)⁺⁺								
Overspilling	6%	4,8***	0,8ns	0,7ns	9%	2,9***	3,0***	2,0**
No over-spilling of family issues	94%	ref	ref	ref	91%	ref	ref	ref
Model 12. Combination of work-domestic-care activities (among non workers)⁺⁺								
Care-giving only	3%	1,2ns	0,6ns	0,8ns	1%	2,2ns	0,6ns	0,4ns
Domestic load only	19%	0,9ns	1,1ns	0,8ns	64%	1,3ns	0,5**	0,3***
Domestic load+Care-giving	2%	0,9ns	0,6ns	0,8ns	8%	2,1*	0,6ns	0,6ns
No family or work loads	77%	ref	ref	ref	26%	ref	ref	ref

- Logistic regression adjusted on age (linear) level of education, household composition and marital history

- Statistical significance at 1%***, 5%** and 10%*

- x none of the few individuals concerned reported poor health for the health indicators under consideration

Decomposition of the gender specific effects

The decomposition of the men-women health differences documented in Table 4 allows distinguishing between the effect of the work-family situations frequency (column 1) and the unexplained effect, including possible variation in the strength of their association with health (column 2). As reminded in Table 4, the male and female distributions across family-work situations indeed vary markedly. But the decomposition only highlight an overall significant gender specific effect for PWB due to difference in the strength of the association with PWB, but not with PSPH and AL. Meanwhile, some of the variables show significant contribution to the differences.

Regarding the work-family situations, the detailed analysis first highlight the negative contribution of the situation of having no work or family loads to the women-men difference in PWB due to a difference in the strength of association between PWB and this specific situation for men. This situation also contributes to the women-men differences in PSPH and AL but here, it is due to its higher frequency in men population and not to a significant difference in strength. In fact, women who are not working because of health are both in this category and in the category "not working but having a domestic overload". This latter situation indeed contributes to increase women-men difference in PWB, due to women higher frequency of this situation. It is also contributing to increase the women-men difference in PSPH due to a stronger association of this situation with PSPH for women. The decomposition shows that cumulating domestic loads and care-giving and not working contribute to women-men difference in AL, due to higher frequency of this situation in women.

Table 4. Decomposition of the women to men differences in of poor well-being (PWB), poor self-perceived health (PSPH), activity limitation (AL) between (1) the effect of gender specific distribution of the work-family situations and (2) the effect of different strength of association between health and the work-family situations (50-65 years old)

	PWB		PSPH		AL	
A. Women-Men difference	+0,112***		+0,019 ns		-0,028*	
B. Overall effect	(1) Freq	(2) Int.	(1) Freq	(2) Int.	(1) Freq	(2) Int.
Decomposed difference	0,037ns	0,075**	-0,010ns	0,029ns	0,034ns	-0,006ns
c. Detailed effect	% M	% W	(1) Freq	(2) Int.	(1) Freq	(2) Int.
Contribution of :						
No family or work loads	38%	15%	-	-0,032*	-0,037*	-0,039***
Care-giving only	2%	1%	-	-	-	-
Domestic load only	9%	36%	0,005**	-	-0,011*	-
Domestic load+Care-giving	1%	5%	-	-	-	0,005**
Work+Care-giving	2%	2%	-	-	-	-
Work+Domestic load	7%	27%	-	-	-	-
Work+Domestic load+Care	0%	3%	-	-	-	-
Work only	40%	12%	Ref	Ref	Ref	Ref

- Decomposition based on a logistic regression adjusted on age (linear) level of education
- Statistical significance at 1%***, 5%** and 10%*

Repeating the decomposition among workers provides further evidences. Cumulating domestic loads and care-giving for workers is positively associated to the women excess PWB. Self-reported over-spilling of family concerns on work is more frequent in women and positively associated to their excess PWB. Over-spilling is also positively associated with women-men difference in PSPH, due to a gender difference in the intensity of the association. Involuntary part time also contribute positively to the sex difference in PSPH.

Table 5. Decomposition of the women to men differences in of poor well-being (PWB), poor self-perceived health (PSPH), activity limitation (AL) between (1) the effect of gender specific distribution of the work-family situations and (2) the effect of different strength of association between health and the work-family situations (50-65 years old)

	PWB		PSPH		AL	
A. Women-Men difference	+0,119***		+0,059***		-0,006ns	
B. Overall effect	(1) Freq	(2) Int.	(1) Freq	(2) Int.	(1) Freq	(2) Int.
Decomposed difference	0,036ns	0,084**	0,048ns	0,011ns	0,030ns	-0,035ns
c. Detailed effect	% M	% W	(1) Freq	(2) Int.	(1) Freq	(2) Int.
Contribution of :						
Work+Care-giving	4%	4%	-	-	-	-
Work+Domestic load	15%	62%	-	-	-	-
Work+Domestic load+Care	1%	7%	-	-	0,005*	-
Work only	80%	27%	Ref	Ref	Ref	Ref
Over-spilling	6%	9%	0,004***	-	0,004***	-
No over-spilling	94%	91%	Ref	Ref	Ref	Ref
PT Voluntary	1%	15%	-	-	-	x
PT Unvoluntary	8%	18%	-	-	0,010**	-
Full-Time	91%	67%	Ref	Ref	Ref	Ref

- Decomposition based on a logistic regression adjusted on age (linear) level of education, household composition and marital history
- Statistical significance at 1%***, 5%** and 10%*

DISCUSSION

In our study, women report largely more PWB than men, but men tend to report more AL than women. The indicators used to measure AL might explain this latter finding, while women are usually more prone to report almost all the conditions and functional problems. In France, a study shows that AL indicator is correlated to work inactivity (Tubéuf et al., 2008). This might induce that men report more their functioning problem via this indicator than via other types of indicators used in other surveys. Whatever the medical cause of the work inability, the situation of not working makes obvious an AL in a context where working is the rule, especially for men. Prolonging this result, 50-65 year old retired men and women report relatively more AL. Poor health might be cause of a premature withdrawal from the labour force. Imposed part time among workers is also associated with higher probability of AL which might be due to situation of work time reduction due to health problems.

In the same line of explanation, the figures highlight a lower probability of reporting AL for women who report a larger share of domestic activities, while the majority of women use to do more than men in this domain. As complementary information, we found that reporting being not satisfied with the share of domestic activities is associated with higher probability of PWB.

Our analyses confirm the association of people leaving alone and single with children for both sexes with PWB and PSPH as well as the association of reporting no union over the life course, separation and widowhood for women (Grundy & Tomassini, 2010; M.E. Hughes & Waite, 2009a; Zhang & Hayward, 2006). Combining these two aspects shows that for women the association between living alone and experiencing separation interacts and the latter only remain associated with poor health. For men, both living alone and separation remain associated with poor health in the combined model. Interestingly, we found that men of this age in couple and with cohabitant child are in poorer health than male in couple. This is congruent with another study (Read & Grundy, 2011) and might be related to late fatherhood in a new union.

Our analysis identified association between family-work situations with poor health, while in most cases these specific situations are more frequent in women than in men of this age group. These associations are due to causal relationship in both senses: poor health increases the risk of being unemployed, in imposed part-time or single and poor health could lead to be unsatisfied in their level of contribution to domestic activities. In the other way round, being single, out of job or only part-time worker, experiencing overspill can increase anxiety and stress and can generate functional difficulties and activity limitations. This study cannot assess to what extent the two causality senses explain this association, but it confirms that specific situations, unequally distributed in male and female populations, are associated with poor health. The use of the second and third waves of the survey should help exploring how far the situation can induce the onset of poor health.

In this study, we found no significant evidence for an increased probability of poor health for women who cumulate work and family activities. Whether this finding means that cumulating these activities are not detrimental to health or that other situation, like not working, select women with health problems is hard to disentangle. We still found an association with PSPH and AL for women who don't work but give care and are in charge with a larger share of domestic activities, compared to women who work (with or without domestic task). For men, we found an association between PSPH and cumulating work and care-giving; they are only a small number of men in these situations. Finally, we approached work-family strain with a subjective question on over-spilling of family issues on work; it shows a detrimental effect for all three health indicators for women and for PWB for men. The decomposition of men-women health difference shows that female over-representation of specific family-work situations as well as gender specific strength of their association to health contribute to women's excess PWB. Four situations comes out: the situation of not working but cumulating domestic loads and care-giving and the situation of cumulating work, care-giving and domestic loads are positively associated to the sex-difference in PWB; over-spilling of family loads on work as well. The situation of not working and no family loads is negatively associated to the sex difference in PWB while this is more strongly related to health for men.

Due to embedded family and work histories and selection effects, it is difficult to measure the contribution of each situation to poor health and to sex differences in poor health (Khlat et al., 2000; McDonough & Walters, 2001; Walters et al., 2002). We confirm that accounting for various dimensions of health allows tackling different possible mechanism of work-family situation effect. We confirm the complex interaction of selection and exposure effect of some situations, especially regarding work activities, but also for women, regarding domestic loads. Not working or accomplishing domestic task for women seems to absorb most of the health outcomes. The subjective variable on over-spilling is limited by the fact that it is subject to *ex post* rationalisation of a poor health situation. Meanwhile it still helps better discriminating between men and women who endorse their multiple roles as being source of empowerment and rewards and men and women who experience cumulated activities as a strain. Another limitation is the size of the sample which might hide a part of the associations between work-family situations and health and limit the possibility to stratify even more our sample in more detailed categories of men and women.

Despite the limits at this stage, this exploratory study based on detailed family and work characteristics still show situations of vulnerability with a combination of isolation and family/work burden associated with poor health. Next steps would be to take benefit of the second and third wave of this survey to assess whether these situations and cumulated activities might have an impact on the long run.

REFERENCES

- Annandale, E., & Hunt, K. (1990). Masculinity, femininity and sex: an exploration of their relative contribution to explaining gender differences in health. *Sociology of Health and Illness* pp. 24-46).
- Backes, G., Lash, V., & Reimann, K. (2006). *gender, health and aging*. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Benyamini, Y., Idler, E.L., Leventhal, H., & Leventhal, E.A. (2000). Positive affect and function as influences on self-assessments of health: expanding our view beyond illness and disability. *J Gerontol B Psychol Sci Soc Sci*, 55, P107-116.
- Berkman, L.F., Buxton, O., Ertel, K., & Okechukwu, C. (2011). Managers' practices related to work-family balance predict employee cardiovascular risk and sleep duration in extended care settings. *J Occup Health Psychol*, 15, 316-329.
- Bihan-Youinou, B.L., & Martin, C. (2006). Travailler et prendre soin d'un parent âgé dépendant. *Travail, genre et sociétés*, 77-96.
- Blinder, A.S. (1973). Wage discrimination : Reduced form and structural estimates. *Journal of Human Resources*, 436-455.
- Cambois, E., Blachier, A., & Robine, J.-M. (2012). Aging and health in France: an unexpected expansion of disability in mid-adulthood over recent years. *Eur J Public Health*, doi: 10.1093/eurpub/cks136
- Cambois, E., Robine, J.-M., & Mormiche, P. (2007). Une forte baisse de l'incapacité en France dans les années 1990? Discussion autour des questions de l'enquête santé. *Population*, 62, 363-386.
- Capistrant, B.D., Berkman, L.F., & Glymour, M.M. (2013). Does Duration of Spousal Caregiving Affect Risk of Depression Onset? Evidence from the Health and Retirement Study. *Am J Geriatr Psychiatry*.
- Capistrant, B.D., Moon, J.R., Berkman, L.F., & Glymour, M.M. (2012). Current and long-term spousal caregiving and onset of cardiovascular disease. *J Epidemiol Community Health*, 66, 951-956.
- Coursolle, K.M., Sweeney, M.M., Raymo, J.M., & Ho, J.H. (2010). The association between retirement and emotional well-being: does prior work-family conflict matter? *J Gerontol B Psychol Soc Sci*, 65, 609-620.
- Cox, B., Van Oyen, H., Cambois, E., Jagger, C., Le Roy, S., Robine, J.-M., et al. (2009). The reliability of the Minimum European Health Module. *International Journal of Public Health*, 55-60.
- Crimmins, E.M., Kim, J.K., & Sole-Auro, A. (2011). Gender differences in health: results from SHARE, ELSA and HRS. *Eur J Public Health*, 21, 81-91.
- De Bruin, A., Picavet, H., & Nossikov, A. (1996). Health interview surveys: towards international harmonization of methods and instruments. Copenhagen: WHO Regional Office for Europe.
- Doyal, L. (1995). *What makes women sick: gender and political economy of health*. London: MacMillan press LTD.
- Ertel, K.A., Koenen, K.C., & Berkman, L.F. (2008). Incorporating home demands into models of job strain: findings from the work, family, and health network. *J Occup Environ Med*, 50, 1244-1252.
- Fairlie, R. (2005). An extension of the blinder-oaxaca decomposition technique to logit and probit models. *Journal of Economic and Social Measurement*, 30, 305-316.

Ferraro, K.F., Farmer, M.M., & Wybraniec, J.A. (1997). Health trajectories: long-term dynamics among black and white adults. *J Health Soc Behav*, 38, 38-54.

Fokkema T, & Dykstra P.A (2002). Differences in depression between married and divorced women in the Netherlands: In search of an explanation. *The Netherlands journal of social sciences*, 38, 24-47.

Goldstein, M.S., Siegel, J.M., & Boyer, R. (1984). Predicting changes in perceived health status. *Am J Public Health*, 74, 611-614.

Grundy, E.M., & Tomassini, C. (2010). Marital history, health and mortality among older men and women in England and Wales. *BMC Public Health*, 10, 554.

Hughes, M.E., & Waite, L.J. (2009a). Marital biography and health at mid-life. *J Health Soc Behav*, 50, 344-358.

Hughes, M.E., & Waite, L.J. (2009b). Marital Biography and Health at Mid-Life. *Journal of Health and Social Behavior*, 50, 344-358.

Hunt, K., & Annandale, E. (1993). Just the job? Is the relationship between health and domestic and paid work gender specific. *Sociology of Health and Illness* pp. 632-664).

Idler, E., & Benyamini, Y. (1997). Self-rated health and mortality: a review of twenty-seven community studies. *Journal of Health and Social Behavior*, 21-37.

Idler, E.L., & Kasl, S.V. (1995). Self-ratings of health: do they also predict change in functional ability? *J Gerontol B Psychol Sci Soc Sci*, 50, S344-353.

Jagger, C., Gillies, C., Cambois, E., Van Oyen, H., Nusselder, W., Robine, J.-M., et al. (2010). The Global Activity Limitation Indicator (GALI) measured function and disability similarly across European countries. *Journal of Clinical Epidemiology*, 63, 892-899.

Jusot, F., Khlat, M., Rochereau, T., & Sermet, C. (2008). Job loss from poor health, smoking and obesity: a national prospective survey in France. *J Epidemiol Community Health*, 62, 332-337.

Karasek, R.A. (1990). Lower Health Risk with Increased Job Control among Whitecollar Workers. *Journal of Organizational Behavior*, 11, 171-185.

Khlat, M., Sermet, C., & Le Pape, A. (2000). Women's health in relation with their family and work roles: France in the early 1990s. *Soc Sci Med*, 50, 1807-1825.

Khlat, M., Sermet, C., & Le Pape, A. (2004). Increased prevalence of depression, smoking, heavy drinking and use of psycho-active drugs among unemployed men in France. *Eur J Epidemiol*, 19, 445-451.

Lahelma, E., Arber, S., Kivela, K., & Roos, E. (2002). Multiple roles and health among British and Finnish women: the influence of socioeconomic circumstances. *Soc Sci Med*, 54, 727-740.

Marshall, N.L., & Barnet, R.C. (1993). Work-Family Strains and Gains Among Two-Earner Couples. *Journal of community psychology*, 21, 64-78.

Martin, L.G., Freedman, V.A., Schoeni, R.F., & Andreski, P.M. (2009). Health and Functioning Among Baby Boomers Approaching 60. *J Gerontol B Psychol Sci Soc Sci*, 64B, 369-377.

McDonough, P., & Walters, V. (2001). Gender and health: reassessing patterns and explanations. *Soc Sci Med*, 52, 547-559.

Melchior, M., Berkman, L.F., Niedhammer, I., Zins, M., & Goldberg, M. (2007). The mental health effects of multiple work and family demands. A prospective study of psychiatric sickness absence in the French GAZEL study. *Soc Psychiatry Psychiatr Epidemiol*, 42, 573-582.

O'Donnell, E.M., Ertel, K.A., & Berkman, L.F. (2011). Depressive symptoms in extended-care employees: children, social support, and work-family conditions. *Issues Ment Health Nurs*, 32, 752-765.

Oaxaca, R. (1973). Male-female wage differentials in urban labor market. *International Economic Review*, 14, 693-709.

Okechukwu, C.A., El Ayadi, A.M., Tamers, S.L., Sabbath, E.L., & Berkman, L. (2012). Household food insufficiency, financial strain, work-family spillover, and depressive symptoms in the working class: the Work, Family, and Health Network study. *Am J Public Health*, 102, 126-133.

Oksuzyan, A., Crimmins, E., Saito, Y., O'Rand, A., Vaupel, J.W., & Christensen, K. (2010). Cross-national comparison of sex differences in health and mortality in Denmark, Japan and the US. *Eur J Epidemiol*, 25, 471-480.

Pailhé, A., & Solaz, A. (2008). Professional Outcomes of Internal Migration by Couples: Evidence from France. *Population, Space and Place*, 347-363.

Pearlin, L.I., Mullan, J.T., Semple, S.J., & Skaff, M.M. (1990). Caregiving and the stress process: an overview of concepts and their measures. *Gerontologist*, 30, 583-594.

Petite, S., & Weber, A. (2006). Les effets de l'Allocation personnalisée d'autonomie sur l'aide dispensée aux personnes âgées. *Etudes et résultats*.

Plaisier, I., de Bruijn, J.G., Smit, J.H., de Graaf, R., Ten Have, M., Beekman, A.T., et al. (2008). Work and family roles and the association with depressive and anxiety disorders: differences between men and women. *J Affect Disord*, 105, 63-72.

Powers, D.A., Yoshioka, H., & Myeong-Su, Y. (2011). mvdcmp: Multivariate decomposition for nonlinear response models. *The Stata Journal*, 11, 556-576.

Read, S., & Grundy, E. (2011). Mental health among older married couples: the role of gender and family life. *Soc Psychiatry Psychiatr Epidemiol*, 46, 331-341.

Sabbath, E.L., Melchior, M., Goldberg, M., Zins, M., & Berkman, L.F. (2012). Work and family demands: predictors of all-cause sickness absence in the GAZEL cohort. *Eur J Public Health*, 22, 101-106.

Salavecz, G., Chandola, T., Pikhart, H., Dragano, N., Siegrist, J., Jockel, K.H., et al. (2010). Work stress and health in Western European and post-communist countries: an East-West comparison study. *J Epidemiol Community Health*, 64, 57-62.

Sekine, M., Chandola, T., Martikainen, P., Marmot, M., & Kagamimori, S. (2010). Sex differences in physical and mental functioning of Japanese civil servants: explanations from work and family characteristics. *Soc Sci Med*, 71, 2091-2099.

Sermet, C., & Khlat, M. (2004). [Health of the unemployed in France: literature review]. *Rev Epidemiol Sante Publique*, 52, 465-474.

Siegrist, J. (1996). Adverse Health Effects of High Effort/Low Reward Conditions. *J Occup Health Psychol*, 1, 27-41.

Soullier, N., & Weber, A. (2011). L'implication de l'entourage et des professionnels auprès des personnes âgées à domicile. *Etudes et résultats*.

Tubeuf, S., Jusot, F., Devaux, M., & Sermet, C. (2008). Social heterogeneity in self-reported health status and measurement of inequalities in health. (p. 24). Paris: Irdes.

Vaananen, A., Kevin, M.V., Ala-Mursula, L., Pentti, J., Kivimaki, M., & Vahtera, J. (2004). The double burden of and negative spillover between paid and domestic work: associations with health among men and women. *Women Health*, 40, 1-18.

Vikat, A., Spéder, Z., Beets, G., Billari, F., Bühler, C., Désesquelles, A., et al. (2007). Generations and Gender Survey : Towards a Better Understanding of Relationships and Processes in the Life Course. *Demographic Research*, 17, 389-440.

Walters, V., McDonough, P., & Strohschein, L. (2002). The influence of work, household structure, and social, personal and material resources on gender differences in health: an analysis of the 1994 Canadian National Population Health Survey. *Soc Sci Med*, 54, 677-692.

Weir, D. (2007). Are baby boomers living well longer? In B. Madrian, O. Mitchell, & B. Soldo (Eds.), *Redefining Retirement: How Will Boomers Fare?* pp. 95-111). Oxford: Oxford University Press.

Westerlund, H., Kivimaki, M., Singh-Manoux, A., Melchior, M., Ferrie, J.E., Pentti, J., et al. (2009). Self-rated health before and after retirement in France (GAZEL): a cohort study. *Lancet*, 374, 1889-1896.

Zhang, Z., & Hayward, M.D. (2006). Gender, the Marital Life Course, and Cardiovascular Disease in Late Midlife. *Journal of marriage and family*, 68, 639-657.

ANNEXE 6.

Cambois, E., D. Cheung and A. Pailhé (2016). Care-giving et santé mentale: une analyse longitudinale à partir de l'enquête ERFI. Pp20

Aide aux personnes dépendantes et santé mentale en France

Emmanuelle Cambois, Diana Cheung, Ariane Pailhé

RESUME : Cet article étudie les effets de l'aide informelle aux personnes dépendantes sur la santé mentale des aidants. L'analyse dynamique proposée à partir des trois vagues de l'Enquête sur les Relations Familiales et Intergénérationnelles offre un aperçu des effets différentiels de l'aide sur la santé mentale suivant les phases et les durées de l'aide. Nous estimons et comparons les distributions des probabilités conditionnelles de santé pour les différents statuts d'aide chez les hommes et chez les femmes. Les informations sur les statuts d'aide et du statut de santé passées permettent de tenir compte de la sélection des aidants sur la santé. Nous proposons également une analyse de l'attrition et de sa correction pour expliquer les conséquences de la sélection de l'échantillon sur les résultats. Cette analyse montre l'importance de ne pas occulter l'attrition dans les analyses longitudinales puisque sa non prise en compte entraîne la non observation de certains effets, comme les effets positifs de la sortie de l'aide sur la santé mentale ou les effets négatifs de l'aide continue sur l'amélioration de la santé mentale. Les résultats indiquent aussi que la sélection sur la santé, la sélection sur l'échantillon et les effets de l'aide sur la santé mentale sont différents suivant le sexe.

1. MOTIVATION

a. Contexte

En 2050, un habitant sur trois serait âgé de 60 ans ou plus en France, contre un sur cinq en 2005, soit deux fois plus (INSEE, 2015)¹. Parallèlement à ces évolutions démographiques, on assiste à un accroissement des problèmes de santé et de l'incapacité chez les adultes d'âge moyen depuis le début des années 2000. En France, l'espérance de vie sans incapacités des 50-65 ans a diminué, en particulier chez les femmes (Cambois et al., 2013). Cette détérioration de l'état de santé, bien qu'inattendue, est consistante avec d'autres études récentes. Aux Etats-Unis, l'incapacité chez les 50-70 ans a augmenté (Martin et al., 2009 ; Seaman et al., 2010), en particulier chez les femmes, les obèses et les moins éduqués (Reynolds et Crimmins, 2010).

Entre le vieillissement de la population et la détérioration de l'état de santé, le nombre de personnes dépendantes devrait augmenter² et les besoins en aide aussi. Actuellement, l'aide est essentiellement assurée par des membres de la famille. 80% des personnes dépendantes reçoivent une aide informelle dont 48% exclusivement et 32% combinée à une aide formelle. Il est donc important de comprendre les répercussions de l'aide informelle sur la santé des aidants. Ce travail vise à mesurer en particulier les effets de l'aide informelle sur la santé mentale des aidants. Etant donné que l'aide informelle en termes de volume est majoritairement assurée par les femmes nous souhaitons également étudier si cette activité contribue à expliquer la plus mauvaise santé mentale observée chez les femmes.

b. Littérature

L'effet de l'aide sur la santé mentale des aidants est ambigu car l'activité d'aide entremêle contraintes et bénéfices psychologiques pour l'aidant (Amirkhanyan et Wolf, 2006 ; Beach et al. 2000 ; Raschick et Ingersoll-Dayton, 2004). D'une part, l'aide peut nuire à la santé mentale de l'aidant en favorisant la hausse de la détresse psychologique. La pénibilité et le stress liés à l'activité d'aide peuvent se traduire par des risques de troubles psychologiques plus importants (Amirkhanyan et Wolf, 2006 ; Bookwala, 2009). L'aide constitue aussi une activité supplémentaire à assurer qui peut causer la réduction ou l'arrêt d'activités procurant une satisfaction, comme l'activité professionnelle (Fontaine, 2009 ; Soullier et Weber, 2011). L'aggravation de l'anxiété ou du stress peut aussi provenir du sentiment de captivité qui naît lorsque l'aidant adosse un rôle social malgré sa volonté (Pearlin et al., 1990). Selon Pearlin et co-auteurs, l'impact négatif de l'aide sur la santé mentale s'explique principalement

par le sentiment d'être prisonnier d'un rôle social et la perte de confiance en soi³. Son et al. (2007) confirment empiriquement que l'effet de l'aide sur la santé mentale passe principalement par le sentiment de stress provoqué. Ainsi, l'avis subjectif des aidants sur l'aide a une influence cruciale sur la relation entre l'aide et santé. D'autre part, l'aide peut accroître la satisfaction de l'aidant en lui apportant le sentiment d'être utile ou d'accomplir son devoir, ou encore en améliorant sa relation avec la personne aidée (Brown et al., 2003 ; Amirkhanyan et Wolf, 2006, Beach et al. 2000).

L'aide peut aussi avoir un effet bénéfique ou délétère sur la santé mentale suivant l'environnement de l'aidant ainsi que les configurations de l'aide qui déterminent sa nature et son intensité. L'anxiété et les risques de dépressions sont plus fréquents chez les aidants de personnes atteintes de démence car leur implication dans les soins quotidiens est relativement plus importante. Les effets bénéfiques de l'aide seraient plus importants - meilleure relation avec leur parent, développement personnel- pour les enfants adultes aidants que pour les conjoints aidants, et les effets négatifs plus faibles -plus jeunes, moins de dépendance financière et émotionnelle- (Raschick et Ingersoll-Dayton, 2004).

L'évaluation de l'effet global de l'aide sur la santé mentale des aidants est donc difficile comme l'illustre l'opposition des résultats dans la littérature. Bien que l'impact négatif de l'aide sur la santé mentale ait été communément admis dans la littérature, certaines études montrent l'aide peut améliorer la santé de l'aidant (Brown et al., 2009). Voir l'état de santé d'un proche (parent ou conjoint) se dégrader est douloureux. Aider peut entraîner une souffrance psychologique et physique qui va exacerber cette première détresse mais elle peut aussi la contrebalancer. Il est aussi difficile de montrer une différence de l'impact de l'aide sur la santé suivant le sexe étant donné la différence de genre dans le type d'aide et sur le marché du travail⁴. Si la comparaison de la différence des effets de l'aide sur la santé chez les hommes et les femmes est difficile dans les études, le fait que la plupart des aidants soit des femmes implique toutefois qu'elles sont plus affectées que les hommes par les effets négatifs de l'aide sur leur santé.

c. Apports du papier par rapport à la littérature

Différents domaines scientifiques s'intéressent à la santé des aidants.

La littérature en psychologie et en santé publique apporte des informations importantes sur la complexité des effets de l'aide et leur hétérogénéité suivant les configurations de l'aide et l'environnement de l'aidant. Elles se basent souvent sur des expériences réalisées sur des patients et disposent de données exhaustives sur les aidants et les aidés qui permettent d'isoler et de mesurer les effets positifs et négatifs de l'aide et leur hétérogénéité. Malheureusement, ces études sont souvent en coupe transversale. Elles ne tiennent pas compte du fait que ce sont les personnes qui sont relativement en bonne santé qui vont aider ce qui fausse les résultats de l'effet de l'aide sur la santé. On parle de sélection de l'aide sur la santé des aidants. Elles tendent aussi à se focaliser sur des populations d'aidés très spécifiques –patients souffrant d'une pathologie particulière- qui rend la généralisation des résultats difficile.

La littérature en économie utilise des données d'enquêtes et propose de corriger la sélection des aidants sur la santé par des méthodes d'instrumentation ou des études longitudinales. L'instrumentation consiste à trouver un bon prédicteur du statut d'aide d'un individu mais qui n'explique pas son état de santé. Les études longitudinales permettent de tenir compte de caractéristiques individuelles non observables comme celles qui pourraient expliquer conjointement l'état de santé et le statut d'aide. Ces études comparent souvent la santé des aidants à celle des non-aidants et ne permettent pas d'étudier les effets différentiels de l'aide sur la santé mentale suivant les phases et les durées de l'aide. Ces effets peuvent être différents suivant que l'aide soit donnée depuis plus ou moins longtemps et pour la première ou une énième fois. Par ailleurs, les études longitudinales étudient peu les effets de la sélection de l'échantillon liés à l'attrition. L'attrition est un phénomène ordinaire dans les données d'enquêtes et est généralement sélective sur la santé, ce qui peut biaiser les estimations de manière similaire à la sélection de l'aide sur la santé.

³ Plus précisément, pour les auteurs, l'impact négatif de l'aide sur la santé mentale s'explique par les caractéristiques sociodémographiques et de santé des aidants et des aidés, mais aussi de deux types de facteurs de stress. Les facteurs de stress primaires proviennent de l'accomplissement de l'activité d'aide (tâches, supervision, relation avec l'aidé, contraintes de temps). Les facteurs de stress secondaires regroupent les conséquences de l'aide sur les autres activités (conflits familiaux, avec le travail ou les loisirs, prendre soin de sa propre santé) et les conséquences psychologiques.

⁴ Voir Di Novi et al. (2015) pour une revue de littérature détaillée.

¹ http://www.insee.fr/fr/themes/document.asp?ref_id=ip1089

² La population dépendante devrait augmenter de 35% en 2030 et être multipliée par 2 d'ici 2060 (INSEE, 2015).

Dans cette étude, nous proposons une analyse dynamique de l'effet de l'aide sur la santé mentale des aidants à partir d'une enquête à plusieurs vagues. Afin de comprendre les éventuels effets différenciés de l'aide sur la santé suivant la phase ou la durée d'aide, nous comparons les effets sur l'évolution de l'état de santé de la sortie de l'aide, de l'entrée dans l'aide, de rester dans l'aide et de l'absence de l'aide. Nous corrigeons la sélection de l'aide sur la santé en prenant en compte le statut d'aide et le statut de santé passé. Une analyse de l'attrition et de sa correction permet d'éclairer et de discuter nos résultats.

2. DONNEES

a. Sources

Nous utilisons les données de l'Enquête sur les Relations Familiales et Intergénérationnelles (ERFI) qui a été réalisée par l'Institut National des Etudes Démographiques (INED) et l'Institut National de la Statistique et des Etudes Economiques (INSEE). Cette enquête comporte trois vagues : 2005, 2008 et 2011, avec respectivement, 10079, 6534 et 5773 individus (5433, si on ne retient que ceux qui ont répondu en 2008). Elle permet de décrire et d'expliquer la dynamique de la construction de la famille (fécondité, unions, ruptures, recomposition familiale) ainsi que les relations entre les parents et les enfants et les relations entre conjoints.

La première vague de l'enquête est représentative de la population française métropolitaine en 2005 mais ne l'est plus pour les vagues suivantes compte tenu de l'attrition, 35% entre 2005 et 2008 et 11.6% entre 2008 et 2011 (16.9% si on ne retient que ceux qui ont répondu en 2008). La pondération mise en place permet d'obtenir une population en 2008 et en 2011 représentative de la population de 2005.

b. Echantillon

Dans cet article, nous nous concentrons sur les individus en âge d'aider une personne dépendante (enfant adulte aidant ou conjoint aidant), les 45-85 ans. Nous étudions trois échantillons pour l'analyse. Le panel 1 est constitué des 5398 individus suivis entre 2005 à 2008 ; le panel 2 est constitué des 3470 individus suivis entre 2008 et 2011 ; et le panel 3 est constitué des 2908 individus suivis sur les trois vagues. L'attrition est donc également importante dans nos échantillons, 35.9% entre 2005 et 2008 et 17.3% entre 2008 et 2011. Nous reviendrons sur l'étude de l'attrition dans la section 4.

c. Variables

i. Variables d'intérêt

Nos deux indicateurs d'intérêt sont donc la santé mentale et l'aide donnée à une personne dépendante.

Pour l'indicateur de santé mentale, nous nous appuyons sur le module consacré au bien-être du répondant dans ERFI. Suivant les causes de dépression mise en avant par Fokkema et Dykstra (2002), la santé mentale est approximée par une combinaison de symptômes comme la détresse psychologique, la tristesse, la solitude, l'anxiété, ... Nous distinguons les symptômes de dépression et d'anxiété des symptômes de solitude et construisons un score de dépression et un score de solitude à partir d'une liste de symptômes. Les symptômes de dépression sont : s'être sentie triste, angoissé, déprimé, avoir eu des crises de larmes, avoir pensé que sa vie est un échec, avoir eu le cafard, éprouver un sentiment général de vide. Les symptômes de solitude sont définis par ces assertions : pas suffisamment de personnes sur lesquelles s'appuyer en cas de problème, pas suffisamment entouré, beaucoup de personnes sur lesquelles on peut compter, se sentir souvent exclu par les autres, se sentir seul, suffisamment de personnes dont on se sent proche.

Pour les symptômes de dépression-anxiété (sauf se sentir vide), on demande la fréquence du sentiment durant la semaine avant l'enquête : jamais ou rarement (0), occasionnellement (2), assez souvent (3), fréquemment ou tout le temps (4). Pour les symptômes de solitude (sauf se sentir seul), on demande dans quelle mesure cela leur correspond dans leur vie actuelle : oui (3), plus ou moins (2), non (0). On construit les scores de dépressions et

de solitude en additionnant les chiffres qui correspondent à l'expérience de solitude ou la fréquence croissante à laquelle on ressent les sentiments d'anxiété.

L'indicateur de santé mentale est une variable muette égale à 1 lorsque le score de dépression et/ou le score de solitude appartient au deux déciles les plus élevés du score chez les hommes et chez les femmes. L'indicateur de l'aide aux personnes dépendantes est une variable muette égale à 1 lorsqu'une aide régulière est donnée à un adulte au cours des 12 derniers mois pour son entretien personnel, par exemple pour manger, se lever, s'habiller, se laver, aller aux toilettes, ...

Les indicateurs d'évolution d'aide et de santé mentale sont construits à partir des valeurs des variables muettes pour les vagues délimitant les différentes périodes étudiées. Quatre statuts sont possibles. Les individus observés peuvent : (i) ne jamais aider ou ne jamais être en mauvaise santé ; (ii) toujours aider ou être en mauvaise santé ; (iii) aider ou être en mauvaise santé en début de période mais pas en fin, ils cessent donc d'aider ou connaissent une amélioration de leur état de santé ; (iv) aider ou être en mauvaise santé en fin de période mais pas au début, ils deviennent donc aidants ou connaissent une détérioration de leur état de santé.

ii. Variables de contrôle

La mauvaise santé mentale est associée à différents facteurs socio-économiques. L'âge, la pauvreté, les difficultés financières (Lorant et al., 2007; Sareen et al., 2011) détériorent la santé mentale. La plus forte détresse psychologique peut-être due à la non-participation sur le marché du travail (Clark, 2003). Le statut d'emploi et les activités sociales de l'aidant peuvent atténuer (ou aggraver) les effets de l'aide sur la santé. Etre seul, veuf ou divorcé peut aussi être un facteur de dépression en particulier pour les hommes (Chipperfield and Havens, 2001; Jang et al., 2009).

Nous tenons compte de ces facteurs et incluons les variables de contrôles suivantes dans nos estimations : l'âge (45-55; 56-65; 66-75; 76-85), l'éducation (BEPC et moins; CAP-BEP; bac; supérieur), le statut socio-professionnel (employé, agriculteur, artisan, cadre supérieur, profession intermédiaire, ouvrier, sans activité), la situation d'emploi (inactif, retraité, chômeur; emploi), être en couple, et avoir au moins enfant (non) cohabitant.

Bien que la littérature montre qu'il est important de dissocier l'aide donnée par un homme de l'aide donnée par une femme, l'aide donnée à un conjoint de l'aide donnée à un parent mais aussi les aidants en couples des aidants seuls, nous nous limitons à estimer les probabilités de mauvaise santé pour les hommes et pour les femmes. La taille de notre échantillon ne nous permet pas de réaliser une distinction plus poussée entre les types d'aidants et leur statut marital. Cependant, nos variables de contrôles nous permettent de tenir compte des principales différences entre ces aidants (âge, statut socio-professionnel, emploi, statut marital).

3. STATISTIQUES DESCRIPTIVES

a. Aide

Les tables 1 et 2 donnent la distribution des statuts d'aide et la répartition de l'aide suivant le sexe au cours des vagues. La part d'aidants est relativement faible et tend à augmenter au cours du temps. Chez les femmes, elle était de 6.2%, 7.5% et 7.3% en 2005, 2008 et 2011 ; et chez les hommes de 4.2%, 4.6% et 7.1% respectivement.

Il y a une surreprésentation des femmes dans l'aide en 2005 et en 2008. Deux tiers des aidants sont des femmes alors que l'échantillon est constitué de 56% de femmes pour ces deux années. En revanche, le déséquilibre de genre dans l'aide s'inverse en 2011. 46% des aidants sont des hommes alors qu'ils ne représentent que 43% de l'échantillon.

Table 1. Distribution des statuts d'aide selon le sexe

	Panel 1				Panel 2			
	2005		2008		2008		2011	
	H	F	H	F	H	F	H	F
Aidant	4,2	6,2	4,6	7,5	4,6	7,5	7,1	7,3
Perdus: non-aidant	34,8	33,9			17,9	15,7		
Jamais aidant	58,8	56,5	92,2	88,2	73,8	72,7	89,9	87,0
Devient aidant	2,2	3,5	3,3	5,4	3,8	4,2	5,0	4,8
Toujours aidant	0,9	1,3	1,3	2,1	1,5	2,1	2,0	2,5
Cesse d'être aidant	2,1	3,1	3,2	4,4	2,7	4,6	3,1	5,7
Perdus: aidant	1,3	1,8			0,5	0,7		

Table 2. Répartition de l'aide suivant le sexe

	2005		2008		2011	
	H	F	H	F	H	F
Aidant	38,1	61,9	35,4	64,6	46,2	53,8
Non-aidant	47,8	52,2	48	52	47,3	52,7

b. Santé

Les figures 1 et 2 donnent la distribution de l'état de santé mentale suivant le statut d'aide chez les femmes et les hommes entre 2005 et 2008 (panel 1) et entre 2008 et 2011 (panel 2). La distribution de l'état de santé mentale des jamais aidants est très proche de celle de tout l'échantillon pour les deux sexes car ils constituent la majorité de l'effectif. Les hommes sont en meilleure santé mentale que les femmes quel que soit le statut d'aide et la période. Suivant, le statut d'aide, la part d'hommes jamais en mauvaise santé mentale est de 6 à 40 points supérieure à celle des femmes.

De manière générale, l'aide semble associée à une plus mauvaise santé mentale, en particulier chez les femmes. Les individus qui aident en première période (les toujours aidants et ceux qui cessent d'aider) sont moins souvent toujours en bonne santé que ceux qui n'aident pas en première période (les jamais aidants et ceux qui le deviennent). Par ailleurs, seulement 31.6% des femmes toujours aidantes et 44.5% des femmes qui cessent d'aider ne sont jamais en mauvaise santé mentale contre 52.2% des femmes qui n'aident jamais ou 54.5% des femmes qui deviennent aidantes pour le panel 1. Pour le panel 2, ces écarts de bonne santé sont encore plus importants. Les femmes toujours aidantes sont plus de deux fois moins toujours en bonne santé mentale que les femmes jamais aidantes ou qui le deviennent (26.8% contre 55.6% et 58.1%, respectivement). La part cumulée des femmes toujours en mauvaise santé mentale et de celles qui connaissent une amélioration de la santé est plus importante. Autrement dit, les femmes qui aident en première période sont aussi plus en mauvaise santé mentale en première période que celles qui n'aident pas. Cela est également vrai chez les hommes qui cessent d'aider pour le panel 1 et les hommes qui sont toujours aidants pour le panel 2.

En revanche, les hommes qui aident toujours dans le panel 1 et ceux qui cessent d'aider dans le panel 2 sont relativement en bonne santé mentale. L'observation du panel 1 peut suggérer que la sélection de l'aide sur la santé chez les hommes est importante -d'autant plus que la part d'hommes toujours en mauvaise santé mentale parmi ceux qui cessent d'aider est relativement plus importante que dans les autres groupes- ou alors que l'activité d'aide affecte moins la santé mentale chez les hommes que chez les femmes. L'observation du panel 2, quant à elle, met en avant des effets de sélection de l'échantillon due à l'attrition que nous étudions plus en détail dans la section suivante.

Figure 1

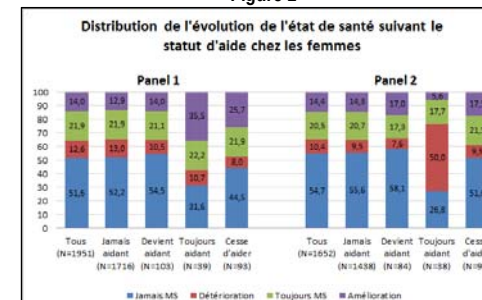
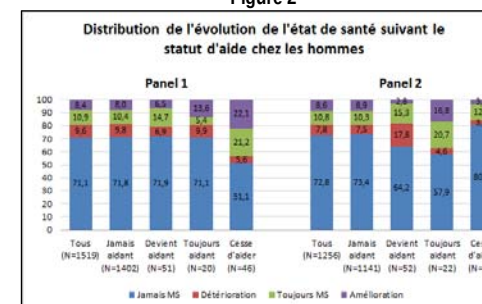


Figure 2



4. ANALYSE DESCRIPTIVE DE L'ATTRITION

Comme mentionné dans la description des données, la perte d'individus au cours des vagues d'ERFI est importante. Bien que l'attrition soit un phénomène courant dans les enquêtes longitudinales, elle peut être source de difficultés pour l'analyse économétrique. D'une part, elle peut réduire le pouvoir explicatif des estimations en limitant le nombre d'observations disponibles. D'autre part, la sélection des individus qui continuent à répondre sur des caractéristiques sociodémographiques peut être source de biais d'estimation, notamment lorsque cette sélection se fait sur nos variables d'intérêt. Il convient donc d'étudier l'attrition dans nos échantillons afin de pouvoir interpréter nos résultats convenablement⁵.

a. Description de l'attrition

Le panel 1 est constitué de 5398 individus dont 3470 qui sont suivis entre 2005 et 2008, soit 64.3%. Le panel 2 est constitué de 3470 individus dont 2908 qui sont suivis entre 2008 et 2011, soit 83.8%. L'attrition est donc très importante entre 2005 et 2008, 35.7%, et plus raisonnable entre 2008 et 2011, 17.2%. Les statistiques descriptives simples indiquent que l'attrition est sélective sur nos variables d'intérêts, la santé mentale et l'aide, et qu'elle est différenciée suivant le genre. Les individus que l'on perd tendent à être en mauvaise santé, non-aidant et hommes, particulièrement entre 2005 et 2008 (table 3). On perd plus de non-aidant hommes que de non-aidants femmes mais plus d'aidants femmes que d'aidants hommes (table 1).

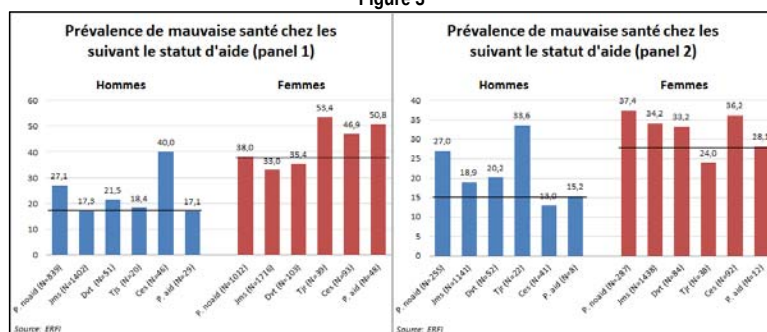
⁵ Pour plus de détails sur l'étude de l'attrition dans ERFI et la manière dont elle a été corrigée, voir Régnier-Loilier (2009).

Table 3. Description des individus perdus

	Panel 1	Panel 2
Aidant	28%	9.4%
Non-aidant	36%	16.6%
Hommes	36.1%	18.4%
Femmes	35.7%	16.4%
Mauvaise santé	40.2%	18.7%
Bonne santé	33.7%	15.2%

Plus précisément, entre 2005 et 2008, les hommes aidants que l'on perd sont en bonne santé mentale relativement aux autres hommes alors que les femmes aidantes que l'on perd sont en mauvaise santé mentale relativement aux autres femmes (figure 3). Inversement, les hommes non-aidants perdus sont en mauvaise santé mentale alors que les femmes non-aidantes perdues sont en bonne santé mentale. Entre 2008 et 2011, l'attrition est différenciée sur le statut d'aide et la santé mentale, mais pas selon le sexe. Les aidants que l'on perd sont relativement en bonne santé mentale et les non-aidants que l'on perd sont en mauvaise santé mentale chez les hommes comme chez les femmes.

Figure 3

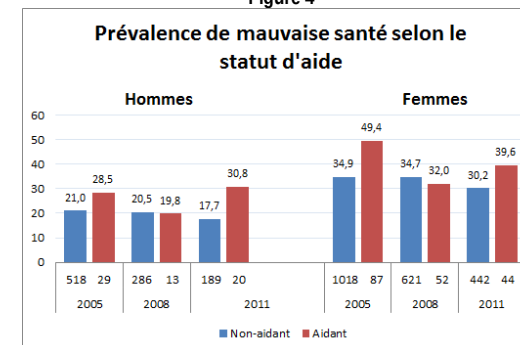


b. Implications de la sélection sur l'échantillon pour l'analyse

La sélection de l'échantillon sur nos variables d'intérêt est une source d'inquiétude pour la pertinence de nos estimations. Elle peut introduire différents biais d'estimation comme la mise en avant d'un impact qui n'existe pas ou au contraire la non-observation d'un impact existant, ou encore la sous ou sur estimation d'un impact de l'aide sur la santé mentale.

Par exemple, si les non-aidants que l'on perd sont en mauvaise santé mentale et que les aidants perdus sont en bonne santé mentale -comme c'est le cas dans le panel 2 et le panel 1 pour les hommes-, on risque de surestimer (ou de créer) un effet négatif de l'aide sur la santé mentale, en détériorant « fictivement » la santé mentale des aidants et en améliorant « fictivement » celle des non-aidants. Inversement, chez les femmes dans le panel 1, on risque de réduire ou d'annuler un potentiel effet négatif de l'aide sur la santé mentale (voire même d'inverser cet effet). En effet, les femmes aidantes que l'on perd sont en mauvaise santé mentale alors que les femmes non-aidantes perdues sont en bonne santé mentale. Nous allons donc comparer des femmes aidantes en meilleure santé mentale que ce qu'elles sont en réalité à des femmes non-aidantes en moins bonne santé mentale que ce qu'elles sont en réalité.

Figure 4



La figure 4 permet d'avoir une illustration intuitive de ces biais. En 2005, les aidants sont en moins bonne santé mentale que les non-aidants, en particulier chez les femmes. Une estimation de l'effet de l'aide sur la santé mentale toutes choses égales par ailleurs sur un échantillon non sélectionné, pourrait conclure à un effet négatif. Après avoir perdu beaucoup d'individus en mauvaise santé mentale, notamment des aidants chez les femmes et des non-aidants chez les hommes, on constate que les aidants et les non-aidants ont la même santé mentale. Les femmes aidantes sont même en meilleure santé que les femmes non-aidantes. Une estimation économétrique sur l'échantillon en 2008 pourrait donc amener à annuler un effet de l'aide sur la santé mentale, voire même de conclure à un effet positif. En 2011, après une nouvelle sélection plus faible sur des individus relativement en bonne santé mentale, on retrouve que les aidants sont en moins bonne santé mentale que les non-aidants. L'écart de santé est particulièrement prononcé chez les hommes (comparé à 2005). Dans ce cas, comme mentionné plus haut, l'effet négatif de l'aide sur la santé mentale chez les hommes peut donc être surestimé.

c. Choix de méthodologie d'estimation

L'attrition entre 2008 et 2011 est moins importante et moins sélective (les écarts de santé entre les individus perdus et les suivis sont moins grands) que l'attrition entre 2005 et 2008. Par ailleurs, l'attrition n'est plus sélective sur nos variables d'intérêt entre 2008 et 2011 toutes choses égales par ailleurs. La probabilité de ne plus être suivi entre 2008 et 2011 n'est plus déterminée par le statut d'aide, la mauvaise santé ni leur interaction lorsqu'on contrôle pour les prédicteurs de la mauvaise santé. Nous décidons donc de garder le panel 2 pour l'estimation empirique qui est libre des effets de sélection sur l'échantillon toutes choses égales par ailleurs, et d'utiliser l'information sur l'état de santé et le statut d'aide en 2005 pour contrôler la sélection des aidants sur la santé.

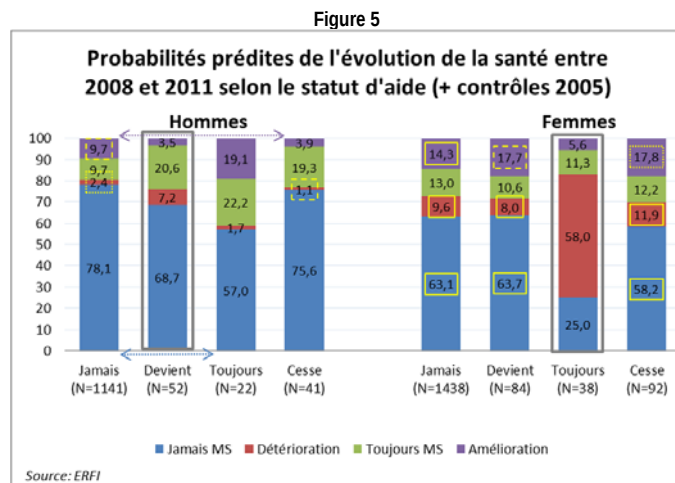
5. ANALYSE EMPIRIQUE

Nous estimons les probabilités de l'évolution de l'état de santé mentale pour chaque statut d'aide par un logit multinomial dans lequel les jamais aidants constituent le groupe de référence. Les probabilités de santé mentale (ne jamais être en mauvaise santé mentale, de toujours l'être, d'amélioration et de détérioration) des toujours aidants, de ceux qui cessent d'aider et ceux qui commencent à aider sont donc comparées aux probabilités de santé mentale des jamais aidants. Ces probabilités sont conditionnelles à un vecteur de caractéristiques qui peuvent influencer la santé mentale : l'âge, l'éducation, le statut socio-professionnel, la situation d'emploi, être en couple, et avoir au moins enfant (non) cohabitant. Nous ajoutons le statut d'aide et l'état de santé en 2005 pour tenir compte de la sélection des aidants sur la santé. Nous prédisons les probabilités pour les hommes et les femmes et testons la significativité de différence de contrastes de probabilités suivant le genre.

La figure 5 présente la distribution des probabilités prédites de l'évolution de santé mentale entre 2008 et 2011 pour chaque statut d'aide chez les hommes et chez les femmes. Les contrastes de santé significatifs entre les statuts d'aide sont représentés par les différents encadrés et flèches. L'encadré gris représente le statut d'aide de référence par rapport auquel il y a le plus de contrastes de santé avec les autres statuts d'aide indiqués en encadré jaune. Les flèches représentent les contrastes de santé significatifs entre d'autres statuts d'aide⁶.

a. Contrastes de santé entre les statuts d'aide

Les résultats empiriques confirment l'association négative entre l'aide et la santé mentale observée dans les statistiques descriptives. On retrouve que les aidants en première période sont moins souvent toujours en bonne santé mentale et plus souvent en mauvaise santé mentale que les non-aidants en première période même en tenant compte des facteurs qui influencent la santé mentale. En outre, les femmes qui aident de manière continue ont 5 à 6 fois plus de chances de voir leur santé mentale se détériorer et 3 fois moins de chances de voir leur santé s'améliorer que les autres femmes (qui n'aident jamais ou seulement à une période). Ces femmes ont donc 2 fois moins de chances de ne jamais être en mauvaise santé mentale. Chez les hommes, les contrastes de santé sont moins prononcés mais indiquent également que l'aide à une personne dépendante est associée à une plus mauvaise santé mentale. Les hommes qui deviennent aidants ont notamment 3 à 6.5 fois plus de chances de voir leur santé mentale se détériorer relativement aux hommes qui restent non-aidants ou ceux qui cessent d'aider. Ils ont aussi 2.8 fois moins de chances de voir leur santé mentale s'améliorer relativement aux hommes qui restent non-aidants. Les hommes qui aident toujours ont une probabilité plus faible de toujours être en bonne santé mentale de 21 points par rapport aux hommes qui n'aident jamais. Enfin, les hommes qui n'aident jamais ont aussi plus de chances de voir leur santé s'améliorer relativement aux hommes qui cessent d'aider.



b. Contrastes de santé entre les femmes et les hommes

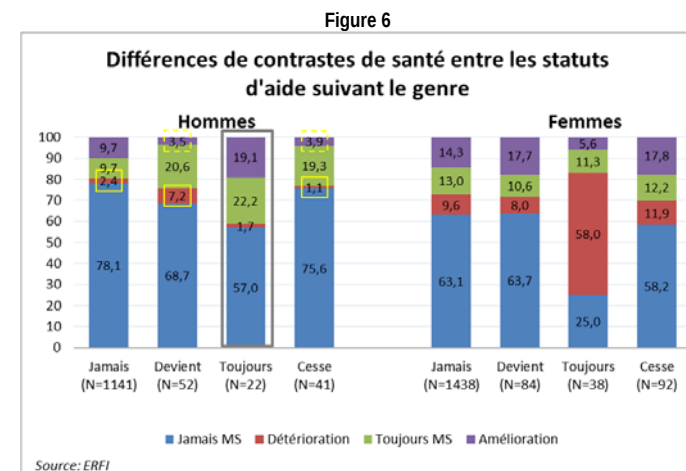
Globalement, les femmes, aidantes ou pas, ont une santé mentale plus mauvaise que les hommes. Les femmes ont une probabilité de toujours être en bonne santé plus faible de 15 points lorsqu'on compare les femmes jamais aidantes ou hommes jamais aidants, et de 32 points lorsqu'on compare les femmes toujours aidantes aux hommes toujours aidants. Elles ont aussi une probabilité de voir leur santé mentale se détériorer plus

importante de 7.2 points lorsqu'elles n'aident jamais et de 56.3 points lorsqu'elles aident toujours par rapport aux hommes. Les écarts de santé sont donc exacerbés chez les aidants suggérant que l'effet négatif de l'aide sur la santé mentale des aidants est plus important chez les femmes (la significativité des écarts de santé hommes-femmes est observable sur la figure A dans l'annexe). Toutefois, les femmes non-aidantes en première période ont une probabilité de voir leur santé s'améliorer plus grande que les hommes non-aidants en première période (de 4.6 points et 14.2 points entre les jamais aidants femmes et hommes et les devenant aidants femmes et hommes respectivement).

La table A en l'annexe présente les risques relatifs de toujours être en mauvaise santé mentale, de sa détérioration et de son amélioration relativement à ne jamais l'être. Cette table confirme que les femmes sont en moins bonne santé mentale que les hommes et que effets de l'aide sur la santé mentale sont différenciés suivant le sexe. Les femmes ont un risque plus grand de toujours être en mauvaise santé et de voir leur santé s'améliorer qui implique qu'elles doivent être au préalable en plus mauvaise santé. Les femmes toujours aidantes ont 10 fois plus de risques de voir leur santé se détériorer que les hommes toujours aidants alors que les femmes qui deviennent aidantes ont moins de risques de voir leur santé se détériorer par rapport aux hommes qui deviennent aidants.

c. Différence de contrastes de santé entre les statuts d'aide suivant le genre

La figure 6 résume les différences de contrastes de santé entre les statuts d'aide qui sont significatives suivant le genre. Les résultats corroborent l'idée que l'effet de l'aide sur la santé mentale n'est pas la même suivant le genre. La différence de probabilité de l'amélioration de santé mentale des toujours aidants par rapport aux autres statuts d'aide est différente chez les hommes et les femmes. Les femmes toujours aidantes ont une probabilité de voir leur santé mentale s'améliorer plus faible que les femmes qui deviennent aidantes ou cessent d'aider alors que les hommes toujours aidants ont au contraire une probabilité plus élevée de voir leur santé mentale s'améliorer relativement à leur pairs. Ces différences de contrastes entre les hommes et les femmes sont statistiquement significatives. De même, les femmes toujours aidantes ont une probabilité de voir leur santé mentale se détériorer plus forte par rapport aux autres femmes alors que les hommes toujours aidants ont au contraire une probabilité voir leur santé mentale se détériorer plus faible (sauf par rapport aux hommes qui cessent d'aider).



⁶ Un encadré (ou flèche) plein indique un contraste de santé significatif à 1% ; un encadré (ou flèche) en tiret indique un contraste de santé significatif à 5% ; et un encadré (ou flèche) en pointillés indique un contraste de santé significatif à 10%.

6. ANALYSE METHODOLOGIQUE DE L'ATTRITION

Dans cette section, nous cherchons à comprendre comment l'attrition peut affecter nos résultats. Nous comparons les distributions de l'état de santé et leurs différences suivant le statut d'aide avant et après le redressement de l'échantillon par les pondérations construites corriger l'attrition.

a. Facteurs expliquant l'attrition

Dans ERFI, l'attrition entre 2005 et 2008 est de 35% et celle entre 2008 et 2011 de 17%. Au final, l'attrition s'élève à 46% entre 2005 et 2011, si on comptabilise les individus qui ne répondent pas aux trois vagues⁷. Ces taux sont donc très proches des taux observés sur nos échantillons restreints aux 45-85 ans (35.7%, 17.2% et 46.1%). Selon Guisse et Régnier-Loilier (2012), les différents facteurs qui expliquent l'attrition peuvent se répartir en quatre catégories : l'habitat (type de logement, taille de l'unité urbaine, région et intention de déménager dans les trois ans) ; les caractéristiques sociodémographiques (sexe, âge, éducation, nationalité, chômage) ; la santé perçue et la sociabilité (mauvaise santé, personnes seules ou en situation de monoparentalité avec enfant de moins de trois ans ; personnes qui ne se sont pas confiées à leur entourage au cours des douze derniers mois), et la posture par rapport à l'enquête (refus de répondre à certaines questions, de recevoir les premiers résultats ou que l'enquêteur conserve les réponses aux questions sensibles). L'attrition entre 2005 et 2008 est très sélective sur ces variables. L'attrition entre 2008 et 2011, bien que moins importante, reste sélective sur certaines variables : région, âge, refus de répondre à certaines questions ou de recevoir les premiers résultats de l'enquête, en mauvaise santé perçue. La pondération mise en œuvre dans ERFI vise à rééquilibrer l'échantillon par rapport à ces facteurs.

En ce qui concerne notre échantillon, l'attrition est globalement sélective sur les mêmes variables que dans ERFI. La table B présente les résultats de l'estimation de la probabilité de ne plus être suivi d'une vague à l'autre pour les deux panels. Lorsque nous tenons compte de différents déterminants de l'attrition (qui sont également les variables de contrôle de notre estimation de la santé mentale), l'attrition n'est plus sélective sur la santé, le statut d'aide ou l'état de santé suivant le statut d'aide pour les deux panels chez les femmes. Elle demeure sélective chez les hommes pour le panel 1. Etre un homme non-aidant en mauvaise santé accroît la probabilité de ne plus être suivi entre 2005 et 2008. Ainsi, toutes choses égales par ailleurs, le risque de sélection de l'échantillon ne demeure que chez les hommes dans le panel 1. Les estimations de la section précédente qui sont menées sur le panel 2 ne sont donc pas biaisées par une sélection de l'échantillon sur l'aide donnée ou la mauvaise santé. Le biais d'estimation chez les hommes sur le panel 1 est le même que celui mis en avant par les statistiques descriptives, soit une sous-estimation de l'effet négatif de l'aide sur la santé mentale car nous comparons des hommes aidants à des hommes non-aidants qui sont en meilleure santé que ce qu'ils devraient être.

b. Comparaison des probabilités prédites de mauvaise santé avant et après pondération

La sélection des individus suite à l'attrition se répercute principalement sur les aidants mais de manière asymétrique chez les hommes et chez les femmes. Ces résultats sont illustrés par les figures 7a et 7b (8a et 8b) qui donnent les distributions des probabilités prédites de santé et leurs contrastes suivant le statut d'aide chez les femmes (hommes) pour le panel 1, le panel 2 et le panel 2 augmenté des contrôles de l'état de santé et de l'aide en 2005. En effet, les distributions de l'état de santé pour les non-aidants à la première période (jamais aidants et devient aidant) sont similaires dans les panels 1 et 2, mais pas les distributions de l'état de santé des individus qui aident en première période (toujours aidants et ceux qui cessent d'aider). La pondération mise en œuvre permet d'obtenir des populations en 2008 et en 2011 comparables à la population en 2005.

i. Chez les femmes

La distribution de l'état de santé est similaire chez les femmes avant et après le redressement de l'échantillon par les pondérations sauf chez les femmes toujours aidantes. L'attrition a donc principalement des répercussions sur les estimations de mauvaise santé chez les femmes toujours aidantes. Notons qu'il y a peu de changements dans les distributions et les contrastes entre le panel 2 et le panel 2 + contrôles 2005 ce qui suggère qu'il n'y a peut-être pas de sélection des aidants sur la santé chez les femmes.

⁷ 43% si on ne prend pas en compte le fait ou non d'avoir répondu à la deuxième vague.

Entre 2005 et 2008, on perd des femmes aidantes en mauvaise santé. La pondération permet de compenser cette perte en attribuant un poids plus élevé aux femmes toujours aidantes en mauvaise santé mentale en première période (femmes toujours en mauvaise santé et celles qui voient leur santé s'améliorer). La probabilité d'être en mauvaise santé mentale en première période est de 57% contre 46.8% après et avant le redressement de l'échantillon. La forte hausse de la probabilité des femmes qui voient leur santé mentale s'améliorer indique que la pondération tend à surreprésenter les femmes toujours aidantes en mauvaise santé mentale en première période mais qui vont récupérer en seconde période (36.1% contre 21.4%). Après la correction de l'échantillon, les contrastes d'amélioration de l'état de santé mentale entre les femmes toujours aidantes et celles qui n'aidaient pas en première période restent significatifs. Par ailleurs, les femmes qui cessent d'aider ont une probabilité plus importante de voir leur santé mentale s'améliorer relativement aux femmes jamais et devenant aidantes ainsi qu'une probabilité plus importante de ne jamais avoir une mauvaise santé mentale relativement aux femmes toujours aidantes. Ne pas tenir compte de l'attrition entre 2005 et 2008 provoque donc une sous-estimation de l'effet positif de la sortie de l'aide sur la santé mentale et de l'effet négatif de l'aide continue sur la santé mentale puisque les femmes qui sortent de l'aide ont une probabilité plus importante de ne jamais être en mauvaise santé mentale relativement aux femmes qui continuent d'aider, 49.5% contre 31.5%.

Figure 7a. Estimation avec pondérations

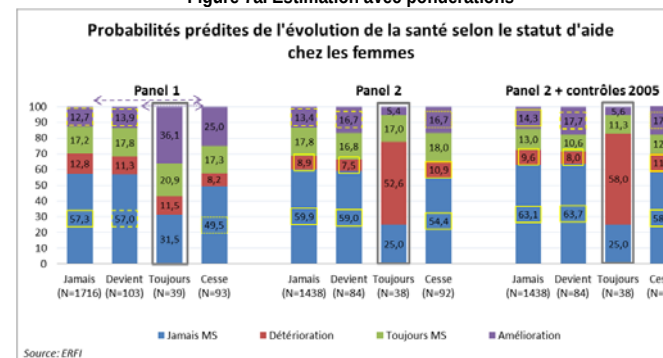
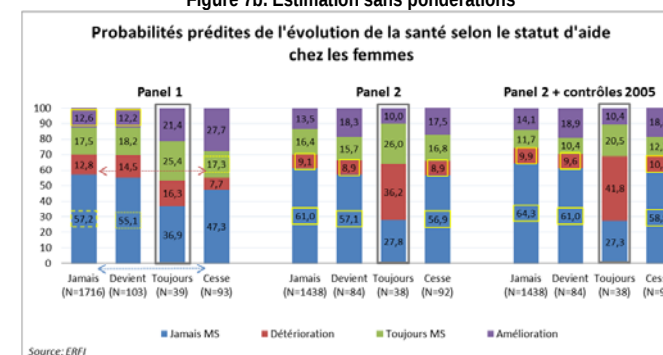


Figure 7b. Estimation sans pondérations



Entre 2008 et 2011, les résultats indiquent que la probabilité d'amélioration de la santé mentale des femmes toujours aidantes était surestimée suite à l'attrition (10% avant contre 5.4% après correction). La correction à la baisse de la probabilité d'amélioration de la santé mentale entraîne la significativité de la différence de probabilité d'amélioration de la santé entre les femmes toujours aidantes et les autres femmes. Similairement au panel 1, ne

pas tenir compte de l'attrition entre 2008 et 2011 provoque une sous-estimation de l'effet positif de la sortie de l'aide sur la santé mentale, ainsi que de l'effet négatif de l'aide continue sur l'amélioration de la santé relativement à ne jamais aider ou devenir aidant.

ii. Chez les hommes

La distribution de l'état de santé est similaire avant et après le redressement de l'échantillon chez les hommes qui n'aident jamais et diffère légèrement pour les autres. La sélection de l'échantillon suite à l'attrition a donc des répercussions sur les estimations des probabilités de mauvaise santé des hommes toujours aidants, ceux qui le deviennent ou ceux qui cessent d'aider.

Figure 8a. Estimation avec les pondérations

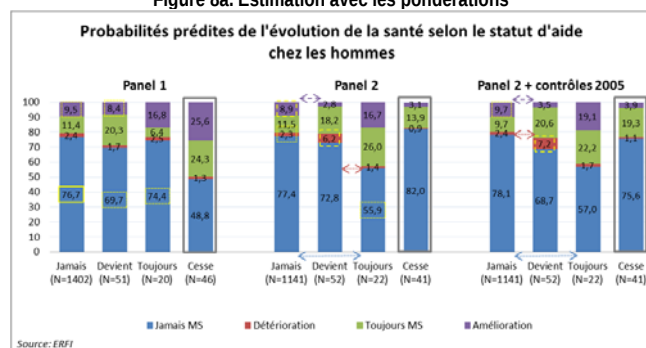
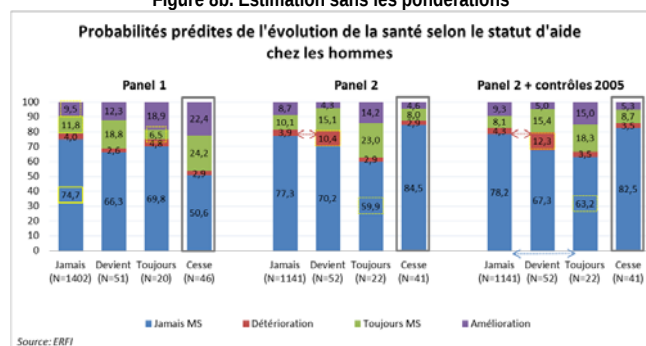


Figure 8b. Estimation sans les pondérations



Entre 2005 et 2008, on perd des hommes aidants et non aidants relativement en bonne santé par rapport aux hommes qui cessent d'aider. La perte de ces hommes induit une sous-estimation de la probabilité la bonne santé mentale chez les hommes. La pondération permet de corriger à la hausse les probabilités de toujours être en bonne santé mentale chez les hommes qui n'aident jamais, toujours et ceux qui deviennent aidants (76.7%, 69.7% et 74.4% contre 74.7%, 66.3% et 50.6%) alors qu'elle corrige à la baisse la probabilité de toujours être en bonne santé mentale chez les hommes qui cessent d'aider (48.8% contre 50.6%). Ces corrections permettent de mettre en avant la significativité de la différence de probabilité de toujours être en bonne santé entre les hommes qui cessent d'aider et les autres. Ne pas tenir compte de l'attrition conduit, comme chez les femmes, à sous-estimer la plus mauvaise santé chez les hommes qui cessent d'aider. Toutefois, il est difficile de savoir si on mesure un effet de l'aide sur la santé mentale ou un effet de sélection de l'aide sur la santé. Les hommes qui

continuent d'aider sont particulièrement en bonne santé alors que ceux qui cessent d'aider sont en mauvaise santé mentale. L'effet de sélection de l'aide sur la santé semble donc plus prononcé chez les hommes que chez les femmes. Les changements de contrastes de santé significatifs entre les panels 2 et panel 2 + contrôles en 2005 (inexistants chez les femmes) appuient cette idée.

Entre 2008 et 2011, on perd des hommes aidants en bonne santé et des hommes non-aidants en mauvaise santé. On risque donc de surestimer un potentiel effet négatif de l'aide sur la santé mentale en comparant des aidants en plus mauvaise santé à des non-aidants en meilleure santé que ce qu'ils devraient être. Contrairement aux femmes, les probabilités et les contrastes de mauvaise santé sont différents lorsqu'on tient compte de la sélection de l'aide sur la santé. Nous nous intéressons donc à la comparaison des résultats avant et après pondération des estimations sur le panel 2 qui incluent le statut d'aide et la santé en 2005. La pondération permet de corriger les probabilités estimées de mauvaise santé mais de manière plus hétérogène que chez les femmes. Les probabilités de toujours être en mauvaise santé mentale sont corrigées à la hausse pour tous les hommes (en particulier pour ceux qui cessent d'aider); les probabilités de détérioration de la santé mentale sont corrigées à la baisse pour tous les hommes sauf pour ceux qui cessent d'aider; les probabilités de ne jamais être en mauvaise santé mentale et celles de la voir s'améliorer sont corrigées de manière plus variée. La correction à la baisse des probabilités d'amélioration de la santé pour les hommes qui deviennent aidants et ceux qui cessent de l'être met en avant la significativité de la différence d'amélioration de santé de ces derniers relativement aux hommes qui n'aident jamais. Les hommes qui aident au moins une fois ont une probabilité plus faible de voir leur santé mentale s'améliorer par rapport aux hommes qui n'aident pas.

7. DISCUSSION

a. Résultats globaux

Cet article étudie les effets de l'aide aux personnes dépendantes sur la santé mentale des aidants en comparant les effets de l'évolution du statut d'aide sur l'évolution de la santé mentale des aidants. Nous utilisons les trois vagues (2005, 2008 et 2011) de l'Enquête sur les Relations Familiales et Intergénérationnelles (ERFI) et estimons les probabilités conditionnelles de santé par un logit multinomial. Les probabilités de ne jamais être en mauvaise santé mentale, de toujours l'être, de voir sa santé mentale s'améliorer ou se détériorer sont estimées pour chaque statut d'aide, toujours être aidant, le devenir et le cesser, relativement aux jamais aidants chez les femmes et chez les hommes. Nous tenons compte de la sélection sur la santé des aidants en incluant les statuts de santé et d'aide à la vague précédente. Nous proposons également une analyse de l'attrition et de sa correction afin de mieux comprendre les biais d'estimation induits par la sélection des individus suivis au cours des vagues.

Nous trouvons qu'aider un proche dépendant détériore la santé mentale en particulier chez les femmes. Plus précisément, l'aide continue est fortement préjudiciable à la santé mentale chez les femmes. Entrer dans l'aide tend à détériorer la santé mentale ou à réduire les chances de l'améliorer. Sortir de l'aide induit une forte amélioration de la santé mentale qui suggère que l'effet de captivité -se sentir prisonnier-, est bien le principal effet négatif de l'aide sur la santé mentale. De manière générale, les femmes souffrent d'une plus grande détresse psychologique (anxiété et isolement) que les hommes toutes choses égales par ailleurs. La forte implication des femmes dans l'aide informelle contribuerait à la plus forte prévalence de mauvaise santé mentale observée chez les femmes depuis les années 2000. Le fait que la santé des aidantes s'améliore nettement lorsqu'elles sortent de l'aide appuie cette idée.

Il est également intéressant d'étudier les effets de la durée de l'aide sur la santé mentale des aidants. Nous avons donc estimé les effets de l'évolution du statut d'aide sur la santé mentale des aidants entre 2005 et 2011. Pour cette estimation, un nouveau statut d'aide est pris en compte, aide qui varie (devient aidant entre 2005 et 2008 et cesse de l'être entre 2008 et 2011 ou inversement), et l'amélioration ou la détérioration de la santé peuvent-être plus ou moins longue puisque l'individu observé peut cesser ou devenir aidant depuis 2008 mais qu'on regarde le statut de santé en 2011. Les résultats sur l'évolution de la santé entre 2005 et 2011 indiquent que les femmes qui deviennent aidantes ont une probabilité plus grande de voir leur santé se détériorer comparé

à des femmes qui restent non aidantes⁸. Ces résultats suggèrent que la détérioration de la santé mentale due à l'activité d'aide prend du temps chez les femmes alors qu'elle est immédiate chez les hommes.

Les résultats présentés dans cette étude sont sujets à certaines limites qu'il convient de discuter.

Le nombre d'observations dans nos échantillons est faible, notamment pour les aidants continuels. Ce faible nombre d'observations questionne la précision de nos résultats. Il nous contraint aussi à mélanger les enfants adultes aidants et conjoints aidants. Or ces deux types d'aidants n'évoluent pas dans des environnements similaires, et leur réaction par rapport à l'aide peut être très différente. L'aide est notamment plus néfaste pour la santé des aidants conjoints que celles des enfants adultes aidants car ces derniers retirent plus de bénéfices à aider que les premiers (Raschick et Ingersol-Dayton, 2004). Nous mesurons donc une borne inférieure de l'effet de l'aide sur la santé mentale.

La sortie de l'aide des aidants peut-être due à leur plus mauvaise santé (Coe et Van Houtven, 2009) et peut donc induire des biais de sélection sur la santé des aidants. Nous ne prenons pas en compte cette sélection dans nos estimations. Il est toutefois difficile de voir comment nos résultats pourraient être biaisés par la non prise en compte de cette sélection puisqu'ils indiquent que la sortie de l'aide induit, au contraire, une amélioration de la santé.

La détérioration de la santé observée chez les aidants pourrait ne pas être due à l'activité d'aide en elle-même mais à l'état de santé des personnes aidées ou à leur évolution. Bobinac et al. (2010) distingue « l'effet famille » qui naît de l'inquiétude pour une personne proche qui ne va pas bien et « l'effet de l'aide » qui découle directement de l'activité d'aide. Contrôler pour l'état de santé des aidés permettrait d'assurer que nos résultats sont bien liés à l'aide donnée. Nous ne disposons malheureusement pas de cette information.

b. Biais d'estimation induits par l'attrition

L'analyse de nos différents échantillons indique que l'attrition dans ERFI est sélective sur l'aide et la mauvaise santé ainsi que leur interaction. La pondération mise en place permet de corriger la sélection sur la santé. L'ajout de facteurs qui expliquent à la fois l'aide, la mauvaise santé et l'attrition permet de corriger la sélectivité de l'attrition entre 2005 et 2008 et entre 2008 et 2011 chez les femmes et uniquement entre 2008 et 2011 chez les hommes.

Les distributions de probabilités estimées de l'état de santé avant et après redressement de l'échantillon par les pondérations et l'inclusion des facteurs qui expliquent l'aide, la mauvaise santé et l'attrition sont différentes chez les femmes toujours aidantes et chez tous les hommes sauf les jamais aidants. La prise en compte de l'attrition dans les études longitudinales (ou de transition) est donc importante pour estimer correctement les effets de l'aide sur la santé mentale des aidants. En effet, la non prise en compte de la sélection de l'échantillon suite à l'attrition implique l'ignorance de : l'amélioration de la santé mentale immédiate lorsque l'on sort de l'aide chez les femmes ; de la plus faible probabilité d'amélioration de la santé mentale lorsqu'on aide continuellement chez les femmes ; et de la plus faible probabilité d'amélioration de la santé mentale lorsqu'un homme aide durant une vague (cesse d'aider ou devient aidant) relativement aux hommes qui n'aident jamais.

c. Enjeux

Ce travail confirme que l'activité d'aide informelle est une question de santé publique émergeante. En effet, si l'activité d'aide détériore la santé, elle peut se traduire par une détérioration de la santé de la population encore plus importante mais aussi par un risque de dépendance accru pour les aidants, ce qui à son tour augmenterait les besoins en aide informels... Il est important d'accompagner les aidants informels et de promouvoir des moyens qui facilitent leur activité d'aide afin d'éviter la détérioration de leur santé. C'est d'autant plus important plus que l'aide informelle va fortement augmenter dans les années à venir étant donné le vieillissement de la population.

⁸ Les résultats sont disponibles sur demande.

BIBLIOGRAPHIE

Amirkhanyan, A. A., & Wolf, D. A., 2006. Parent care and the stress process: Findings from panel data. *The Journals of Gerontology Series B: Psychological Sciences and Social Sciences*, 61(5), S248-S255.

Beach, S.R., Schulz, R., Yee, J.L., & Jackson, S., 2000. Negative and positive health effects of caring for a disabled spouse: Longitudinal findings from the caregiver health effects study. *Psychology and Aging*, 15, 259–271.

Bookwala J., 2009. The Impact of Parent Care on Marital Quality and Well-Being in Adult Daughters and Sons. *The Journals of Gerontology Series B: Psychol. Sci. Soc. Sci.* 64B (3), 339-347.

Brown, S. L., Smith, D. M., Schulz, R., Kabeto, M. U., Ubel, P. A., Poulin, M., ... & Langa, K. M., 2009. Caregiving behavior is associated with decreased mortality risk. *Psychological science*, 20(4), 488-494.

Brown, S.L., Nesse, R.M., Vinokur, A.D., Smith, D.M., 2003. Providing social support may be more beneficial than receiving it: results from a prospective study of mortality. *Psychol. Sci.* 14 (4), 320-327.

Cambois, E., Blachier, A., & Robine, J.-M., 2013. Aging and health in France: an unexpected expansion of disability in mid-adulthood over recent years. *Eur J Public Health*, 3(4):575-81.

Chipperfield, J.G., Havens, B., 2001. Gender differences in the relationship between marital status transitions and life satisfaction in later life. *J. Gerontol. Ser. B: Psychol. Sci. Soc. Sci.* 56 (3), 176-186.

Clark, A.E., 2003. Unemployment as a social norm: psychological evidence from panel data. *J. Labor Econ.* 21 (2), 323-351.

Coe Norma B. & Van Houtven C., 2009. Caring for mom and neglecting yourself? The health effects of caring for an elderly parent. *Health Economics*, vol. 18(9), pages 991-1010.

Di Novi, C., Jacobs, R., & Migheli, M., 2015. The quality of life of female informal caregivers: From Scandinavia to the Mediterranean Sea. *European Journal of Population*, 31(3), 309-333.

Fokkema T. & Dykstra P.A., 2002. Differences in depression between married and divorced women in the Netherlands: In search of an explanation. *The Netherlands journal of social sciences*, 38, 24-47.

Fontaine R., 2009. Aider un parent âgé se fait-il au détriment de l'emploi ?, *Retraite et Société*, n°58, pp. 31-61.

Gallicchio, L., Siddiqi, N., Langenberg, P., & Baumgarten, M., 2002. Gender differences in burden and depression among informal caregivers of demented elders in the community. *International journal of geriatric psychiatry*, 17(2), 154-163.

Guisse N. et Régnier-Loilier A., 2012, *Dictionnaire des codes de la troisième vague de l'enquête Erfi*, pages 29-43.

Jang, S.N., Kawachi, I., Chang, J., Boo, K., Shin, H.G., Lee, H., & al., 2009. Marital status, gender, and depression: analysis of the baseline survey of the Korean Longitudinal Study of Ageing. *Soc. Sci. Med.* 69 (11), 1608-1615.

Lin, N., Ye, X., Ensel, W., 1999. Social support and depressed mood: a structural analysis. *J. Health Soc. Behav.* 40 (4), 344-359.

Lorant, V., Croux, C., Weich, S., Deliege, D., Mackenbach, J., Anseau, M., 2007. Depression and socioeconomic risk factors: 7-year longitudinal population study. *Br. J. Psychiatry* 190, 293-298.

Martin L.G., Freedman V.A., Schoeni R.F., Andreski P.M., 2009. Health and functioning among baby boomers approaching 60. *J Gerontol B Psychol Sci Soc Sci* 64B, 369–77.

Pearlin, L. I., Mullan, J. T., Semple, S., & Skaff, M. M., 1990. Caregiving and the stress process: An overview of concepts and their measures. *The Gerontologist*, 30(5), 583-594.

Raschick, M., & Ingersoll-Dayton, B., 2004. The Costs and Rewards of Caregiving among Aging Spouses and Adult Children. *Family Relations*, 53(3), 317-325.

Régnier-Loilier, A., 2009. La déperdition dans les enquêtes longitudinales : l'exemple de l'enquête Erfi. *Courrier des statistiques*, 128, pp. 55-61.

Reynolds S.L. & Crimmins E., 2010. Tendances de l'incapacité dans les activités de la vie quotidienne: étude chez les Américains de 50 à 69 ans (1997-2006). *Retraite et Société*, 59, 194–204.

Sareen, J., Afifi, T.O., McMillan, K.A., Asmundson, G.J., 2011. Relationship between household income and mental disorders: findings from a population-based longitudinal study. *Arch. Gen. Psychiatry*, 68 (4), 419-427.

Seeman T.E., Merkin S.S., Crimmins E.M., Karlamangla A.S., 2010. Disability trends among older Americans: National Health and Nutrition Examination Surveys, 1988-1994 and 1999-2004. *Am J Public Health* ;100:100–7.

Son, J., Erno, A., Shea, D. G., Femia, E. E., Zarit, S. H., & Stephens, M. A. P., 2007. The caregiver stress process and health outcomes. *Journal of aging and health*, 19(6), 871-887.

Soullier N. et Weber A., 2011. L'implication de l'entourage et des professionnels auprès des personnes âgées à domicile. *Études et Résultats, Drees*, n° 771.

Umberson, D.J., Chen, M.D., House, J.S., Hopkins, K., 1996. The effect of social relationships on psychological well-being: Are men and women really so different? *Am. Sociol. Rev.* 61 (5), 837-857.

ANNEXE

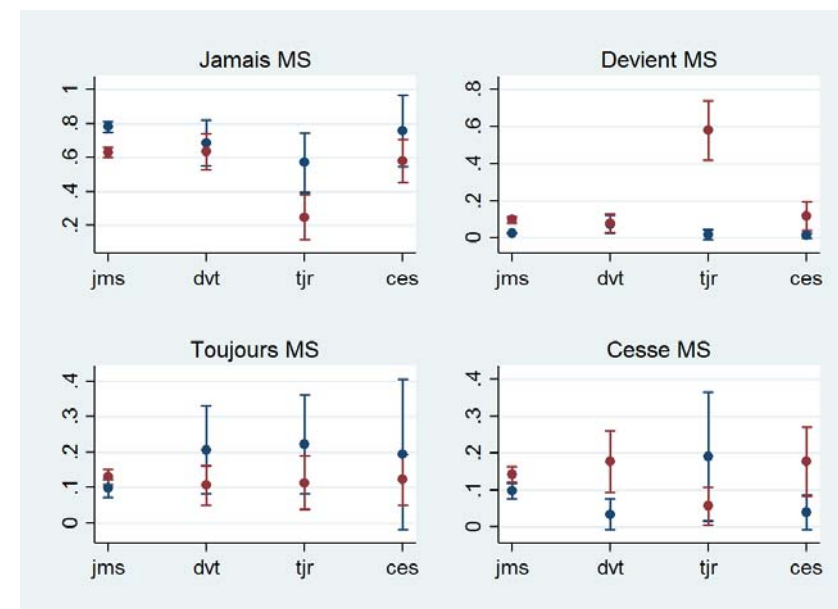
Table A. Risques relatifs de mauvaise santé (par rapport aux individus jamais en mauvaise santé)

Jamais en mauvaise santé (MS)	Détérioration santé	Toujours en MS	Amélioration santé
Statut (jamais aidant)			
Toujours aidant	3.286***	2.196*	0.625
Devient aidant	0.995	2.780**	1.987
Cesse d'être aidant	0.769	1.012	0.538
Sexe (homme)			
Femme	1.521	1.641*	2.309***
Devient aidant*Femme	0.313*	0.426	2.259
Toujours aidant*Femme	10.012**	1.481	0.877
Cesse aider*Femme	1.449	1.166	2.647
Mauvaise santé en 2005	3.297***	16.282***	4.805***
Aidant en 2005	0.702	0.641	0.861
Age (76-85 ans)			
(45-55 ans)	0.576*	0.994	1.600
(56-65 ans)	0.627	1.117	1.348
(66-75 ans)	0.847	1.438	1.601
Education (BEPC et moins)			
CAP_BEP	0.991	0.769	0.824
Bac	0.890	0.855	0.680
Supérieur	1.063	0.732	0.966
Couple*homme	0.453***	0.539***	0.854
Couple*femme	0.678**	0.449***	0.481***
Enfant cohabitant	0.915	1.118	1.076
Enfant non cohabitant	0.871	1.018	1.006
CSP (employés)			
Agriculteur	0.855	0.785	0.906
Artisan	0.915	0.954	0.591*
Cadres supérieurs	0.515**	1.025	0.846
Professions intermédiaires	0.932	0.735	0.742
Ouvriers	0.847	1.173	1.518**
Sans profession	1.030	1.340	1.734*
Statut emploi*sexe (emploi)			
Inactif*homme	4.34e-06***	0.621	0.880
Inactif*femme	0.454*	1.441	0.947
Retraité*homme	1.010	0.776	1.064
Retraité*femme	0.703	0.941	1.220
Chômeur*homme	1.111	1.258	0.268
Chômeur*femme	0.317	3.097**	2.323

Table B. Déterminants de la déperdition entre les vagues d'ERFI

Etre perdu	Femmes		Hommes	
	2005-2008	2008-2011	2005-2008	2008-2011
Aide donnée	-0.322 (0.242)	-0.415 (0.364)	0.0699 (0.276)	-0.280 (0.435)
Mauvaise santé	-0.0471 (0.341)	-0.646 (0.696)	-0.706 (0.474)	-0.548 (1.168)
Aide*mauvaise santé	0.120 (0.350)	0.744 (0.709)	1.057** (0.485)	0.904 (1.182)
Age (76-85 ans)				
(45-55 ans)	-0.552*** (0.189)	-0.689** (0.316)	-0.507** (0.228)	-1.228*** (0.351)
(56-65 ans)	-0.538*** (0.162)	-0.690*** (0.252)	-0.606*** (0.185)	-1.250*** (0.282)
(66-75 ans)	-0.469*** (0.153)	-0.492** (0.242)	-0.344* (0.177)	-0.618** (0.276)
Education (BEPC ou moins)				
(CAP-BEP)	-0.244** (0.106)	0.00339 (0.167)	-0.179* (0.107)	-0.0953 (0.166)
(BAC)	-0.476*** (0.146)	-0.231 (0.228)	-0.222 (0.180)	-0.662** (0.324)
(Supérieure)	-0.374*** (0.141)	-0.682*** (0.239)	-0.124 (0.149)	-0.266 (0.244)
En couple	-0.144* (0.0836)	-0.0615 (0.141)	-0.358*** (0.105)	-0.0840 (0.168)
Enfant cohabitant	-0.0955 (0.106)	0.0319 (0.171)	-0.0620 (0.121)	-0.0664 (0.200)
Enfant non cohabitant	0.169* (0.0987)	0.00411 (0.144)	0.227** (0.106)	0.240 (0.150)
CSP (employé)				
(agriculteur)	-0.0153 (0.190)	0.378 (0.285)	-0.426* (0.235)	0.341 (0.358)
(artisan)	-0.0897 (0.181)	-0.109 (0.281)	0.0672 (0.189)	0.308 (0.327)
(cadres sup)	-0.103 (0.197)	-0.122 (0.292)	-0.487** (0.196)	0.00430 (0.338)
(prof interm)	-0.101 (0.128)	-0.232 (0.208)	-0.123 (0.165)	-0.0726 (0.303)
(ouvrier)	0.176 (0.128)	0.174 (0.204)	0.129 (0.150)	0.640** (0.269)
(autre ss act)	0.433*** (0.144)	-0.0403 (0.257)	0.120 (0.250)	0.556 (0.419)
Situation emploi (emploi)				
(inactif)	0.197 (0.144)	0.0177 (0.271)	0.431 (0.383)	0.161 (0.683)
(retraité)	-0.0626 (0.132)	-0.234 (0.230)	0.209 (0.154)	-0.389 (0.251)
(chômeur)	0.335* (0.180)	-0.0541 (0.359)	0.160 (0.222)	0.448 (0.366)
Constante	0.0166 (0.193)	-0.825*** (0.312)	0.0630 (0.262)	-0.584 (0.456)
Observations	3,011	1,951	2,387	1,519

Figure A. Comparaison des probabilités de ne jamais être en mauvaise santé mentale (MS), de le devenir, de toujours l'être et de cesser de l'être en fonction du statut d'aide chez les hommes et chez les femmes (intervalles de confiance à 10%)



ANNEXE 7.

Biotteau, A.-L., C. Bonnet and E. Cambois (Soumis). Union dissolution and mental health: a strong indirect effect of the economic penalty for separated women in France

Union dissolution and mental health: a strong indirect effect of the economic penalty for separated women in France.

Authors' name and affiliation:

Anne-Lise BIOTTEAU*, Institut national d'études démographiques, 133 Bd Davout, 75980 Paris Cedex 20, France. Email : al.biotteau@gmail.com>

Carole BONNET, Institut national d'études démographiques, 133 Bd Davout, 75980 Paris Cedex 20, France. Email : carole.bonnet@ined.fr

Emmanuelle CAMBOIS, Institut national d'études démographiques, 133 Bd Davout, 75980 Paris Cedex 20, France. Email : cambois@ined.fr

Corresponding author:

Emmanuelle CAMBOIS,

Institut national d'études démographiques

133 Bd Davout

75980 Paris Cedex 20

cambois@ined.fr

Tel : +33 156 06 22 55

Fax : +33 156 06 21 94

Union dissolution and mental health: a strong indirect effect of the economic penalty for separated women in France.

Running title: Separations, socioeconomic loss and mental health

Abstract

Marital transitions are strongly related to mental health, for the benefit of partnered men and women: higher financial and social resources contribute to their health advantage compared to separated individuals. In this study, we focused on the specific contribution of the loss of such resources after separation, which affects men and women differently. We used the two-wave French survey “Health and Occupational Pathways” in which 10,296 individuals aged 25-74 were interviewed in 2006 and 2010. Separations between the two waves increased the risk of reporting poor mental health in 2010. Nested logistic models indicated a significant mediating effect of socioeconomic losses, independently of the situation in 2006: losing emotional support contributed moderately in separated men whereas a declining living standard contributed massively in separated women. The economic penalty of separation primarily affects women, due to persistent gender income inequalities, and contributes to the mental health vulnerability of separated women.

Key words: mental health / gender / union dissolution / socioeconomic determinants / France

Union dissolution and mental health: a strong indirect effect of the economic penalty for separated women in France.

Over the past decades, there has been a profound change in marital transitions over the life course, with a substantial increase in union dissolutions in many countries. There is a growing interest for their consequences on the living conditions and health status of separated partners. Partnership status and transitions were found to be strongly associated with health and mortality, showing a systematic benefit of being in a relationship rather than separated. The magnitude of this health advantage differs for men and women, across cohorts or according to the duration of the broken union (Liu 2012, Shor et al. 2012). Among the underlying mechanisms, the socioeconomic consequences of separations are of particular interest, while they can reach critical and detrimental levels. In this context, whether union dissolutions affect men and women in specific ways is an important issue. The question emerges because men and women are differently involved in professional, social and family activities, in relation to a traditional view of gender-specific roles. The household specialization generates different social and economic situations for men and women (Arber 2004, Borrell et al. 2014), and different consequences of the union dissolution for the partners, with possible health consequences. This article explored how union dissolution affects men’s and women’s mental health in France, through its gender-specific socioeconomic consequences.

BACKGROUND

Partnership status, union dissolution and mental health

Marital status in general and divorce/separation in particular are linked with diseases, disability and mortality. Although the evidence is not new (Berkson 1962, Gove 1973, Zick and Smith 1991), due to the changing family contexts across generations, the analysis of the association between marital transition and health still raise attention (Arcaleni 2012, Grundy

and Tomassini 2010, Hughes and Waite 2009, Pienta, Hayward and Jenkins 2000, Ploubidis et al. 2015, Robards et al. 2012, Shor et al. 2012, Tamborini, Reznik and Couch 2016, Zhang and Hayward 2006).

With specific regard to mental health, studies have shown that dissolution was associated with more depressions, poorer self-perceived health, unhappiness or at-risk health behaviors, with different symptoms for men and women (Gardner and Oswald 2006, Marks and Lambert 1998, Scott et al. 2010, Simon 2002, Strohschein et al. 2005, Williams 2003, Williams and Dunne-Bryant 2006). Mental health risks were modified by the number of unions formation and dissolutions during a lifetime (Demey et al. 2014, Grundy and Holt 2000). Panel studies have shown that mental health of people who separated started to decline during the two to three years before dissolution, reached a low point at dissolution and then improved in the next few years (Amato 2010, Blekesaune 2008, Booth and Amato 1991, Gardner et al. 2006, Metsä-Simola and Martikainen 2013, Simon 2002, Wade and Pevalin 2004). Some studies found that the effect of dissolution persisted in the longer term (Hughes et al. 2009, Johnson and Wu 2002, Lorenz et al. 2006).

The poorer health and the health deterioration of separated individuals are explained on the one hand by selection and causal effects of poor health, which lowers the probabilities of repartnering and increases the probability of separating. But it is also explained on the other hand by a health related benefits of living in a union, and so by the loss of these benefits with a separation, which particularly interested us in this study (Breslau et al. 2011, Lillard and Panis 1996, Lillard and Waite 1995, Monden and Uunk 2013, Robards et al. 2012, Wade et al. 2004, Williams and Umberson 2004).

Union dissolution and loss of health related benefits

The health related benefits of unions consist partly in the pooled partners' resources which translate into less frequent unhealthy behaviors (Lee et al. 2005, Tamers et al. 2014,

Umberson 1987), but also in enlarged social network and, mainly for women, in a higher living standard. Regarding social network, while low social support is associated with poor health (Berkman et al. 2015, Fuhrer et al. 1999, Kawachi and Berkman 2001, Melchior et al. 2003, Okechukwu et al. 2012), a larger network in partnered individuals should contribute to their mental health advantage. This was found for the mental health advantage of partnered compared to single men, with a larger effect for widowed compared to separated men (Bookwala, Marshall and Manning 2014, Hewitt, Turrell and Giskes 2012). Regarding living standard, while low income and economic difficulties are associated with poor health (Ennis, Hobfoll and Schröder 2000, Marmot 2002), higher financial resources in partnered individuals should also contribute to their mental health advantage. Several studies showed that the financial wellbeing contributed to the mortality advantage of married women, but not men (Lillard et al. 1995, Zick et al. 1991); Lillard and colleagues also tested the effect of social support (presence of other adults within the household), but did not found significant results. Based on a cohort of North American women, followed in the 1980s and 1990s, LaPierre found that the poorer mental health of separated/divorced women was partly mediated by a lower living standard, less favorable social activities and self-esteem than those of women living with a partner (LaPierre 2012).

These socioeconomic factors may contribute to the poorer mental health of separated individuals through a greater risk of separating for couples with low socioeconomic resources. But they may also contribute through the loss of socioeconomic resources induced by the separation. To address this issue, one needs to examine the socioeconomic losses concomitant to the separation and assessed their contribution to mental health deterioration of separated men and women.

Gender specific social and economic losses after union dissolution

Union dissolution often goes along with a decline in women's living standard, or even a drift into poverty, which occurs less frequently in men (Aassve et al. 2007, Andreß and Bröckel 2007, Avellar and Smock 2005, Bonnet, Garbinti and Solaz 2015, McManus and DiPrete 2001). Women are more concerned by the decline in living standard because of a smaller investment in paid work compared to their male partners who are considered as the main breadwinner; this traditional organization still persists, also in France (Goffman 1977, Ponthieux and Schreiber 2006). Women are considerably more involved in domestic and family activities, and tend to adjust their professional career around family events and the partner's career (Anxo et al. 2011, Avellar et al. 2005, Fontaine and Stehlé 2014, Pailhé, Robette and Solaz 2013). Due to women's career adjustments, and to gender income inequalities, male partners' income represents the largest share of the household income.

Previous literature also reported that dissolution tends to modify the social network of the separated partners, when there may be an increased need to call upon it. Emotional and material support provided by the social network can reduce strain in daily organization isolation or economic hardship in single-parent situations (Berkman et al. 2015, Okechukwu et al. 2012). Several studies have suggested that men and women do not have the same sources of support; they were varied for women, but were more reduced for men and sometimes restricted only to their partner (Antonucci and Hiroko 1987, Bookwala et al. 2014, Matud et al. 2003). Other studies have shown that after a separation the social network became smaller for the non-custodial parent, generally the father, through the effect of weaker links with their children (Kalmijn 2015, Régnier-Loilier 2013). Therefore dissolution can reduce the sources of support, probably more so for men, and these resources may be lacking when strain arises.

Study aims

Understanding these socioeconomic consequences of marital transitions and how they relate to health transition is important. The marital specialization induces inequalities socioeconomic resources which are exacerbated by separation: addressing further the health implication of this situation should contribute to the debate on gender inequalities (Borrell et al. 2014) and to the literature on women disadvantage in mental health (Van de Velde, Bracke and Levecque 2010). Yet, the mediating effects of socioeconomic changes in the mental health consequences of separations are still poorly documented. As mentioned earlier, studies have highlighted the contribution of socioeconomic differences across partnerships to explain health differences; they did not analyze the magnitude and the contribution of the socioeconomic losses induced by the separation.

In this article, we sought to untangle the links between partnership status, dissolution and mental health, and then to evaluate the effect of the deterioration of living conditions due to separations. We took advantage of a two-wave population survey (2006 and 2010), and carried out both a cross-sectional analysis of partnership association with mental health and longitudinal analysis of the detrimental impact of union dissolution. We quantified the contributions to this impact of the social and economic losses concomitant with union dissolution and identified the contrasted patterns for men and women.

DATA AND METHODS

Data source

Our analysis used the two waves (2006 and 2010) of the survey on "Health and Occupational Pathways" (Santé et itinéraire professionnel, SIP). Conducted in metropolitan France by the French statistical institute (INSEE), it covers a representative sample of persons aged 20 to 74 years living in a private household. The 2006 wave (N=13 648) yielded

information on health and partnership status, and using the biographical grid method, on partnership history and past health events. In 2010, almost 81% of participants could be re-interviewed (N=11 016) (see discussion section for the lost at follow-up); the questionnaire was identical to that of the first wave, with supplementary questions on events that had occurred since 2006, including union dissolution. Our study population started at age 25 years old in 2006, including 6 785 women and 5 660 men, with non-missing data for educational level. We excluded students and apprentices whose individual economic resources are difficult to evaluate. In this population, 5 637 women and 4 659 men were surveyed in both waves.

Measures

Mental health was assessed by the “Mini International Neuropsychiatric Interview” (Amorim et al. 1998, Sheehan et al. 1998). This non-clinical questionnaire aims to detect major depressive episodes (MDE) by self-reported symptoms experienced in the two previous weeks. It includes two filtering questions followed, in the event of a positive response to one of them, by seven questions on other symptoms (Appendix, Box A). The recommended score to identify MDE corresponds to at least four positive answers to these seven questions. We used this indicator for 2006 (MDE2006) and for 2010 (MDE2010).

Union status in 2006 and past unions. The survey defines a union as life as a couple with a child or life as a couple that lasted for at least one year (married or not, cohabiting or not). The persons surveyed reported their union situation in 2006, as well as starting and ending dates of past unions in the biographical grid, but with no detail on their outcome (dissolution or widowhood). We constructed four partnership statuses in 2006, using past unions to better specify the status of single men and women: (1) in a union, (2) ever-single, (3) single recently in a union (≤ 4 years), (4) single in a union in the past (> 4 years). The 4-year period links up with the longitudinal approach between the waves of 2006 and 2010. We also took into

account the number of past unions (with the same definition as in 2006), prior to the current union if any reported in 2006.

Union dissolution between 2006 and 2010. Of the persons in union in 2006, 205 women and 135 men reported in 2010 the union dissolution between the waves. Too few separated persons repartnered by 2010 (30 women and 36 men) to consider this variable in the analyses. We excluded from the study the rare cases of widowhood between 2006 and 2010. We considered the duration of the 2006 union, and for those who had separated, the duration since the dissolution occurred within the two waves (centered on the mean and set at 0 if there was no dissolution).

Change in economic status between 2006 and 2010. The household income was self-reported and included wages and earnings, social benefits, income from savings, and child support received¹. Missing income in 2006 (277 persons) and in 2010 (276 persons), was estimated with linear regression (using gender, age, employment status, level of education, occupational class and household composition). We also sought to correct the 2010 income of non-custodial parents (53 men and 44 women) by systematically subtracting child support payments to avoid overestimating their living standard, although we also tested the models without correction (Supplementary materials). We computed the level of child support payments based on the person's income in 2010 and the number of children in 2006². In our models, change in living standard corresponds to a binary variable comparing an increase in income between 2006 and 2010, which was the case for the majority of the population, to the other situations grouped together (stability and decrease in income); other combinations were tested (Supplementary material).

Loss of emotional and material support between 2006 and 2010. Lack of emotional support was identified by a negative answer to the question “Is there anyone you can count on to discuss personal matters or to make a difficult decision?” (Yes/No), and/or a positive

answer to the question “*Do you need more of this type of help than you get? (Yes/No)*”. Lack of material support was assessed by a negative response to the question “*Apart from your partner, is there anyone you can count on to look after the children, do odd jobs or gardening, or lend you something you need ?*” and/or positive to the question “*Do you need more of this kind of help?*” (Yes/No). Loss of emotional support and material support between the two waves of the survey corresponded to reported lack of support in 2010 by those who did not lack support in 2006. It was not possible to identify a decline in quantity or quality of support among those who already lacked support in 2006.

Sociodemographic and past health variables. Mental health is strongly linked with sociodemographic variables and with the general health status; these last two may therefore interact in the links of mental health with dissolution (Demey et al. 2014). Our analyses were controlled for age and age squared, number of children in the household in 2006, educational level (primary/lower secondary, upper/post-secondary, tertiary), and employment status in 2006 (employed, unemployed, retired, inactive). With regard to general health status, we used the number of self-reported current health problems in 2006 and past health problems and whether or not the individuals reported “any adverse health event in childhood”.

Analytic strategy

Firstly, logistic regression estimated the risk of MDE2006 in relation to the partnership status and the number of past unions in 2006, adjusted on living standard, lack of social or material support and control variables (Model 1a). Model 1b estimated the risk of MDE2010, with the same control variables, plus MDE2006 added to identify an effect of the variables independently of mental health status in 2006.

Based on men and women in union in 2006, Model 2 assessed the risk of MDE2010 in relation to dissolution between 2006 and 2010, using the same control variables as in Model 1b, with the addition of duration of the 2006 union and time since separation.

Lastly, we evaluated the contribution of the socioeconomic changes that accompanied the dissolution to the increased risk of MDE2010. We used the KHB method³, developed for comparing estimated coefficients of two nested non-linear probability models (Karlson, Holm and Breen 2012, Kohler, Karlson and Holm 2011) (Box 1). Model 3a provides the total effect of dissolution on MDE2010 and Model 3b the residual (or direct) effect after socioeconomic changes were taken into account. The models provide the indirect effects mediated by the changes, and their percentage contribution to the total effect of dissolution. Intermediary steps of the model showed a weak link between dissolution and loss of emotional support (significant only in men) and no association between dissolution and loss of material support; therefore the latter variable cannot be considered as a mediating variable (Online supplementary material).

It should be noted that only the date of the dissolution between the two waves of the survey is known. We do not have the date of socioeconomic changes nor of the occurrence of depressive episodes. Models 3a and 3b were based on the hypothesis that the dissolution had led to the socioeconomic changes. However the causal relationship may be the reverse: a decline in economic and social resources may have preceded the dissolution. Therefore we also tested the models with the reverse causation and discussed the results (Supplementary material).

RESULTS

Partnership status, number of past partnerships and mental health

In our study population aged 25 to 74 years at first wave, 9.5% of women and slightly more than 4% of men reported MDE in 2006 (Table 1)⁴. Fewer women reported living in a partnership than men, and more women were separated.

(Table 1, about here)

Model 1a showed that ever-single men have a higher risk of MDE2006, but not of MDE2010 after controlling for MDE2006 (Table 2). Ever-single women have no different risk of MDE2006 than partnered women, and an even lower risk in 2010, once controlling for MDE2006. This result invalidates a specific and systematic long term damaging effect of ever-single status. Model 1a also confirmed a mental health disadvantage in 2006 for those who experienced a union dissolution or widowhood; the more recent (less than 4 years prior the survey), the greater the risk of MDE⁵. However, the association is not statistically significant in 2010 after adjustment on MDE2006 (Model 1b). The number of past partnerships increased the risk of MDE2006 in women (borderline significance for MDE2010).

The lack of emotional support was associated with MDE in 2006 and 2010, and lack of material support only with MDE2006. Income level did not significantly influence MDE2006 (after adjustment on control variables). In women however, the lowest quartile increased the probability of MDE2010, with adjustment on MDE2006.

(Table 2, about here)

Union dissolution and mental health in persons living in a partnership in 2006

Fewer women than men were in union in 2006, however, women experienced dissolution between the two waves more frequently (6.2% vs 4.8%); these separated men and women

were on average younger than those who did not separate, which partly explains their sociodemographic characteristics (Table 3).

The onset of MDE (no MDE in 2006 but in 2010) was much more frequent in those who separated; recovery (MDE in 2006 but not in 2010) was also more frequent for them but relatively scarce. Separated women were more often in the lowest quartile of income in 2006 compared to still partnered women; they were less likely to experience an increase in income (34% for separated women vs 60% for separated men) and more likely to experience a decrease (60% vs 33%). Separated men and women were more likely to have experienced a loss of emotional support than partnered ones, slightly more men.

(Table 3, about here)

Contribution of socioeconomic changes to the mental health impact of dissolution

The experience of dissolution significantly increased the risk of MDE2010 (Table 4). Model 3a and 3b showed the total and residual (or direct) effect of dissolution on MDE2010 before and after accounting for socioeconomic changes, controlling for the socioeconomic situation in 2006 (Table 5)⁶. The mediating effect of the decline in living standard was 19% of the total effect for women, while contribution of loss of emotional support was smaller and non-significant; the residual effect of dissolution is not significant. In men, both the total and residual effect of union dissolution on MDE2010 were significant; the effect was modestly but significantly mediated by the loss of emotional support (5.5%). These results remain robust whatever the imputation method for child support payment or the measure of decline in livings standard⁷.

(Table 4, about here)

(Table 5, about here)

DISCUSSION

In this study, we were able to untangle links between past unions, current partnership status, union dissolution and mental health. We used data a large sample representative of the French household population with detailed information on unions (marriage and partnership), dissolution (divorce/separation) and on a large number of control variables, among which union history, various past health measures and socioeconomic indicators.

Partnership status, past partnerships and mental health in France

We confirmed the mental health disadvantage of men and women not in a relationship in 2006. This association is partly due to a poorer health of those who ended a partnership especially in the recent past, either by separation or widowhood. This finding is in line with those of several studies (Blekesaune 2008, Booth et al. 1991, Demey et al. 2014, Gardner et al. 2006, Grundy et al. 2010, Lillard et al. 1996, Lillard et al. 1995, Simon 2002, Williams et al. 2004, Williams et al. 2006) and may be partly explained by dissolution and partly by widowhood (Hewitt et al. 2012, Strohschein et al. 2005). These two partnership outcomes could not be dissociated in our survey.

In men only, we also found a mental health disadvantage for the ever-single men in 2006. However, this effect did not persist in 2010, after controlling on MDE2006; in women the ever-single status was even associated with a lower risk of MDE2010. These results are in accordance with previous findings (Grundy et al. 2010). Even if it is not possible to identify the direction of causality in 2006 between the ever-single status and MDE, the result in 2010 invalidates a specific detrimental effect on mental health in 2010 independently of mental health status in 2006. This finding suggests a selection effect on poor health among ever-single men which contributes to the association in 2006. This is consistent with recent studies (Breslau et al. 2011, Monden et al. 2013, Wade et al. 2004).

We also identified an effect of the number of previous unions on risk of MDE2006, as found previously (Demey et al. 2014, Grundy et al. 2000), but only in women. However, the association was no longer significant in 2010, after adjustment on mental health in 2006. We could not confirm an effect of number of past unions on mental health in 2010 independently of mental health in 2006.

Experience of union dissolution and socioeconomic factors of mental health

Next, our longitudinal approach revealed an association between dissolution and MDE2010, independent of MDE2006, in line with the literature and with our hypotheses. We have demonstrated a gender-specific contribution of social and economic loss, which partly (substantially for women) explained the risk of poor mental health associated with separation.

We confirmed that separated women had lower income already in 2006 than partnered ones and had much more often experienced a decline in their living standard between the two waves (Aassve et al. 2007, Bonnet et al. 2015, Poortman 2000). We also found that men and women who separated reported more often lacking of support in 2006, as well as support loss between the two waves (slightly more for men). We confirmed the existence of gender-specific socioeconomic factors contributing to the increased MDE of separated men and women (Hewitt et al. 2012, LaPierre 2012, Lillard et al. 1995, Zick et al. 1991). We also refined this conclusion by showing that beyond the socioeconomic differences between partnered and separated individuals, the socioeconomic losses concomitant to separation matter. After controlling for the socioeconomic situation in 2006, the decline in financial resources in separated women explained one fifth of the increased risk of poor mental health (compared to women who remained partnered). The loss of emotional support in separated men contributed, however moderately, to their increased MDE.

We found no significant association of mental health in 2010 with the length of the broken union or the time since the union dissolution (Lillard et al. 1995). Nor did we find a

link between dissolution and loss of material support, as might have been supposed in particular for women due to strain in the organization in a single-parent situation (Berkman et al. 2015, Bookwala et al. 2014, LaPierre 2012, Lillard et al. 1995, Okechukwu et al. 2012, Struffolino, Bernardi and Voorpostel 2016).

Limitations

The absence of association between mental health, dissolutions and loss of material support may result from the measurement of the latter in the survey. It probably does not identify all the relevant dimensions of social support, such as network size and quality of relations (Fuhrer and Stansfeld 2002). Moreover, our results may underestimate the contribution of a support decline among persons who already reported a lack of support before dissolution, generally women.

Another limitation of our findings is the absence of timing of the socioeconomic changes between the two waves, so we could not ensure that they were a consequence of the separation. Therefore, unlike this sequence of events considered in our models 3a and 3b, the socioeconomic changes may have preceded the union dissolution. Additional models estimation using KHB method have confirmed the possibility of a “reverse” model but only for men⁸; for them dissolution significantly mediates the association between loss of support and MDE. Separations, loss of support and depressive symptoms are interwoven processes, as evidenced in studies showing a mental health decline preceding the separation. Therefore, we cannot interpret the links found as causal, but rather as associations of more or less favorable situations which, in combination, worsen the risk of MDE. In other terms, the concomitance of a union dissolution and loss of support for men increases mental health risks. In that sense, our results suggest that other situations could increase or attenuate the health risks associated with union dissolution (age at the time of dissolution, children’s age, repartnering); however, in spite of the large sample size, the experience of union dissolution concerned a relatively

small sample, making impossible further analysis of such situations. Also, we could not analyze further interaction with social status to identify variation across social classes in the contribution of socioeconomic losses to the mental health risks. Similarly, we were unable to identify separately the risk of onset of MDE or chances of recovery (rather than the risk of MDE2010 controlling on MDE2006), due to too few recovery events. Some studies found that dissolution had a beneficial effect on mental health, particularly when separation put an end to conflictual situations or when it was desired by the partners (Andreß et al. 2007, Monden et al. 2013). We found non-significant associations without being able to determine whether this was the result of sample size or of a non-existent association (type II error). Our results at this stage are an encouragement to pursue in further research using other data sources.

We must also mention a possible bias related to sample attrition between the two waves of the survey. We determined that those not followed-up in the second wave were on average younger, mostly men, had experienced more partnerships before 2006 and were more likely to have had an MDE in 2006; these characteristics are potentially linked with dissolution and risk of MDE. Nevertheless, we should point out that our estimations are based on a satisfactory re-survey rate of over 83% for our specific study population.

Lastly, we note that the MDE indicator reflects self-reported depressive symptoms experienced very recently, in the two weeks before the interview, which may limit the scope of our results as it is not a diagnosed mental health disorders and as we cannot precisely relate the onset of MDE to the separation. However, the MDE indicator has been validated and found to be a good predictor of major depressive disturbances (Amorim et al. 1998). Self-reported depression, also included in the survey, had been considered for analysis, but as it was much less frequent, it carried limitations with regard to the robustness of the results.

Conclusion

In spite of these limitations, our study yields solid and new results that are consistent with the existing literature and highlight the situation in France. We refined the association between partnership status and mental health by considering past unions, suggesting that the mental health disadvantage of single individuals is largely explained by the poor health of those who experienced a union dissolution, especially in recent years. The ever-single status does not systematically increase the mental health risk independently from the initial mental health status, at least in the long run. Our longitudinal approach confirmed that the separation is significantly associated with mental health risk, at least in the short term. We also identified social determinants of mental health nested in the experience of union dissolution and refined the contribution of socioeconomic losses experienced by separated individuals. For women, dissolution markedly crystallizes the effect on mental health of economic difficulties, through the decline in resources they massively experience. For men, dissolution crystallizes the effect of loss of social support to which they seem more exposed.

In conclusion, we have shown that the economic penalty of union dissolution experienced by women substantially contributed to the mental health vulnerability of separated women in France. Separated women experienced more often than separated men a loss in living standard. This situation results from the frequent asymmetry of partners' individual incomes within couples, mainly due to the unequal involvement of the partners in paid and unpaid work (domestic and family). Our results are therefore in line with previous works which plead for policies of gender equality in the labour market and in the reconciliation of family and professional activities (Borrell et al. 2014). This may well yield beneficial effects also in terms of mental health.

Notes:

1. Income was coded in 14 brackets. Income was averaged and divided by the number of consumption units to yield an individual figure. Classically, the OECD-modified equivalence scale is used: 1 unit for the first adult + 0.5 unit for other persons ≥ 14 years old + 0.3 unit for persons < 14 years old.
2. The amount was established from the 2010 official reference tables for setting child support payments (Ministère de la justice et des libertés, Direction des affaires civiles et du scea).
3. Stata command "*khh*".
4. Full description of the study populations of the study in Appendix, Table A1
5. Wald tests of equality of coefficients of union dissolution more than 4 years previously vs less than 4 years attested to a significant difference in risk (women $P = 0.046$, men $P = 0.036$)
6. Results of the intermediary equations of the KHB models in Supplementary material, Table S2
7. Results under different assumptions in Supplementary material, Tables S3 and Table S4
8. Results available from the authors on request.

REFERENCES

- Aassve, Arnstein, Gianni Betti, Stefano Mazzucco and Letizia Mencarini. 2007. "Marital Disruption and Economic Well-Being: A Comparative Analysis." *Journal of the Royal Statistical Society. Series A (Statistics in Society)* 170(3):781-99.
- Amato, Paul R. 2010. "Research on Divorce: Continuing Trends and New Developments." *Journal of marriage and family* 72:650-66. doi: 10.1111/j.1741-3737.2010.00723.x.
- Amorim, P., Y. Lecrubier, E. Weiller, T. Hergueta and D. Sheehan. 1998. "Dsm-Ih-R Psychotic Disorders: Procedural Validity of the Mini International Neuropsychiatric Interview (Mini). Concordance and Causes for Discordance with the Cidi." Pp. 26-34 in *Eur Psychiatry*, Vol. 13. France.
- Andreß, Hans-Jurgen and Miriam Bröckel. 2007. "Income and Life Satisfaction after Marital Disruption in Germany." *Journal of marriage and family* 69:500-12.
- Antonucci, T and A Hiroko. 1987. "An Examination of Sex Differences in Social Support among Older Men and Women." *Sex Roles* 17(11/12):737-49.
- Anxo, D, L Flood, L Mencarini, Ariane Pailhé, Anne Solaz and M-L Tanturri. 2011. "Gender Differences in Time Use over the Life-Cycle: A Comparative Gender Analysis of Italy, France, Sweden and the United States." *Feminist economics* 17(3):159-95.
- Arber, S. 2004. "Gender, Marital Status, and Ageing: Linking Material, Health, and Social Resources." *Journal of Aging Studies* 18(1):91-108.
- Arcaleni, Emilia. 2012. "Health Status after Marital Dissolution in Italy." *Genus* 68(2):53-80.
- Avellar, Sarah and Pamela J. Smock. 2005. "The Economic Consequences of the Dissolution of Cohabiting Unions." *Journal of marriage and family* 67:315-27.
- Berkman, L. F., Y. Zheng, M. M. Glymour, M. Avendano, A. Borsch-Supan and E. L. Sabbath. 2015. "Mothering Alone: Cross-National Comparisons of Later-Life Disability and Health among Women Who Were Single Mothers." Pp. 865-72 in *J Epidemiol Community Health*, Vol. 69. England.
- Berkson, J. 1962. "Mortality and Marital Status. Reflections on the Derivation of Etiology from Statistics." *Am J Public Health Nations Health* 52:1318-29.
- Blekesaune, Morten. 2008. "Partnership Transitions and Mental Distress: Investigating Temporal Order." *Journal of marriage and family* 70:879-90.
- Bonnet, Carole, Bertrand Garbinti and Anne Solaz. 2015. "Les Variations De Niveau De Vie Des Hommes Et Des Femmes À La Suite D'un Divorce Ou D'une Rupture De Pacs." *Couples et familles. Insee reference*:51-61.
- Bookwala, J., K. I. Marshall and S. W. Manning. 2014. "Who Needs a Friend? Marital Status Transitions and Physical Health Outcomes in Later Life." Pp. 505-15 in *Health Psychol*, Vol. 33. United States.
- Booth, Alan and Paul Amato. 1991. "Divorce and Psychological Stress." *Journal and Health and Social Behavior* 32(4):396-407.
- Borrell, C., L. Palencia, C. Muntaner, M. Urquia, D. Malmusi and P. O'Campo. 2014. "Influence of Macrosocial Policies on Women's Health and Gender Inequalities in Health." *Epidemiol Rev* 36:31-48. doi: 10.1093/epirev/mxt002.
- Breslau, J., E. Miller, R. Jin, N. A. Sampson, J. Alonso, L. H. Andrade, E. J. Bromet, G. Girolamo (de), K. Demyttenaere, J. Fayyad, A. Fukao, M. Gäläon, O. Gureje, Y. He, H. R. Hinkov, C. Hu, V. Kovess-Masfety, H. Matschinger, M. E. Medina-Mora, J. Ormel, J. Posada-Villa, R. Sagar, K. M. Scott and R. C. Kessler. 2011. "A Multinational Study of Mental Disorders, Marriage and Divorce." *Acta Psychiatrica Scandinavica* 124(6):474-86. doi: 10.1111/j.1600-0447.2011.01712.x.

Demey, Dieter , Ann Berrington, Maria Evandrou and Jane Falkingham. 2014. "Living Alone and Psychological Well-Being in Mid-Life: Does Partnership History Matter?". *J Epidemiol Community Health* (68):403-10.

Ennis, Nicole E., Stevan E. Hobfoll and Kerstin E. E. Schröder. 2000. "Money Doesn't Talk, It Swears: How Economic Stress and Resistance Resources Impact Inner-City Women's Depressive Mood." *American Journal of Community Psychology* 28(2):149-73.

Fontaine, Maëlle and Juliette Stehlé. 2014. "Les Parents Séparés D'enfants Mineurs : Quel Niveau De Vie Après Une Rupture Conjugale ?". *Politiques Sociales et Familiales* 117:80-86.

Fuhrer, R., S. A. Stansfeld, J. Chemali and M. J. Shipley. 1999. "Gender, Social Relations and Mental Health: Prospective Findings from an Occupational Cohort (Whitehall II Study)." Pp. 77-87 in *Soc Sci Med*, Vol. 48. England.

Fuhrer, R. and S. A. Stansfeld. 2002. "How Gender Affects Patterns of Social Relations and Their Impact on Health: A Comparison of One or Multiple Sources of Support from "Close Persons". *Soc Sci Med* 54(5):811-25.

Gardner, Jonathan and Andrew J. Oswald. 2006. "Do Divorcing Couples Become Happier by Breaking Up? ." *Journal of the Royal Statistical Society. Series A (Statistics in Society)*, 169(2):319-36.

Goffman, E. 1977. "The Arrangement between the Sexes." *Theory and Society* 4(3):301-31.

Gove, W. R. 1973. "Sex, Marital Status, and Mortality." *AJS* 79(1):45-67.

Grundy, E. and G Holt. 2000. "Adult Experiences and Health in Early Old Age in Great Britain." *Social Science and Medicine* 51:1067-74.

Grundy, E. M. and C. Tomassini. 2010. "Marital History, Health and Mortality among Older Men and Women in England and Wales." *BMC Public Health* 10:554.

Hewitt, Belinda, Gavin Turrell and Katrina Giskes. 2012. "Marital Loss, Mental Health and the Role of Perceived Social Support: Findings from Six Waves of an Australian Population Based Panel Study." *J Epidemiol Community Health* 66:308-14. doi: 10.1136/jech.2009.104893.

Hughes, M.E. and L.J. Waite. 2009. "Marital Biography and Health at Mid-Life." *J Health Soc Behav* 50(3):344-58.

Johnson, David R. and Jian Wu. 2002. "An Empirical Test of Crisis, Social Selection and Role Explanations of the Relationship between Marital Disruption and Psychological Distress: A Pooled Time-Series Analysis of Four-Wave Panel Data." *Journal of marriage and family* 64:211-24.

Kalmijn, Matthijs. 2015. "Relationships between Fathers and Adult Children: The Cumulative Effects of Divorce and Repartnering." *Journal of Family Issues* 36(6):737-59. doi: 10.1177/0192513X13495398.

Karlson, Kristian Bernt , Anders Holm and Richard Breen. 2012. "Comparing Regression Coefficients between Same-Sample Nested Models Using Logit and Probit: A New Method ". *Sociological Methodology* 42:286-313. doi: 10.1177/0081175012444861.

Kawachi, Ichiro and Lisa F. Berkman. 2001. "Social Ties and Mental Health." *Journal of Urban Health: Bulletin of the New York Academy of Medicine* 78(3):458-67.

Kohler, Ulrich, Kristian Bernt Karlson and Anders Holm. 2011. "Comparing Coefficients of Nested Nonlinear Probability Models." *The Stata Journal* 11(3):420-38.

LaPierre, Tracey A. 2012. "The Enduring Effects of Marital Status on Subsequent Depressive Symptoms among Women: Investigating the Roles of Psychological, Social and Financial Resources." *J Epidemiol Community Health* 66:1056-62. doi: 10.1136/jech-2011-200383.

Lee, S., E. Cho, F. Grodstein, I. Kawachi, F. B. Hu and G. A. Colditz. 2005. "Effects of Marital Transitions on Changes in Dietary and Other Health Behaviours in Us Women." Pp. 69-78 in *Int J Epidemiol*, Vol. 34. England.

Lillard, L. A. and C. W. Panis. 1996. "Marital Status and Mortality: The Role of Health." *Demography* 33(3):313-27.

Lillard, Lee A. and Linda J. Waite. 1995. "'Til Death Do Us Part: Marital Disruption and Mortality ". *American Journal of Sociology* 100(5):1131-56

Liu, H. 2012. "Marital Dissolution and Self-Rated Health: Age Trajectories and Birth Cohort Variations." Pp. 1107-16 in *Soc Sci Med*, Vol. 74. England.

Lorenz, F.O., K.A. Wickrama, R.D. Conger and G.H.Jr, Elder. 2006. "The Short-Term and Decade-Long Effects of Divorce on Women's Midlife Health." *Journal of Health and Social Behavior* 47(2):111-25.

Marks, Nadine F. and James David Lambert. 1998. "Marital Status Continuity and Change among Young and Midlife Adults: Longitudinal Effects on Psychological Well-Being." *Journal of Family Issues* 19(6):652-86. doi: 10.1177/019251398019006001.

Marmot, M. 2002. "The Influence of Income on Health: Views of an Epidemiologist." *Health Aff (Millwood)* 21(2):31-46.

Matud, María Pilar, Ignacio Ibáñez, Juan Manuel Bethencourt, Rosario Marrero and Mónica Carballera. 2003. "Structural Gender Differences in Perceived Social Support." *Personality and Individual Differences* 35(8):1919-29.

McManus, Patricia A. and Thomas A. DiPrete. 2001. "Losers and Winners: The Financial Consequences of Separation and Divorce for Men." *American Sociological Review* 66(2):246-68

Melchior, M., L. F. Berkman, I. Niedhammer, M. Chea and M. Goldberg. 2003. "Social Relations and Self-Reported Health: A Prospective Analysis of the French Gazel Cohort." *Soc Sci Med* 56(8):1817-30.

Metsä-Simola, Niina and Pekka Martikainen. 2013. "Divorce and Changes in the Prevalence of Psychotropic Medication Use: A Register-Based Longitudinal Study among Middle-Aged Finns." *Social science and medicine* 94:71-80 doi: 10.1016/j.socscimed.2013.06.027.

Monden, Christiaan W. S. and Wilfred J. G. Uunk. 2013. "For Better and for Worse: The Relationship between Union Dissolution and Self-Assessed Health in European Panel Data." *European Journal of Population* 29:103-25. doi: 10.1007/s10680-012-9269-y.

Okechukwu, C. A., A. M. El Ayadi, S. L. Tamers, E. L. Sabbath and L. Berkman. 2012. "Household Food Insufficiency, Financial Strain, Work-Family Spillover, and Depressive Symptoms in the Working Class: The Work, Family, and Health Network Study." *Am J Public Health* 102(1):126-33.

Pailhé, Ariane, Nicolas Robette and Anne Solaz. 2013. "Work and Family over the Life Course a Typology of French Long-Lasting Couples Using Optimal Matching." *Longitudinal and Life Course Research* 4(3):196-217.

Pienta, Amy Mehraban, Mark Hayward and Kristi Rahrig Jenkins. 2000. "Health Consequences of Marriage for the Retirement Years." *Journal of Family Issues* (21):559-86.

Ploubidis, George B., Richard J. Silverwood, Bianca DeStavola and Emily Grundy. 2015. "Life-Course Partnership Status and Biomarkers in Midlife: Evidence from the 1958 British Birth Cohort." *American Journal of Public Health* 105 (8):1596-603.

Ponthieux, Sophie and Amandine Schreiber. 2006. "Dans Les Couples De Salariés, La Répartition Du Travail Domestique Reste Inégale." Pp. 43-51 in *Données Sociales*, edited by INSEE: La découverte.

Poortman, Anne-Rigt. 2000. "Sex Differences in the Economic Consequences of Separation. A Panel Study of the Netherlands." *European Sociological Review* 16(4):367-83.

Régnier-Loilier, Arnaud. 2013. "Quand La Séparation Des Parents S'accompagne D'une Rupture Du Lien Entre Le Père Et L'enfant." *Population & Sociétés* 500.

Robards, J., M. Evandrou, J. Falkingham and A. Vlachantoni. 2012. "Marital Status, Health and Mortality." *Maturitas* 73(4):295-9. doi: 10.1016/j.maturitas.2012.08.007.

Scott, Kate M. , Elisabeth J. Wells, Matthias Angermeyer, Traolach S. Brugha, Evelyn Bromet, Koen Demyttenaere, Giovanni de Girolamo, Oye Gureje, Josep Maria Haro, Robert Jin, Aimée Nasser Karam, Viviane Kovess, Carmen Lara, Daphna Levinson, Johan Ormel, José Posada-Villa, Nancy Sampson, Tadashi Takeshima, Mingyuan Zhang and Ronald C. Kessler. 2010. "Gender and the Relationship between Marital Status and First Onset of Mood, Anxiety and Substance Use Disorders." *Psychol Med* 40(9):1495-505. doi: 10.1017/S0033291709991942.

Sheehan, David V. , Yves Lecrubier, K. Harnett Sheehan, Patricia Amorim, Juris Janavs, Emmanuelle Weiller, Thierry Hergueta, Roxy Baker and Geoffrey C. Dunbar. 1998. "The Mini-International Neuropsychiatric Interview (M.I.N.I.): The Development and Validation of a Structured Diagnostic Psychiatric Interview for Dsm-Iv and Icd-10." *Journal of Clinical Psychiatry* 59(Suppl 20):22-33.

Shor, E., D. J. Roelfs, P. Bugyi and J. E. Schwartz. 2012. "Meta-Analysis of Marital Dissolution and Mortality: Reevaluating the Intersection of Gender and Age." Pp. 46-59 in *Soc Sci Med*, Vol. 75. England.

Simon, Robin W. 2002. "Revisiting the Relationships among Gender, Marital Status and Mental Health." *American Journal of Sociology* 107(4):1065-96.

Strohschein, L., P. McDonough, G. Monette and Q. Shao. 2005. "Marital Transitions and Mental Health: Are There Gender Differences in the Short-Term Effects of Marital Status Change?". *Social Science & Medicine* 61(11):2293-303. doi: 10.1016/j.socscimed.2005.07.020.

Struffolino, E., L. Bernardi and M. Voorpostel. 2016. "Self-Reported Health among Lone Mothers in Switzerland: Do Employment and Education Matter?". *Population-E* 71(2):187-214.

Tamborini, C. R., G. L. Reznik and K. A. Couch. 2016. "Work Disability among Women: The Role of Divorce in a Retrospective Cohort Study." Pp. 98-117 in *J Health Soc Behav*, Vol. 57. United States.

Tamers, S. L., C. Okechukwu, A. A. Bohl, A. Gueguen, M. Goldberg and M. Zins. 2014. "The Impact of Stressful Life Events on Excessive Alcohol Consumption in the French Population: Findings from the Gazel Cohort Study." Pp. e87653 in *Plos One*, Vol. 9. United States.

Umberson, D. 1987. "Family Status and Health Behaviors: Social Control as a Dimension of Social Integration." *J Health Soc Behav* 28(3):306-19.

Van de Velde, S., P. Bracke and K. Levecque. 2010. "Gender Differences in Depression in 23 European Countries. Cross-National Variation in the Gender Gap in Depression." Pp. 305-13 in *Soc Sci Med*, Vol. 71. England.

Wade, T.J. and D.J. Pevalin. 2004. "Marital Transitions and Mental Health." *Journal of Health and Social Behavior* 45(2):155-70.

Williams, K. and D. Umberson. 2004. "Marital Status, Marital Transitions, and Health: A Gendered Life Course Perspective." *J Health Soc Behav* 45(1):81-98.

- Williams, Kristi. 2003. "Has the Future of Marriage Arrived? A Contemporary Examination of Gender, Marriage and Psychological Well-Being." *Journal of Health and Social Behavior* 44(4):470-87.
- Williams, Kristi and Alexandra Dunne-Bryant. 2006. "Divorce and Adult Psychological Well-Being: Clarifying the Role of Gender and Child Age." *Journal of marriage and family* 68(5):1178-96.
- Zhang, Zhenmei and Mark D. Hayward. 2006. "Gender, the Marital Life Course, and Cardiovascular Disease in Late Midlife." *Journal of marriage and family* 68(3):639-57.
- Zick, Cathleen D. and Ken R. Smith. 1991. "Marital Transitions, Poverty, and Gender Differences in Mortality." *Journal of marriage and family* 53(2):327-36.

Box 1. Analysis of the contribution of socioeconomic changes to the link between union dissolution and mental health.

We used the nested logit models method developed by Karlson, Holm and Breen. It involves 3 stages (Karlson et al. 2012, Kohler et al. 2011) :

- Intermediate equations are used to estimate the coefficients of the union dissolution in the estimation of the probability of experiencing socioeconomic changes (adjustment on control variables). This stage checks that these associations are significant, which is necessary for continuing the investigation. The residuals of these intermediate equations correspond to the part of socioeconomic changes which is not explained by the dissolution.
- Model 3a estimated the coefficient of dissolution on the risk of MDE2010 (total effect), without the variables of socioeconomic changes, but introducing the residuals obtained by the intermediate equations (adjustment on control variables).
- Model 3b estimated the coefficients of dissolution on the risks of MDE2010, including the variables of socioeconomic change (adjustment on control variables).

The contribution of each of the dimensions of socioeconomic change is the product of the coefficient which relates it to dissolution (stage 1) and of the coefficient which relates it to the MDE2010 (stage 3). It is expressed as a percentage of the total effect of dissolution on MDE2010 (stage 2).

Table 1. Numbers and weighted distribution of the study population at first wave, 2006 (age 25-74).

		Women (N=6785) %	Men (N=5660) %
MDE2006		9.5	4.1
Partnership status	<i>In partnership</i>	74.2	79.7
	<i>Dissolution <4 yr</i>	6.0	4.4
	<i>Dissolution >4 yr</i>	13.7	6.6
	<i>Never in partnership</i>	6.1	9.3
Number of partnerships before 2006	<i>None</i>	67.7	74.9
	<i>1</i>	25.9	19.5
	<i>2 or more</i>	6.4	5.6
Number of cohabiting children in 2006	<i>0</i>	49.4	54.3
	<i>1</i>	21.4	19.2
	<i>2</i>	20.7	19.2
	<i>3 or more</i>	8.5	7.4
Lack of emotional support		25.2	22.8
Lack of material support		36.8	28.2
Educational level	<i>Low education</i>	28.4	25.5
	<i>Middle education</i>	43.6	49.7
	<i>High education</i>	28.0	24.8
Employment status	<i>Employed</i>	59.1	69.6
	<i>Unemployed</i>	7.6	5.8
	<i>Retired</i>	19.1	21.3
	<i>Inactive (not retired)</i>	14.1	3.3
Health problems in 2006	<i>None</i>	59.0	62.8
	<i>Mood disturbances</i>	1.3	0.9
	<i>Other problems</i>	37.0	35.1
	<i>Mood disturbances + other</i>	2.7	1.2
At least one past depressive episode		2.5	1.0
At least one past health problem		15.0	13.1
Adverse health event/s in childhood		8.1	8.5
Mean age in 2006		47.7	47.2
Mean standard of living in 2006		1512 €	1615 €

Table 2. Odds ratios of major depressive episodes MDE2006 and MDE2010 according to partnership status in 2006 and other sociodemographic characteristics.

		Model 1a ORs of MDE2006		Model 1b ORs of MDE2010	
		Women	Men	Women	Men
Partnership status	ref. In partnership	1.0	1.0	1.0	1.0
	Dissolution <4 yr	1.9***	2.9***	1.0	1.7
	Dissolution >4 yr	1.4**	1.6*	1.0	1.5
	Never in partnership	1.1	1.7**	0.3***	1.2
Number of union dissolutions before 2006		1.4***	1.2	1.2	1.0
Lack of material support in 2006		1.4***	1.7***	1.0	1.1
Lack of emotional support in 2006		2.3***	2.4***	1.6***	1.8***
Standard of living in 2006	ref. 4th quartile	1.0	1.0	1.0	1.0
	1st quartile	1.3	1.2	1.5*	1.3
	2nd quartile	1.1	1.3	1.1	1.4
	3rd quartile	1.0	1.4	1.0	0.8
MDE2006		-	-	5.1***	5.0***
N		6785	5660	5637	4659
Pseudo R2		0.12	0.14	0.13	0.15

Adjustment on age, age squared, number of children in the household in 2006, educational level, employment status, number of current health problems in 2006, number of past health problems in 2006, adverse health event/s in childhood. Statistically significant at the level *** $p < 1\%$; ** $p < 5\%$; * $p < 10\%$ (two tailed test)

(a) Among persons aged 25 to 74 years in 2006

(b) Among persons aged 25 to 74 years in 2006 and re-interviewed in 2010.

Table 3. Numbers and weighted distribution of women and men in a partnership in 2006, for all and for those who separated (between 2006 and 2010).

In partnership in 2006:		Women		Men	
		All	Separated	All	Separated
		(N=3743)	(N=205)	(N=3578)	(N=135)
		%	%	%	%
MDE	MDE2006	7	9	3	4
	MDE2010	7	12	4	11
<i>Change</i>	No MDE (2006 or 2010)	88	82	94	85
	MDE in 2006 not in 2010	5	6	2	4
	No MDE in 2006 but in 2010	5	9	3	11
	MDE 2006 and 2010	2	3	1	0
Lack of emotional support 2006		22	35	19	27
Loss of emotional support 2006-2010		10	14	9	17
Lack of material support 2006		34	38	26	21
Loss of material support 2006-2010		18	15	14	17
Income in 2006	Lowest Q1	26	36	24	22
	Q2	26	22	25	22
	Q3	25	26	26	24
	Highest Q4	23	16	26	31
<i>Change</i>	Stable standard of living	16	6	19	3
	Increase	52	34	52	64
	Decline	32	60	29	33
Number of cohabiting children in 2006	0	43	31	44	36
	1	23	26	23	27
	2	24	26	23	30
	3	10	16	9	6
Employment in 2006	Employed	62	73	71	88
	Unemployed	7	11	4	8
	Retired	16	1	23	3
	Inactive	15	15	3	1
Educational level in 2006	Low Education	27	17	27	11
	Middle Education	44	43	50	54
	High education	29	40	23	35
Age group in 2006	25-34	21	41	18	36
	35-44	25	37	26	40
	45-54	25	15	23	18
	55-64	18	7	21	5
	65-74	11	0	12	1
Health	Current problems in 2006	15	15	13	9
	Problems before 2006	16	17	14	9
	Adverse health event/s in childhood	8	9	8	8

Table 4. Odds ratios of MDE2010 associated with dissolution and 2006 sociodemographic characteristics (men and women in union in 2006)

	Model 2	
	ORs of MDE2010	
	Women	Men
Union dissolution (Yes vs No)	1,67*	3,88***
Duration of the interrupted union	1,02	0,98
Duration since dissolution between 2006 et 2010	1,02	0,64
Number of union dissolutions before 2006	1,28	0,94
Lack of material support in 2006 (Yes vs No)	1,00	1,08
Lack of emotional support in 2006 (Yes vs No)	1,81***	1,79**
Effect of the living standard in 2006	1,00	1,00
MDE2006 (Yes vs No)	5,46***	5,64***
N	3743	3578
Pseudo R2	0,133	0,152

Statistically significant at the level *** p<1% ; ** p<5% ; * p<10% (two tailed test)

Adjustment on age, age squared, number of children in the household in 2006, educational level, employment status number of current health problems in 2006, number of past health problems in 2006, adverse health event/s in childhood, number of partnerships before 2006, living standard in 2006, duration of partnership in 2006, duration of separation between 2006 and 2010

Table 5. Odds ratios of MDE2010 associated with dissolution and socioeconomic changes between 2006 and 2010

	Women		Men	
	Model 3a Total effect	Model 3b Direct effect	Model 3a Total effect	Model 3b Direct effect
ORs MDE2010 and dissolution	1.80*	1.55	3.90***	3.70***
Share of the association mediated by the socioeconomic changes (indirect effect)				
Total contribution		25.2%**		3.9%
Due to decline in standard of living (stable or decreased vs increased)		19.2%**		-1.7%
Due to loss of social support		6.1%		5.5%*

Statistically significant at the level *** p<1% ; ** p<5% ; * p<10% (two tailed test)

Adjustment on age, age squared, number of children in the household in 2006, educational level, employment status number of current health problems in 2006, number of past health problems in 2006, adverse health event/s in childhood, number of partnerships before 2006, living standard in 2006, duration of partnership in 2006, duration of separation between 2006 and 2010

APPENDIX

Box A. Symptoms identifying a major depressive episode according to the Mini International Neuropsychiatric Interview (MINI) and included in the questionnaire used in the SIP (Santé et Itinéraire Professionnel) survey.

The survey version (and the English reference) of the MINI (Sheehan et al. 1998):

Symptômes nécessaires (filtres) :

1. « Au cours des deux dernières semaines, vous êtes-vous senti(e) particulièrement triste, cafardeux(se), déprimé(e), la plupart du temps au cours de la journée, et ce, presque tous les jours ? »
2. « Au cours des deux dernières semaines, avez-vous eu presque tout le temps le sentiment de n'avoir plus goût à rien, d'avoir perdu l'intérêt ou le plaisir pour les choses qui vous plaisent habituellement ? »

Symptômes supplémentaires :

3. « Votre appétit a notablement changé, ou vous avez pris du poids ou perdu du poids sans en avoir l'intention (variation au cours du mois de +/-5%, c.à.d. +/-3,5kg pour une personne de 65 kg) »
4. « Vous aviez des problèmes de sommeil presque toutes les nuits (endormissement, réveils nocturnes ou précoces, dormir trop) »
5. « Vous parliez ou vous vous déplaçiez plus lentement que d'habitude, ou au contraire vous vous sentiez agité(e), et vous aviez du mal à rester en place, presque tous les jours »
6. « Vous vous sentiez presque tout le temps fatigué(e), sans énergie, et ce presque tous les jours »
7. « Vous vous sentiez sans valeur ou coupable, et ce presque tous les jours »
8. « Vous aviez du mal à vous concentrer ou à prendre des décisions, et ce presque tous les jours »
9. « Vous avez eu à plusieurs reprises des idées noires (comme penser qu'il vaudrait mieux que soyez mort(e)), ou vous avez pensé à vous faire du mal »

Key symptoms (filter questions)

1. Have you been consistently depressed or down, most of the day, nearly every day, for the past two weeks?
2. In the past two weeks, have you been much less interested in most things or much less able to enjoy the things you used to enjoy most of the time?

Subsidiary symptoms

Over the past two weeks, when you felt depressed or uninterested:

3. Was your appetite decreased or increased nearly every day? Did your weight decrease or increase without trying intentionally (i.e., by $\pm 5\%$ of body weight or ± 8 lbs. or ± 3.5 kgs., for a 160 lb./70 kg. person in a month)?
4. Did you have trouble sleeping nearly every night (difficulty falling asleep, waking up in the middle of the night, early morning waking or sleeping excessively)?
5. Did you talk or move more slowly than normal or were you fidgety, restless or having trouble sitting still almost every day?
6. Did you feel tired or without energy almost every day?
7. Did you feel worthless or guilty almost every day?
8. Did you have difficulty concentrating or making decisions almost every day?
9. Did you repeatedly consider hurting yourself, feel suicidal, or wish that you were dead?

ANNEXE 8.

Cambois, E., C. Garrouste and A. Pailhé (Soumis). Gender Career Divide and Women's Disadvantages in Depressive Symptoms and Physical Limitations in France

Gender Career Divide and Women's Disadvantages in Depressive Symptoms and Physical Limitations in France

Emmanuelle Cambois*, Institut national d'études démographiques (INED)

Clémentine Garrouste, Université Paris Dauphine

Ariane Pailhé, Institut national d'études démographiques (INED)

* Corresponding author:

INED, 133 BD Davout, 75020 Paris

cambois@ined.fr

Acknowledgement: This research was founded by the French Solidarity Fund for Autonomy (CNSA) and the Social Security Scheme for Self-Employed Workers (RSI) in the framework of a call for project of the French institute of public health research (IRESP) [n°AAP-2011-01]

Gender Career Divide and Women's Disadvantages in Depressive Symptoms and Physical Limitations in France

Abstract: Due to the well-documented gender occupational career divide, related to the persistent sexual division of labor, key career characteristics are overrepresented in women: low-skilled first job, downward occupational trajectory, interruptions over the career. These characteristics are interrelated and usually linked to poor health. This study investigated to what extent these career differences are associated with women's disadvantage in health problems. We used the French population survey "Health and Occupational Trajectories" (2006) and focused on 45-74 year-old individuals who ever worked (n = 7,537). The survey comprises retrospective information on occupations which allowed characterizing the respondents' careers. Logistic regressions identified several career characteristics related to major depressive episodes (MDE) and to physical functional limitations (PFL) reported in 2006, controlling for sociodemographic variables and past health problems. The overrepresentations of these characteristics in women might be detrimental to their health and contribute to the female-male health gap; however, it depends on how these characteristics are related to health for each gender. So we used non-linear decomposition which allowed assessing the respective contributions of each career characteristics to the gender gaps in MDE and in PFL with regard to a gender-specific distribution and/or health relatedness. We found that female overrepresentations of unskilled first jobs, interrupted or downward careers and current inactivity contributed significantly to women's health disadvantage, with different patterns for MDE and PFL. And we found almost no contribution of gender differences in the health relatedness of career characteristics. Our results encourage us to further explore whether public policies supporting the equalization of opportunities, especially at the early stages and in terms of career continuity, might help reducing women's mental and physical health disadvantage.

1. Background

Large inequalities in health and mortality are related to both occupational classes and occupational trajectories throughout the life course. Withdrawals from the labor force, unemployment periods, downward trajectories, disrupted careers or work histories of weak ties to the employment have been identified as critical career characteristics that increase health and mortality risks (Bartley & Plewis, 1997; Blane et al., 1999; Cambois, 2004; Karimi et al., 2015; Lacey et al., 2015; Lacey et al., 2016; McMunn et al., 2006; Melchior et al., 2005; Pavalko et al., 1993; Stone et al., 2015). These characteristics are much more frequent in women's careers, in France and elsewhere, due to the persistent sexual division of labor and the uneven involvement of men and women in work, family and domestic activities (Goffman, 1977). Unequal distribution of these potentially detrimental career characteristics within male and female populations might thus be involved in female-male health gap; women's disadvantage being especially marked for depressive symptoms and physical functioning (Crimmins et al., 2011; Van de Velde et al., 2010). How gender career divide interferes with health can therefore be an important public health issue; it results partly from social organization and might be potentially influenced by public policies (Borrell et al., 2014). Our paper examines this issue by decomposing and quantifying the respective contribution of several career characteristics to gender differentials in mental health and physical functioning.

1.1 Key Characteristics of the Gender Career Divide

Men's and women's occupational differ significantly in most countries due to gender-specific differences in commitments to work and family: women tend to adjust their working time to the needs of their family, at the expense of their own career and income (Balleer et al., 2014; Pailhé et al., 2013; Worts et al., 2013). Women also experience fewer promotions, with both a limited access to the top positions and a limited chance to progress from unskilled jobs (Arulampalam et al., 2007; Booth et al., 2003; Gobillon et al., 2015). In turn, women's lower earnings (OECD, 2012) increase the probability that they will withdraw from work when adjustment is needed.

This context induces gender differences in different key career characteristics which are potentially associated with health: qualification at early stage of the career (more unskilled jobs for women); work

interruptions through unemployment or inactivity and part-time contracts (more frequent for women); the direction of the career (fewer promotions for women); and the current work status (more inactivity/unemployment for women). These characteristics are interrelated but each of them might have a specific relationship with health. Several pathways explain why these relationships, with gender differences.

1.2 Critical Career Characteristics and Health

Low skilled occupations are frequently associated with detrimental job conditions (Karasek et al., 1998; Leclerc et al., 2009; Niedhammer et al., 2015; Siegrist, 1996), and the longer the exposure, the greater the effect on health and mortality (Bahu et al., 2010; Karimi et al., 2015). Therefore unskilled and stagnant careers are likely to increase health risks due to both longer exposures to detrimental factors and smaller opportunities to move towards better work conditions (Liljegren & Ekberg, 2008). Despite gender-specific job environments, both men and women suffer from health risks due to their work conditions, although frequency and levels of risk differ (Campos-Serna et al., 2013; Gadinger et al., 2010; Vermeulen & Mustard, 2000). In France, men tend to be more exposed to highly physically demanding work conditions, but women are more frequently exposed to job strain and to risks of musculoskeletal disorders, whatever the occupational class (Guignon, 2008).

Career characteristics are also associated with poor health due to a selection effect: poor health prevents the worker from remaining at or returning to work and compromises promotion opportunities (Fox et al., 1985; Jusot et al., 2008; McMunn et al., 2006; Ribet et al., 2003). The intensity of the effect depends on working conditions and potential substitution income (Lundborg et al., 2015; Robroek et al., 2013). Due to the gender-specific opportunity cost of being out of the labor force, there might be a larger risk of exclusion for unhealthy women at less advanced stages of sickness severity (Cousteaux, 2011; Moen & Chermack, 2005; Stronks et al., 1995). Due to these different selection effects, inactivity is potentially associated with poorer health for men than for women.

Finally, interrupted, stagnant or unskilled career are linked to relatively lower individual incomes, having potential consequences on the life conditions, depending on whether the household perceives other incomes. These careers also increase the risk of poor health and anxiety by increasing the level

of instability and insecurity of the career path (Caroli & Godard, 2016; Ferrie et al., 2005; Jusot et al., 2008; Laszlo et al., 2010; Menendez et al., 2007; Swaen et al., 2004).

These studies clearly showed how career direction, work (and work-family) histories, work conditions, or career interruptions are related with poor health. However, it is unclear whether each of the career characteristics independently exposes men and women to health risks. Furthermore, while potentially health damaging characteristics are over-represented in women, it is also unclear whether their uneven distributions contribute to the gender health gap. Indeed, it depends on whether these characteristics are similarly associated with health in men and women.

1.3 Study Aims

This study aimed at assessing how each of the career characteristics was associated with gender health differences: skills at early stage of the career, current status, interruptions, and career direction. To do so, we carried out a decomposition analysis of the male-female health difference. This method allows assessing whether the health difference is due to an overrepresentation of unfavorable characteristics and/or possible differences in the health risks associated with these characteristics. In order to highlight possible contrasts, we studied two health dimensions for which gender differences are large: depressive symptoms and physical functioning.

2. Data and Methods

2.1 Data

The Health and Occupational Trajectory survey "Santé et Itinéraire Professionnel" (SIP) was conducted in 2006 by the French statistical institute in metropolitan France¹. The sample was representative of the population of private households aged 19 to 74 years old (76% participation rate) (Bahu et al., 2010). This survey collected information on current health and past health problems, and on current employment and past occupations; past information was collected using a retrospective grid and allowed characterizing the respondents' careers with several indicators. Our analytical sample was

¹ The survey has been coordinated by the departments of statistics of the Ministry of health and social affairs (Direction de la recherche, des études, de l'évaluation et des statistiques - DREES) and of the Ministry of work (Direction de l'animation de la recherche, des études et des statistiques - DARES)

made up of 7,537 men and women aged 45 to 74 years old who had worked for at least one year, which covers 98% of this age group (full statistics in Appendix Table A1).

2.1.1 Health measures.

- Major depressive episodes (MDE). The SIP questionnaire included the Mini International Neuropsychiatric Interview or MINI (Sheehan et al., 1998). This is a non-clinical questionnaire describing symptoms experienced within the two previous weeks. The MDE part of this interview was based on two screening questions and seven additional questions. The recommended score for MDE was at least one positive answer to the screening questions plus at least four positive answers to the subsequent questions (Amorim et al., 1998).
- Physical functional limitations (PFL) are defined as consequences of health problems, musculoskeletal disorders among them, on physical body functions. In SIP, PFL correspond to self-reported difficulties or inability to perform at least one of listed activities involving physical body functions (climbing a flight of stairs, bending and kneeling down, using hands for holding or grasping small objects, or cutting toenails) (Nagi, 1976). PFL proved to be relevant indicators of functional health, being strongly associated with activity limitations and related to work conditions (Cambois et al., 2005; Chau & Khlal, 2009; Leclerc et al., 2009; Weir, 2007).

2.1.2 Critical career characteristics.

- Qualification at first job. To represent the qualification at the beginning of the career, we considered the first job that lasted at least one year which was reported in the retrospective grid. Jobs were classified according to five socio-occupational classes illustrating different levels of skill and experience (Desrosières & Thévenot, 2002): self-employed (farm and business owners); highly skilled; skilled; low-skilled clerical and manual workers; unskilled clerical and manual workers. Regarding the two latter classes, it was recommended to distinguish unskilled vs skilled workers rather than clerical vs manual workers (Chardon, 2001), due to a substantial job mobility within unskilled and skilled categories with no significant changes in work conditions.

- Career types. Individuals' career types were assessed by the direction of the trajectory between socio-occupational class at first job and at the current (or last) job reported at the time of the survey. We considered five career types: upward, downward, stagnant, and in/out self-employment (Box 1). Whereas it does not account for the full work history, this indicator proved to be highly correlated with mortality and to provide sufficiently large groups for robust estimates, due to the clear health and mortality gradient across qualifications (Bartley & Plewis, 1997; Blane et al., 1999; Cambois, 2004; Karimi et al., 2015). Only a small proportion of the population (3.2%) had missing information for the first and/or last job; as this partial non-response may be selected, we constructed a separate category for this group.
- Career span. We measured the career span as the number of years between the first job (that lasted at least one year) in the retrospective grid and (1) the survey date for active people, or (2) the year of the last job for retired and other inactive people. This variable makes it possible to account for the variety of phases in career present in our study population.
- Career episodes of unemployment, inactivity and part-time work. Episodes of at least 1 year of inactivity, unemployment and part-time work are provided in the database; they were collected from the retrospective grid. We summed up the years in such episodes to obtain the percentage of the career span (as defined above) spent in inactivity, unemployment and part-time.
- Current activity status. We account for the activity status reported at the date of the survey: currently working, unemployed, retired, and inactive other than retired.

2.1.3 Covariates

- Health problems in the past. Earlier health disorders might be responsible for the observed career characteristics and partly explain current poor health. Analyses needed to control for this effect to assess association between health and career characteristics. Retrospective measures of MDE and PFL were not available, but two variables were used to reflect past health events. (1) The number of sickness leave periods is a proxy for a major health problem during working life. It is strongly related to poor health in later ages (Melchior et al., 2009). It was measured in SIP by the number of “periods

of sickness absence of at least six months” (which excludes maternity leave). (2) Past health problems were also measured by the number of past illnesses reported in the biographical grid (none, 1, 2, 3 and more).

- Sociodemographic variables. We controlled for sociodemographic characteristics known to be linked to health and occupational trajectories over the life course (Hughes & Waite, 2009; Pailhé et al., 2013; Read et al., 2011; van Hedel et al., 2015; Worts et al., 2013; Zhang & Hayward, 2006): 1) 3 levels of education (International Standard Classification of Education levels 0-2; 3-4; >4); 2) partnership at the time of the survey; 3) number of children ever had; and 4) age included as a continuous variable.

2.2 Analytic Strategy

We first assessed the relationship between career characteristics and health using logistic regressions on MDE and PFL for men and women, together and separately. An additional model (available on request) focused on comparing the stationary trajectories: stationary unskilled, skilled/low-skilled, highly skilled and self-employed. To consolidate our results, models were repeated with a selection of the study population, keeping only men and women in the labor force in 2006 (employed or unemployed) (online supplementary material Table S2).

In a second step we ran decomposition models. The health differences might be explained by the unequal distribution of career characteristics and/or by possible gender differences in health risks associated with these characteristics. We used an extension of the original decomposition model (Blinder, 1973; Oaxaca, 1973) adapted for non-linear models (Powers et al., 2011) (Supplementary material Box S1). The health difference is decomposed into two additive components: the “explained component” is the part of the difference due to different characteristics’ distributions (*i.e. residual difference when the same coefficients are applied to both genders*) and the “unexplained” component is the part of the difference due to different coefficients (*i.e. residual difference when the same distribution are applied to both genders*). The model provides the detailed contribution of each career characteristics.

3. Results

3.1 Descriptive statistics

In 2006, women aged 45-74 years were significantly more likely than men to report poor health: 10.6% (CI95%=[9.7-11.6]) of women vs 4.4% (CI95%=[3.7-5.0]) of men reported MDE and 30.0% (CI 95%=[28.9-31.8]) of women vs. 24.0% (CI95%=[22.6-25.4]) of men reported PFL. Table 1 confirmed a gender divide in careers in France. In the 45-74 age group, 57% of men and 53% of women (who ever worked at least 1 year) were currently active (employed or unemployed), women reported on average more frequently low-skilled and unskilled first job, stationary careers in such jobs and less frequently upward careers and self-employment. During their shorted career in average women experienced more interruptions of at least one year.

(Table 1 about here)

3.2 Health Differences and the Gender Career Divide

Logistic regression indicated that MDE was positively associated with current unemployment and inactivity (compared to employment) and time spent unemployed for men and women (Table 2). In women, it was also positively associated with time spent inactive and negatively associated with retirement in 2006 (compared to employment). In men, but not in women, MDE was negatively associated with low skilled first job compared with skilled and highly-skilled occupations, and with stationary trajectories compared with upward ones.

PFL was associated with self-employed and unskilled first jobs and current inactivity for men and women, with low-skilled first jobs for men and with time spent inactive for women. Regarding career types, PFL was associated with downward trajectories for women and stationary trajectories for men (in reference to upward). Among stationary trajectories only (model not shown), for women unskilled stationary careers were more strongly associated with PFL than skilled stationary trajectories.

(Table 2 about here)

Focusing only on men and women who were currently active (employed or seeking for a job) did not substantially change the conclusions but suggested a selection effect (supplementary material Table S2). For active men, first job in self-employed, low-skilled and unskilled were no longer associated with PFL. For active women, the time spent inactive was not associated with MDE. Finally, the association with stationary trajectories (vs upward) became significantly associated with PFL for active men, and becoming self-employed increased the MDE risk for active women.

3.2 Contribution of the Gender Career Divide to Women's Health Disadvantage

The explained component. The unequal distribution of career characteristics contributed significantly to gender health differences (Table 3). We found that 2.6 points of the gender difference in MDE (42% of the difference) and 4.1 points in PFL (65% of the difference) were due to different distribution in sociodemographic and career characteristics; in which the difference in distribution across career characteristics represented 1.7 points in MDE difference and 3 points in PFL difference.

(Table 3 about here)

The female over-representation of current and past inactivity and unemployment contributed positively to their MDE disadvantage. The lower-representation of first jobs in self-employed and in highly-skilled jobs and upward career contributed negatively. This can be linked to the previous findings showing that MDE was higher for men first job in highly skilled occupation and upward trajectories. The women's disadvantage in PFL is associated with the female over-representation of time spent inactive, of current inactivity and of downward trajectories. Their lower-representation of low-skilled and skilled first jobs decreased the female disadvantage in PFL, due to a strong association in men.

The unexplained component. Different health risks associated with sociodemographic characteristics, also contributed significantly to gender health differences (Table 3). We found that 3.6 points of the MDE difference and 2.2 points of the PFL difference were due to different health risks associated with sociodemographic and career characteristics. However, career characteristics virtually did not contribute: only a slightly smaller MDE risk was significantly associated with current

inactivity for women compared to men; this pattern tended to lower the female MDE disadvantage, but to a small extent. On the contrary, first jobs in self-employed, low-skilled and unskilled occupations were associated with a higher MDE risk for women than for men, adding to women's disadvantage. Gender difference in the PFL risks associated with career characteristics did not contribute to the gender PFL differences. However, the unexplained part of the decomposition for PFL is driven by the residual component to a much greater extent than it is for MDE.

4. Discussion and conclusion

4.1 Main outcomes

French women were more likely than men to present career characteristics that are associated with depressive symptoms and physical limitations. The unequal distribution of a number of these characteristics significantly contributed to women's disadvantage in MDE and PFL: overrepresentation of first job in low/unskilled occupations (for MDE), current inactivity (MDE and PFL) or unemployment (MDE), past periods of inactivity (MDE and PFL) or of unemployment (MDE), and downward careers (PFL).

Few gender differences in the health risk associated with the career characteristics contributed to the gender health gap: a smaller MDE probability for female (vs male) inactivity tended to slightly reduce the female disadvantage, without compensating the disadvantage due to its overrepresentation; a larger MDE probability for female (vs male) self-employed, low skilled and unskilled first jobs added to the disadvantage. Regarding this latter issue, we found that in men highly skilled first job and upward careers have a larger MDE probability compared to other classes and trajectories. This reverse gradient could be explained by the low propensity for men to report mental health problems in general, but especially in lower social classes (Annandale & Hunt, 1990); the job strain in upper classes could be a factor influencing the propensity to report MDE, while for women it seemed to be high across all classes.

Our results also suggest a "healthy worker effect" for some of these associations. Unskilled and self-employed first jobs were significantly associated with MDE and/or PFL, but the associations disappeared for active men in 2006 (they remained associated for active women). Past periods of

inactivity were associated with MDE and PFL for women, but the association disappeared among active women. These associations were therefore driven by those who were not in the labor force in 2006; considering only currently active people would have hidden them.

At this stage, these findings cannot support either a selection or a causal effect. Regarding the first job for men, we can assume that unskilled and self-employed occupations tended to expose more to the risk of withdrawing from work, especially due to poor health; but we can also assume that they tended to increase health risks, due to work conditions, which in turns increased the risk of inactivity. Regarding career interruptions for women, we can assume that inactivity periods partly resulted from health disorders, but that interruptions might also have affected women's health; by reducing incomes, work experiences or chances of promotion, and by increasing the risks of job insecurity, which are all linked to health risks (Albertsen et al., 2007; Arber & Khlat, 2002; Caroli & Godard, 2016; Ferrie et al., 2005; Jusot et al., 2008; Khlat et al., 2004; Kristensen et al., 2002; Salavecz et al., 2010; Siegrist, 1996; Swaen et al., 2004). However, our results are congruent with evidences that weak ties with labor market over the life course in women tend to increase health risks in later life, with variation according to family and socioeconomic trajectories (Lacey et al., 2015; Lacey et al., 2016; McMunn et al., 2006). A finer description of these periods of inactivity, and how they interact with current inactivity, would be useful to better assess their association with health.

We also found that current inactivity was related to a smaller MDE probability for women compared to men: this is congruent with the findings that women tend to withdraw from the labor force for reasons other than health and/or that inactivity might be less detrimental in women, as being more socially accepted. Inactivity could also possibly, in specific situations, alleviating work strain. However, this did not compensate the contribution made by the overrepresented current inactivity in women to their health disadvantage.

We did not find a clear association of career types with health, except for female downward careers and male stationary career with PFL (and a lower risk of MDE for stationary vs upward in men as above mentioned). It could be that the health association of unfavorable careers was better explained by the first job skill and career interruptions, included in the model, than by the type of career *per se*.

The early stages of the career could matter more, whereas women have fewer opportunities to move up in general and remain potentially exposed to detrimental work conditions (Guignon, 2008; Karimi et al., 2015; Liljegren & Ekberg, 2008; Malard et al., 2015).

Finally, our study brought new results for self-employment. Careers started as self-employed increased the PFL risks for both men and women, but the association is not significant among those currently in the labor force. Among active women, trajectories from employed to self-employed increased the risk of MDE in 2006. Similar patterns were found in France with mortality risks (Cambois & Laborde, 2011). As suggested above, a health selection effect might be at play, as poor health compromises self-employment activities more than salaried activities due to differences in social protection. The gender differences might be explained by contrasted work status and situations in French male and female self-employment. The self-employed class is very heterogeneous, but the limited number of self-employed in the sample prevented finer stratification (occupation, size of the business...) to precisely interpret these results.

Our results were controlled by a large number of past health and sociodemographic covariates, including family situations, available in this database. Women's health disadvantage might also be linked to cumulative disadvantages across activity spheres (work, domestic, family), with evidence of increasing health risk in situation of work-family strain (Berkman & O'Donnell, 2013; Cullati, 2014; Ertel et al., 2008; Khlat et al., 2000; Lundberg, 1996; McMunn et al., 2006; Melchior et al., 2007; Okechukwu et al., 2012; Plaisier et al., 2008; Sabbath et al., 2012). The effects of career characteristics found in our study were net of the family composition; however, they might be increased for specific family situations. The sample size prevented from further exploring possible interactions.

4.2 Study Limitations

Sample size was a general limitation. The lack of significance of some results may be due to small sample size rather than to the absence of an association with health (Type II errors). The numbers of respondents also limited the finer sub-division of career types. We had to consider large occupational classes and to summarize the careers using only two points in time, concealing multiple changes and

ignoring length of exposure in different occupational categories. However, as mentioned in section 2.1.2, the selected indicators were used before and proved to be correlated with health and mortality.

We were concerned by the definition of first job, so we tested alternative constructs (first job that had lasted at least two to five years, job at age 30). This did not change the observed careers, and it substantially decreased the sample (due to those who never remained that long in the same job or those with imprecise job at each specific age on the grid). We were also concerned by the large age range used; it includes retirement and there is evidence of gender differences in how retirement may be linked to health (Moen, 1996). To address this point, our models controlled for “retired” status and included the last occupational class to reconstruct career types; compared with employed, retired status was linked to a smaller risk of MDE that was significant for women, but not for men. The smaller proportion of women with retired status contributed positively to their MDE disadvantage. We also replicated the study on the sample of active men and women in 2006 to avoid including people who were already retired in the first wave; we found similar results in most cases, but highlighted a possible health selection effect as explained above. However, considering also inactive people allowed highlighting and discussing links between health and some career characteristics that would have been hidden by considering only the active population.

Another limitation was the retrospective data for characterizing careers. Indeed, based on respondents’ memory, the collected information was subject to *ex-post* reconstruction, mistakes or incompleteness. However, this survey was based on a biographical grid on which individuals simultaneously reported work, family and residential trajectories; this method tends to limit mistakes (Berney & Blane, 1997). In contrast, a strength of population surveys with retrospective information for studying health and career is their good representativeness; prospective datasets are general more reliable to describe life course trajectories, but they often suffer from selective attrition at follow-up.

Finally, we cannot conclude on the causal relationship between career and health in the observed associations, as mentioned earlier. But this was not the aim of this study. Our results highlighted a strong association of career attributes with health, net of the effect of past health disorders and long-term sickness absences, which were among the control variables. The study allowed demonstrating

differences in patterns for men and women that were more strongly linked to the distribution of career attributes than to a difference in the associated health risks.

4.3 Conclusion

So despite these limitations, our study has brought novel insights to the discussion on the association between careers and health. The survey we used allowed us to consider the whole population highlighting association of career characteristics with health also among those who temporary or definitely exited the labor force. We also considered all types of careers, including self-employed and different interrelated career characteristics for describing past careers and identifying their association with health.

Our study demonstrated that unequal distributions within genders of inactivity, first job qualification, interrupted and downwards careers were significantly associated with women’s health disadvantage, even while taking into account a large number of sociodemographic situations and past health problems. And women were not particularly protected by a reduced detrimental impact of these career characteristics, except for a slightly lower risk of MDE associated with inactivity than men.

The “gender health/survival paradox” (longer life but poorer health for women) is an important public health and social issue (Oksuzyan et al., 2008). It may not be such a paradox if evidence is found for unequal social determinants of health disorders over the career. Social organization, public policies and employer practices may help in reducing career interruptions and improving career opportunities; in certain circumstances, gender equity schemes, promoting work-family reconciliation, proved to be good for health (Arulampalam et al., 2007; Berkman et al., 2011; Borrell et al., 2014; Palencia et al., 2014; Pavalko & Henderson, 2006). Our results encourage us to further disentangle the relationship between career and health and assess whether gender equity regarding qualification at first job and the chance of career continuity could have positive returns on health and reduce the gender health gap in France.

References

- Albertsen, K., Lund, T., Christensen, K.B., Kristensen, T.S., & Villadsen, E. (2007). Predictors of disability pension over a 10-year period for men and women. *Scand J Public Health*, 35, 78-85.
- Amorim, P., Lecrubier, Y., Weiller, E., Hergueta, T., & Sheehan, D. (1998). DSM-IV-R Psychotic Disorders: procedural validity of the Mini International Neuropsychiatric Interview (MINI). Concordance and causes for discordance with the CIDI. *Eur Psychiatry* pp. 26-34). France.
- Annandale, E., & Hunt, K. (1990). Masculinity, femininity and sex: an exploration of their relative contribution to explaining gender differences in health. *Sociology of Health and Illness* pp. 24-46).
- Arber, S., & Khlat, M. (2002). Social and economic patterning of women's health in a changing world. *Soc Sci Med*, 54, 643-647.
- Arulampalam, W., Booth, A.L., & Bryan, M.L. (2007). Is There a Glass Ceiling over Europe? Exploring the Gender Pay Gap across the Wage Distribution. *Industrial and Labor Relations Review*, 60.
- Bahu, M., Coutrot, T., Herbet, J.-B., Mermilliod, C., & Rouxel, C. (2010). Parcours professionnels et état de santé. *Dossiers Solidarité Santé*, 1-12.
- Balleer, A., Gomez-Salvador, R., & Turunen, J. (2014). Labour force participation across Europe: a cohort-based analysis. *Empirical Economics*, 46, 1385-1415.
- Bartley, M., & Plewis, L. (1997). Does Health-selective effect account for socio-economic differences in health? Evidence from England and Wales, 1971 to 1991. *Journal of Health and Social Behaviour*, 38, 376-386.
- Berkman, L., Buxton, O., Ertel, K., & Okechukwu, C. (2011). Managers' practices related to work-family balance predict employee cardiovascular risk and sleep duration in extended care settings. *J Occup Health Psychol*, 15, 316-329.

- Berkman, L., & O'Donnell, E. (2013). The Pro-Family Workplace: Social and Economic Policies and Practices and Their Impacts on Child and Family Health. In N. Landale, S.M. McHale, & A. Booth (Eds.), *Families and Child Health. National Symposium on Family Issues*: Springer.
- Berney, L.R., & Blane, D.B. (1997). Collecting retrospective data: accuracy of recall after 50 years judged against historical records. *Soc Sci Med* pp. 1519-1525). England.
- Blane, D., Harding, S., & Rosato, M. (1999). Does social mobility affects the size of the socioeconomic differential? Evidence from the ONS Longitudinal Study. *Journal of Royal Statistic Society*, 162, 59-70.
- Blinder, A.S. (1973). Wage discrimination : Reduced form and structural estimates. *Journal of Human Resources*, 436-455.
- Booth, A., Francesconi, M., & Frank, J. (2003). A sticky floor model of promotion, pay and gender. *European Economic Review*, 47, 295-322.
- Borrell, C., Palencia, L., Muntaner, C., Urquia, M., Malmusi, D., & O'Campo, P. (2014). Influence of macrosocial policies on women's health and gender inequalities in health. *Epidemiol Rev*, 36, 31-48.
- Cambois, E. (2004). Careers and mortality: Evidences on how far occupational mobility predicts differentiated risks. *Social science and medicine*, 58, 2545-2558.
- Cambois, E., & Laborde, C. (2011). Occupational Mobility and Mortality in France: Links confirmed for Men, Emergent for Women. *Population E*, 2, 333-360.
- Cambois, E., Robine, J.-M., & Romieu, I. (2005). The influence of functional limitations and various demographic factors on self-reported activity restriction at older ages. *Disability and Rehabilitation*, 27, 871-883.

Campos-Serna, J., Ronda-Perez, E., Artazcoz, L., Moen, B.E., & Benavides, F.G. (2013). Gender inequalities in occupational health related to the unequal distribution of working and employment conditions: a systematic review. *Int J Equity Health* (p. 57). England.

Caroli, E., & Godard, M. (2016). Does job insecurity deteriorate health? A causal approach for europe. *Health Economics*, 25, 131–147.

Chardon, O. (2001). Les transformations de l'emploi non qualifié depuis vingt ans. *INSEE Première*, 1-4.

Chau, N., & Khlat, M. (2009). Strong association of physical job demands with functional limitations among active people: a population-based study in North-eastern France. *Int Arch Occup Environ Health*, 82, 857-866.

Cousteaux, A.-S. (2011). *Le masculin et le féminin au prisme de la santé et de ses inégalités sociales [Gender through the prism of health and its social inequalities]*: PhD - sociology - Institut d'Etudes Politiques de Paris - Sciences Po, pp 566.

Crimmins, E.M., Kim, J.K., & Sole-Auro, A. (2011). Gender differences in health: results from SHARE, ELSA and HRS. *Eur J Public Health*, 21, 81-91.

Cullati, S. (2014). The influence of work-family conflict trajectories on self-rated health trajectories in Switzerland: a life course approach. *Soc Sci Med*, 113, 23-33.

Desrosières, A., & Thévenot, L. (2002). *Les catégories socioprofessionnelles*. Paris: La Découverte.

Ertel, K.A., Koenen, K.C., & Berkman, L.F. (2008). Incorporating home demands into models of job strain: findings from the work, family, and health network. *J Occup Environ Med*, 50, 1244-1252.

Ferrie, J.E., Shipley, M.J., Newman, K., Stansfeld, S.A., & Marmot, M. (2005). Self-reported job insecurity and health in the Whitehall II study: potential explanations of the relationship. *Soc Sci Med*, 60, 1593-1602.

Fox, A.J., Goldblatt, P.O., & Jones, D.R. (1985). Social class mortality differentials: artefact, selection or life circumstances? *J Epidemiol Community Health*, 39, 1-8.

Gadinger, M.C., Fischer, J.E., Schneider, S., Terris, D.D., Kruckeberg, K., Yamamoto, S., et al. (2010). Gender moderates the health-effects of job strain in managers. *Int Arch Occup Environ Health*, 83, 531-541.

Gobillon, L., Meurs, D., & Roux, S. (2015). Estimating Gender Differences in Access to Jobs. *Journal of Labor Economics*, 33, 317-363.

Goffman, E. (1977). The arrangement between the sexes. *Theory and Society*, 4, 301-331.

Guignon, N. (2008). Risques professionnels : les femmes sont-elles à l'abri ? *Femmes et Hommes : Regards sur la parité* pp. 51-63). Paris: INSEE.

Hughes, M.E., & Waite, L.J. (2009). Marital biography and health at mid-life. *J Health Soc Behav*, 50, 344-358.

Jusot, F., Khlat, M., Rochereau, T., & Sermet, C. (2008). Job loss from poor health, smoking and obesity: a national prospective survey in France. *J Epidemiol Community Health*, 62, 332-337.

Karasek, R., Brisson, C., Kawakami, N., Houtman, I., Bongers, P., & Amick, B. (1998). The Job Content Questionnaire (JCQ): an instrument for internationally comparative assessments of psychosocial job characteristics. *J Occup Health Psychol*, 3, 322-355.

Karimi, M., Geoffroy-Perez, B., Fouquet, A., Latouche, A., & Rey, G. (2015). Socioprofessional trajectories and mortality in France, 1976-2002: a longitudinal follow-up of administrative data. *J Epidemiol Community Health* pp. 339-346). England.

Khlat, M., Sermet, C., & Le Pape, A. (2000). Women's health in relation with their family and work roles: France in the early 1990s. *Soc Sci Med*, 50, 1807-1825.

Khlat, M., Sermet, C., & Le Pape, A. (2004). Increased prevalence of depression, smoking, heavy drinking and use of psycho-active drugs among unemployed men in France. *Eur J Epidemiol*, 19, 445-451.

Kristensen, T.S., Borg, V., & Hannerz, H. (2002). Socioeconomic status and psychosocial work environment: results from a Danish national study. *Scand J Public Health Suppl*, 59, 41-48.

Lacey, R., Sacker, A., Kumari, M., Worts, D., McDonough, P., Booker, C., et al. (2015). Work-family life courses and markers of stress and inflammation in mid-life: evidence from the National Child Development Study. *Int J Epidemiol*.

Lacey, R., Stafford, M., Sacker, A., & McMunn, A. (2016). Work-Family Life Courses and Subjective Wellbeing in the MRC National Survey of Health and Development (the 1946 British birth cohort study). *J Popul Ageing* pp. 69-89).

Laszlo, K.D., Pihart, H., Kopp, M.S., Bobak, M., Pajak, A., Malyutina, S., et al. (2010). Job insecurity and health: a study of 16 European countries. *Soc Sci Med*, 70, 867-874.

Leclerc, A., Gourmelen, J., Chastang, J., Plouvier, S., Niedhammer, I., & Lanoe, J.L. (2009). Level of education and back pain in France: the role of demographic, lifestyle and physical work factors. *Int Arch Occup Environ Health*, 82, 643-652.

Liljegren, M., & Ekberg, K. (2008). The longitudinal relationship between job mobility, perceived organizational justice, and health. *BMC Public Health*, 8, 164.

Lundberg, U. (1996). Influence of paid and unpaid work on psychophysiological stress responses of men and women. *J Occup Health Psychol*, 1, 117-130.

Lundborga, P., Nilssonb, M., & Vikströmc, J. (2015). Heterogeneity in the impact of health shocks on labour outcomes: evidence from Swedish workers. *Oxford Economic Papers*, 67, 715-739.

Malard, L., Chastang, J.F., & Niedhammer, I. (2015). Changes in psychosocial work factors in the French working population between 2006 and 2010. *Int Arch Occup Environ Health*, 88, 235-246.

McMunn, A., Bartley, M., Hardy, R., & Kuh, D. (2006). Life course social roles and women's health in mid-life: causation or selection? *J Epidemiol Community Health* pp. 484-489). England.

Melchior, M., Berkman, L., Niedhammer, I., Zins, M., & Goldberg, M. (2007). The mental health effects of multiple work and family demands. A prospective study of psychiatric sickness absence in the French GAZEL study. *Soc Psychiatry Psychiatr Epidemiol*, 42, 573-582.

Melchior, M., Ferrie, J.E., Alexanderson, K., Goldberg, M., Kivimaki, M., Singh-Manoux, A., et al. (2009). Using sickness absence records to predict future depression in a working population: prospective findings from the GAZEL cohort. *Am J Public Health*, 99, 1417-1422.

Melchior, M., Goldberg, M., Krieger, N., Kawachi, I., Menvielle, G., Zins, M., et al. (2005). Occupational class, occupational mobility and cancer incidence among middle-aged men and women: a prospective study of the French GAZEL cohort*. *Cancer Causes Control*, 16, 515-524.

Menendez, M., Benach, J., Muntaner, C., Amable, M., & O'Campo, P. (2007). Is precarious employment more damaging to women's health than men's? *Soc Sci Med* pp. 776-781). England.

Moen, P. (1996). A life course perspective on retirement, gender, and well-being. *J Occup Health Psychol*, 1, 131-144.

Moen, P., & Chermack, K. (2005). Gender disparities in health: strategic selection, careers, and cycles of control. *J Gerontol B Psychol Sci Soc Sci* pp. 99-108). United States.

Nagi, S. (1976). An epidemiology of disability among adults in the United States. *Milbank Memorial Fund Quarterly / Health ans Society*, 54, 439-467.

Niedhammer, I., Malard, L., & Chastang, J.F. (2015). Occupational factors and subsequent major depressive and generalized anxiety disorders in the prospective French national SIP study. *BMC Public Health* (p. 200). England.

Oaxaca, R. (1973). Male-female wage differentials in urban labor market. *International Economic Review*, 14, 693-709.

OECD (2012). *Closing the Gender Gap: Act now*: OECD.

Okechukwu, C.A., El Ayadi, A.M., Tamers, S.L., Sabbath, E.L., & Berkman, L. (2012). Household food insufficiency, financial strain, work-family spillover, and depressive symptoms in the working class: the Work, Family, and Health Network study. *Am J Public Health*, 102, 126-133.

Oksuzyan, A., Juel, K., Vaupel, J.W., & Christensen, K. (2008). Men: good health and high mortality. Sex differences in health and aging. *Aging Clin Exp Res*, 20, 91-102.

Pailhé, A., Robette, N., & Solaz, A. (2013). Work and family over the life course A typology of French long-lasting couples using optimal matching. *Longitudinal and Life Course Research*, 4, 196-217.

Palencia, L., Malmusi, D., De Moortel, D., Artazcoz, L., Backhans, M., Vanroelen, C., et al. (2014). The influence of gender equality policies on gender inequalities in health in Europe. *Soc Sci Med*, 117, 25-33.

Pavalko, E.K., Elder, G.H., & Clipp, E.C. (1993). Worklives and longevity: insights from a life course perspective. *Journal of Health and Social Behavior*, 34, 363-380.

Pavalko, E.K., & Henderson, K.A. (2006). Combining Care Work and Paid Work Do Workplace Policies Make a Difference? *Research on Aging*, 28, 359-374.

Plaisier, I., de Bruijn, J.G., Smit, J.H., de Graaf, R., Ten Have, M., Beekman, A.T., et al. (2008). Work and family roles and the association with depressive and anxiety disorders: differences between men and women. *J Affect Disord*, 105, 63-72.

Powers, D.A., Yoshioka, H., & Myeong-Su, Y. (2011). mvdcmp: Multivariate decomposition for nonlinear response models. *The Stata Journal*, 11, 556-576.

Read, S., Grundy, E., & Wolf, D.A. (2011). Fertility history, health, and health changes in later life: a panel study of British women and men born 1923-49. *Popul Stud (Camb)*, 65, 201-215.

Ribet, C., Zins, M., Gueguen, A., Bingham, A., Goldberg, M., Ducimetiere, P., et al. (2003). Occupational mobility and risk factors in working men: selection, causality or both? Results from the GAZEL study. *J Epidemiol Community Health*, 57, 901-906.

Robroek, S.J., Schuring, M., Croezen, S., Stattin, M., & Burdorf, A. (2013). Poor health, unhealthy behaviors, and unfavorable work characteristics influence pathways of exit from paid employment among older workers in Europe: a four year follow-up study. *Scand J Work Environ Health*, 39, 125-133.

Sabbath, E.L., Melchior, M., Goldberg, M., Zins, M., & Berkman, L.F. (2012). Work and family demands: predictors of all-cause sickness absence in the GAZEL cohort. *Eur J Public Health*, 22, 101-106.

Salavecz, G., Chandola, T., Pikhart, H., Dragano, N., Siegrist, J., Jockel, K.H., et al. (2010). Work stress and health in Western European and post-communist countries: an East-West comparison study. *J Epidemiol Community Health*, 64, 57-62.

Sheehan, D.V., Lecrubier, Y., Sheehan, K.H., Amorim, P., Janavs, J., Weiller, E., et al. (1998). The Mini-International Neuropsychiatric Interview (M.I.N.I.): the development and validation of a structured diagnostic psychiatric interview for DSM-IV and ICD-10. *J Clin Psychiatry*, 59 Suppl 20, 22-33;quiz 34-57.

Siegrist, J. (1996). Adverse Health Effects of High Effort Low Reward Conditions. *J Occup Health Psychol*, 1, 27-41.

Stone, J., Evandrou, M., Falkingham, J., & Vlachantoni, A. (2015). Women's economic activity trajectories over the life course: implications for the self-rated health of women aged 64+ in England. *J Epidemiol Community Health* pp. 873-879). England.

Stronks, K., van de Mheen, H., van den Bos, J., & Mackenbach, J.P. (1995). Smaller socioeconomic inequalities in health among women: the role of employment status. *Int J Epidemiol*, 24, 559-568.

Swaen, G.M., Bultmann, U., Kant, I.J., & van Amelsvoort, L.G. (2004). Effects of job insecurity from a workplace closure threat on fatigue and psychological distress. *Journal of Occupational and Environmental Medicine*, 46, 443-449.

Van de Velde, S., Bracke, P., & Levecque, K. (2010). Gender differences in depression in 23 European countries. Cross-national variation in the gender gap in depression. *Soc Sci Med* pp. 305-313). England.

van Hedel, K., van Lenthe, F.J., Avendano, M., Bopp, M., Esnaola, S., Kovács, K., et al. (2015). Marital Status, Labour Force Activity and Mortality: A Study of the United States and 6 European Countries. *Scand J Public Health*, 43, 469-480.

Vermeulen, M., & Mustard, C. (2000). Gender differences in job strain, social support at work, and psychological distress. *J Occup Health Psychol*, 5, 428-440.

Weir, D. (2007). Are baby boomers living well longer? In B. Madrian, O. Mitchell, & B. Soldo (Eds.), *Redefining Retirement: How Will Boomers Fare?* pp. 95-111). Oxford: Oxford University Press.

Worts, D., Sacker, A., McMunn, A., & McDonough, P. (2013). Individualization, opportunity and jeopardy in American women's work and family lives: a multi-state sequence analysis. *Adv Life Course Res*, 18, 296-318.

Zhang, Z., & Hayward, M.D. (2006). Gender, the Marital Life Course, and Cardiovascular Disease in Late Midlife. *Journal of marriage and family*, 68, 639-657.

Box 1: The five career types based on first and current (or last) occupational class

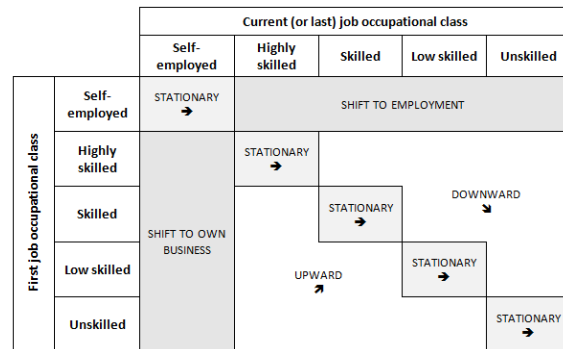


Table 1
Distribution of Career Characteristics and Sociodemographic Characteristics in Men and Women Aged 45-74 Years, 2006

		Men		Women	
		Sample size	%	Sample size	%
All		3524		4013	
1st job (>1 year)	Farmers	260	6.9	168	4.2
	Self-employed	68	2.1	75	1.9
	Highly skilled	263	8.0	234	5.9
	Skilled	502	15.1	637	15.6
	Low-skilled	1143	33.4	1389	35.9
	Unskilled	1244	34.6	1460	36.6
	Missing	44	1.1	50	1.3
Career type	Downward	406	11.4	459	11.9
	Unskilled stationary	598	15.7	974	24.0
	Self-employed to employed	148	3.9	94	2.3
	Stationary	578	16.4	1073	26.5
	Self-employed stationary	172	4.7	145	3.6
	Employed to self-employed	325	9.7	212	6.0
	Highly skilled stationary	207	6.3	201	5.0
	Upward	949	27.8	752	18.1
	Missing	141	4.0	103	2.6
Status	Working	1734	52.8	1860	47.0
	Unemployed	150	3.9	221	5.5
	Retired	1495	39.2	1399	34.6
	Inactive other than retired	145	4.1	533	13.0
Length of career (mean)			33.0		30.4
% spent inactive (mean)			2.5%		12.9%
% spent unemployed (mean)			2.2%		2.9%
% spent part-time (mean)			1.5%		11.5%

Table 2

Logistic Regressions for Major Depressive Episodes, Physical Functional Limitations after Adjusting on Sociodemographic Variables⁽¹⁾. Men and Women aged 45-74, 2006.

	Major Depressive Episodes (MDE)			Physical Functional Limitations (PFL)		
	All	Men	Women	All	Men	Women
Model 1 (1)						
Women vs. Men	2.04***			1.16*		
Skilled occupation at first job (REF)	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
Self-employed	1.20	0.47	1.76	1.72***	1.72**	1.71**
Highly skilled	1.20	1.75	1.02	1.07	1.03	1.01
Low-skilled	0.94	0.56*	1.22	1.20	1.42*	1.04
Unskilled	0.94	0.57	1.29	1.62***	1.79***	1.52**
Unknown	0.29*	0.77	0.16*	1.51	1.01	2.07
Years of career span	1.00	0.99	1.00	1.00	1.00	0.99
Employed (REF)	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
Retired	0.71*	0.75	0.70*	1.04	0.87	1.24
Unemployed	1.79***	1.93*	1.62**	1.35	1.25	1.48
Inactive	1.81***	2.93***	1.53**	1.90***	3.38***	1.54***
% of career span unemployed	1.02***	1.02*	1.02**	1.01**	1.01	1.01
% of career span inactive	1.01***	1.02	1.01**	1.01***	0.99	1.01***
% of career span in part time	1.00	0.99	1.00	1.00	1.00	0.99
Upward trajectory (REF)	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
Downward	0.99	0.56	1.44	1.41***	1.34	1.43*
Stationary	0.88	0.66*	1.07	1.20**	1.31**	1.07
Self-employed to employed	0.76	0.84	0.85	1.13	1.52	0.72
Employed to Self-employed	0.92	0.85	0.96	1.03	1.04	0.99
Unknown	1.54	0.73	2.65**	1.25	1.32	1.05

⁽¹⁾ Adjusted for age, education, partnership status, number of children, number of past diseases, number of sickness absences.

Statistical significance: *for $p < 10\%$ | ** for $p < 5\%$ | *** for $p < 1\%$

Table 3

Decomposition⁺ of women-men prevalence difference and the Contribution of the Individual Career Attributes to for Major Depressive Episodes and Physical Functional Limitations: Explained (# in Distribution) and Unexplained Components (including # in Coefficients) of the difference, using Normalized Weights. Men and Women aged 45-74, 2006⁽¹⁾

		Major Depressive Episodes		Physical Functional Limitations	
		MDE		PFL	
Prevalence difference (Women-Men)		6.2***		6.3***	
		Explained	Unexplained	Explained	Unexplained
Total contribution⁺⁺		2.6***	3.6***	4.1***	2.2*
Detailed contribution of career attributes					
Status (2006)	Retired	0.15*	-0.13	-0.18	5.41
	Unemployed	0.07**	-0.03	0.11	0.26
	Inactive	0.34**	-0.11*	0.71**	-1.28
Career span		0.08	0.30	0.25	-7.05
% inactivity in career span		0.67**	-0.11	1.56***	1.58
% unemployment in career span		0.09**	0.01	0.11	-0.02
% part-time in career span		0.33	0.06	0.17	-0.14
1st job	Self-employed	-0.18**	0.44*	-0.13	-0.15
	Highly skilled	-0.03	-0.22	0.11	-0.18
	Skilled	0.01	-0.08	-0.02*	-0.21
	Low-skilled	0.07	0.91**	-0.11*	-4.53
	Unskilled	0.07**	1.00*	0.05	2.67
	Unknown	-0.03**	-0.08	0.02	0.30
Trajectory	Downward	0.01	0.23	0.03**	1.17
	Stationary	-0.20	0.02	0.14	-0.07
	Self-employed to employed	0.05	-0.08	0.11	-0.87
	Employed to self-employed	0.08	-0.15	0.02	0.55
	Upward	0.18	-0.56	0.04	2.14
	Unknown	-0.10**	0.14	-0.01	-0.05
Total career attributes		1.66	1.52	2.96	-5.8
Total sociodemographic characteristics		0.96	3.95	1.14	-30.84
Residual unexplained components			-1.84		38.87

⁺ Decomposition of the difference (Power et al., 2011)

$$\bar{Y}^W - \bar{Y}^M = \underbrace{[F(X_W\beta_W) - F(X_M\beta_W)]}_{\text{Explained component}} + \underbrace{[F(X_M\beta_W) - F(X_M\beta_M)]}_{\text{Unexplained component}}$$

⁺⁺ The sum of the percentage points equals the total contribution, and the total gender difference equals the sum of the total contribution to the explained and unexplained components of the decomposition.

⁽¹⁾ Adjusted for age, education, partnership status, number of children, number of past diseases, number of sickness absences.

ANNEXE 9.

Cambois E, Garrouste C, Lafontaine A, Pailhé A. (2016) Gender-specific career characteristics and health trajectories in France: A long-term harm of unskilled first jobs, career disruptions, and downward mobility. Pp 12

Gender-specific career characteristics and health trajectories in France: A long-term harm of unskilled first jobs, career disruptions, and downward mobility

Emmanuelle Cambois¹, Clémentine Garroute², Antoine Lafontaine³ and Ariane Pailhé¹

¹ INED, ² Paris Dauphine University, ³ ENSAI Rennes

Abstract

Due to the well-documented gender occupational career divide, related to the persistent sexual division of labor, key career characteristics are unevenly distributed in men and women: low-skilled first job, downward occupational trajectory, career's interruptions are overrepresented in women. These characteristics are interrelated and usually associated to poor health. Therefore this gender career divide might contribute to women's health disadvantage. In this study, we investigated whether these unequally distributed characteristics have an independent and long-lasting impact on men's and women's health. We used the French population survey "Health and Occupational Trajectories" comprising 2 waves (2006 and 2010). We focused on the 45-74 year-old individuals who were present at both waves, being either in the labor force or retired in 2006 ($n = 5,904$). The 2006 wave comprises retrospective information on occupations which allowed characterizing the respondents' careers prior to 2006. First, multinomial logistic regressions assessed whether past career characteristics impacted the health trajectories which were measured by changes in self-perceived health (SPH) reported in 2006 and 2010. Second, nested logistic models assessed whether the impact was mediated by most recent career characteristics. All models were adjusted on current and past sociodemographic and health variables. We found that the unskilled first jobs, interrupted or downward careers prior to 2006 impacted the 2006-2010 SPH trajectories in women; detrimental characteristics in men were downward and stationary trajectories, as well as shift from self-employed to employed occupations. Their impact was significant independently of the other past career characteristics and, in most cases, independently of the recent career changes observed between the two waves. The gender inequalities in first job opportunities and career discontinuity have long term health consequences for women. These results encourage further investigating how policies promoting equity in the labor force could help improving health and reducing the women's health disadvantage.

INTRODUCTION

Large inequalities in health and mortality are related to both occupational classes and occupational trajectories throughout the life course. Withdrawals from the labor force, unemployment periods, downward trajectories, disrupted careers or work histories of weak ties to the employment have been identified as critical career characteristics that increase health and mortality risks [1-10].

These characteristics are much more frequent in women's careers, in France and elsewhere, due to the persistent sexual division of labor and the uneven involvement of men and women in work, family and domestic activities [11]. Unequal distribution of these potentially detrimental career characteristics within male and female populations might thus be involved in female-male health gap: women's disadvantage being especially marked for depressive symptoms and physical functioning [12, 13]. How gender career divide interferes with health can therefore be an important public health issue; it results partly from social organization and might be potentially influenced by public policies [14].

Men's and women's occupational differ significantly in most countries due to gender-specific differences in commitments to work and family: women tend to adjust their working time to the needs

of their family, at the expense of their own career and income [15-17]. Women also experience fewer promotions, with both a limited access to the top positions and a limited chance to progress from unskilled jobs [18-20]. In turn, women's lower earnings [21] increase the probability that they will withdraw from work when adjustment is needed.

This context induces gender differences in different key career characteristics which are potentially associated with health: qualification at early stage of the career (more unskilled jobs for women); work interruptions through inactivity (more frequent for women); the direction of the career (fewer promotions for women). These characteristics are interrelated but each of them might have a specific relationship with health. Several pathways explain why these relationships, with gender differences. Career direction, work (and work-family) histories, work conditions, or career interruptions are related with poor health. However, it is unclear whether each of the career characteristics independently exposes men and women to health risks. This study aimed at assessing how each of the career characteristics was associated with health trajectories for men and women and whether the observed effects held independently on the most recent occupational changes.

DATA

The Health and Occupational Trajectory survey "Santé et Itinéraire Professionnel" (SIP) was conducted in 2006 by the French statistical institute in metropolitan France. The sample was representative of the population of private households aged 19 to 74 years old (76% participation rate) [22]. This survey collected information on current health and past health problems, and on current employment and past occupations; past information was collected using a retrospective grid and allowed characterizing the respondents' careers with several indicators. A second wave of interview was conducted in 2010. In 2010, about 80% of participants could be re-interviewed ($N=11,016$); the questionnaire was identical to that of the first wave, with supplementary questions on events that had occurred since 2006. Our analytical sample was made up of 2933 men and 2971 women aged 45 to 74 years old in 2006 reporting working, being unemployed or retired in 2006. We did not include the inactive men and women (other than retired) in this exploratory study in order to get rid of the healthy worker effect; inactivity is partly due to poor health preventing from getting a job, remaining in a job and returning to a job. This restricted sample allowed accounting for long term detrimental effect of past careers based on those who were not yet out of the labor force due to poor health.

Health measure

Poor self-perceived health (SPH) usually reflects both physical and mental disorders, and it is highly correlated with future mortality risk, chronic illness, use of health care, and functional decline [23, 24]. Perceived health is a multidimensional indicator with a complex construct [25, 26]. It has associations with career characteristics and work conditions [27-29]. SIP's question is "How is your general state of health?" poor SPH was measured by the answers "poor" and "very poor" (vs. very good, good, fair).

Critical career characteristics.

Qualification at first job. To represent the qualification at the beginning of the career, we considered the first job that lasted at least one year which was reported in the retrospective grid. Jobs were classified according to five socio-occupational classes illustrating different levels of skill and experience [30]: self-employed (farm and business owners); highly skilled; skilled; low-skilled clerical and manual workers; unskilled clerical and manual workers. Regarding the two latter classes, it was recommended to distinguish unskilled vs skilled workers rather than clerical vs manual workers [31], due to a substantial job mobility within unskilled and skilled categories with no significant changes in work conditions.

Career types. Individuals' career types were assessed by the direction of the trajectory between socio-occupational class at first job and at the current (or last) job reported at the time of the survey. We considered five career types: upward, downward, stagnant, and in/out self-employment (Box 1). Whereas it does not account for the full work history, this indicator proved to be highly correlated with mortality and to provide sufficiently large groups for robust estimates, due to the clear health and mortality gradient across qualifications [2-5]. Only a small proportion of the population (3.2%) had missing information for the first and/or last job; as this partial non-response may be selected, we constructed a separate category for this group. The measure was also applied to trajectories between 2006 and 2010.

Career episodes of inactivity. We measured the career span as the number of years between the first job (that lasted at least one year) in the retrospective grid and (1) the survey date for active people, or (2) the year of the last job for retired and other inactive people. Episodes of at least 1 year of inactivity are provided in the database; they were collected from the retrospective grid. We summed up the years in such episodes to obtain the percentage of the career span (as defined above) spent in inactivity. We considered tiers based on the distribution of our study population excluding the zero category which correspond to (1) less than 4% of the career spent inactive; (2) between 4% and 15%; (3) more than 15%. The zero category was then grouped with the 1st tier. The measure was also applied to identify episodes experienced within 2006 and 2010.

Other career characteristic as control variables

Career span and episodes of unemployment, and part-time work. Episodes of at least 1 year of unemployment and part-time work are provided in the database. We controlled for the time spent in such episodes as well as for the total career span. This latter variable makes it possible to account for the variety of phases in career present in our study population.

Current activity status. We account for the activity status reported in 2006: working, unemployed, retired.

Other covariates

Health problems in the past. Earlier health disorders might be responsible for the observed career characteristics and partly explain current poor health. Analyses needed to control for this effect to assess association between health and career characteristics. Retrospective measures of SPH were not available, but two variables were used to reflect past health events. (1) The number of sickness leave periods is a proxy for a major health problem during working life. It is strongly related to poor health in later ages [32]. It was measured in SIP by the number of “periods of sickness absence of at least six months” (which excludes maternity leave). (2) Past health problems were also measured by the number of past illnesses reported in the biographical grid (none, 1, 2, 3 and more).

Sociodemographic variables. We controlled for sociodemographic characteristics known to be linked to health and occupational trajectories over the life course [16, 17, 33-36]: 1) 3 levels of education (International Standard Classification of Education levels 0-2;3-4; >4); 2) partnership at the time of the survey; 3) number of children ever had; and 4) age included as a continuous variable.

ANALYTIC STRATEGY

We first assessed the relationship between career characteristics observed prior to 2006 and SPH in 2010, using logistic regressions for men and women, together and separately. We repeated the model based on the selected sample of men and women reporting good SPH in 2006. In a second step, in order to describe the dynamics, we performed multinomial logistic regressions showing the impact of career characteristics on the health trajectories between 2006 and 2010; we derived the corresponding predicted probabilities associated with 1st job qualification, time spent inactive and the career types.

Lastly, we evaluated to what extent the association between past career characteristics and SPH in 2010 was indeed explained by a direct effect of the past career characteristics and to what extent it was mediated by related recent changes in the career. We used the KHB method, developed for comparing estimated coefficients of two nested non-linear probability models [37, 38]. We conducted separate KHB models for each of the career characteristics under consideration and assess the total and direct effect on being in poor SPH in 2010 for men and women in good SPH in 2006.

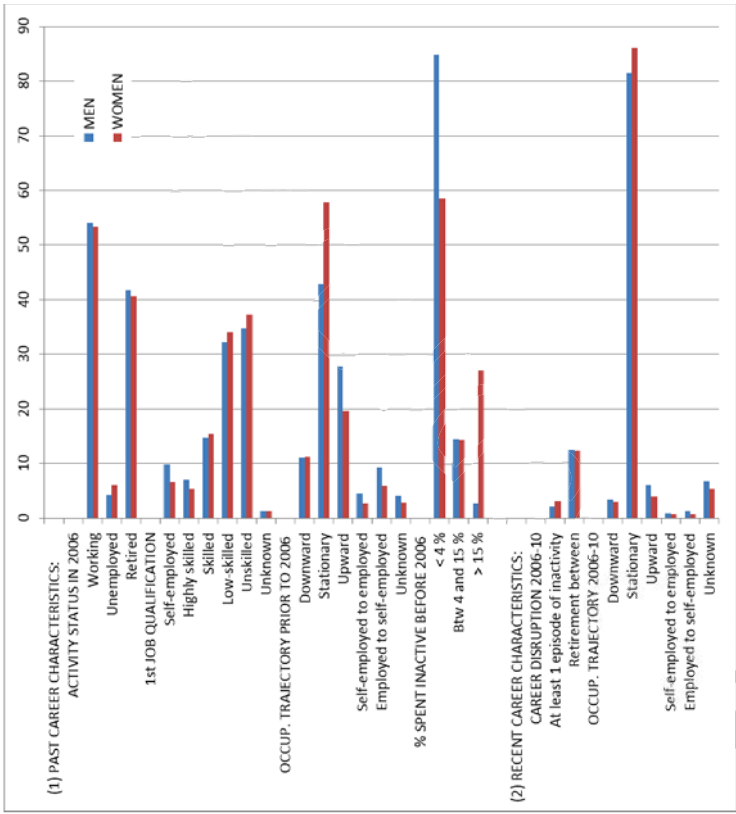
RESULTS

Gender-specific career characteristics

Among men and women who reported being in the labour force or retired in 2006 (excluding those reporting other inactive status in 2006 – sickness, housekeeping...), 33% of men and 37% of women reported poor SPH. Regarding career characteristics, men and women differed by a larger female unemployment in 2006 (Figure 1). Highly skilled first jobs and Self-employment were less frequent in women and they were also much less likely to experience promotion over their career span prior to 2006. Regarding career continuity, women were more likely to have experienced episodes of inactivity

than men, especially long lasting ones, even in this selected population which exclude the currently inactive (other than retired); about 15% of men and women have experienced between 4 to 15% of their career span in inactivity.

Figure 1. Male and female distribution across past and recent career characteristics
Men and women aged 45-74 years old working, being retired or unemployed in 2006



Career characteristics prior to 2006 and health status in 2010

Table 1 showed a number of past career characteristics which were associated with poor SPH in 2010, considering both the whole sample (Model 1) and the selection of those who reported good SPH in 2006 (Model 2): first job in self-employment or unskilled job, between 4% and 15% inactivity over the career and downward career in women; first job in self-employment, unskilled, downward and stationary trajectories as well as shifting from (Model 1) and towards (Model 2) self-employment in men.

Table 1. ORs of poor SPH in 2010 according to past career characteristics in the whole sample (Model 1) and in men and women in good SPH in 2006 (Model 2)*. Men and women aged 45-74 years old, being retired, working or unemployed in 2006

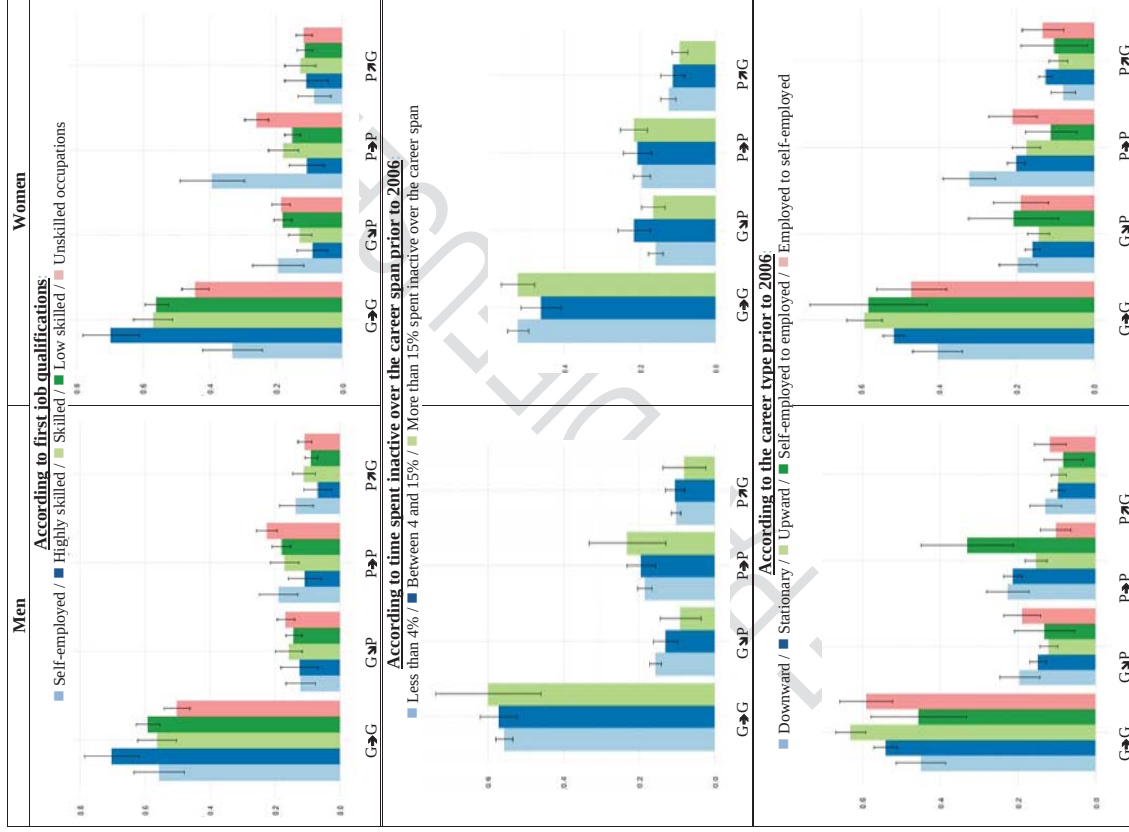
	Model 1: Whole sample			Model 2: Men and women in good perceived health in 2006		
	All	Men	Women	All	Men	Women
1st JOB QUALIFICATION :						
Skilled (REF)	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
Self-employed	1.58**	0.89	3.26***	1.32	0.77	2.61**
Highly skilled	0.63**	0.62*	0.57**	0.61*	0.62	0.58
Low-skilled	1.06	0.98	1.13	1.14	0.84	1.43
Unskilled	1.52***	1.30	1.82***	1.48**	1.14	1.83**
Unknown	1.22	1.36	0.95	1.29	1.96	0.65
% SPENT INACTIVE BEFORE 2006 :						
< 4 % (REF)	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
Btw 4 and 15%	1.08	0.92	1.33**	1.12	0.82	1.52**
> 15%	1.06	0.97	1.16	0.86	0.54	1.02
OCCUP. TRAJECTORY PRIOR TO 2006						
Upward (REF)	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
Downward	2.03***	1.85***	2.24***	2.11***	2.17***	1.95***
Stationary	1.33***	1.49***	1.18	1.38**	1.42**	1.28
Self-employed to employed	1.47	2.32***	0.89	1.42	1.38	1.44
Employed to self-employed	1.14	1.02	1.36	1.58**	1.60**	1.72
Unknown	1.73**	1.47	2.36*	2.35**	1.67	3.91***

* Logistic regressions adjusted for age, education, partnership status, number of children, number of past diseases, number of sickness absences and career characteristics prior to 2006

Career characteristics prior to 2006 and health trajectories between 2006 and 2010

The first job qualification is associated to the health trajectories between 2006 and 2010. For both men and women, highly skilled and unskilled first job showed significant differences in their SPH trajectories (Figure 2). Starting the career in highly skilled occupation increased the probability of good SPH and reduces the probability of being in poor SPH at both waves; in women, it reduced the probability of SPH deterioration among those in good SPH at first wave. In women, self-employed first job also reduces the probability of being in good SPH at both waves, and increased the probability of SPH deterioration and of poor SPH at both waves. Career disruption (4%-15%) for women increased the risk of health deterioration. Regarding the career type, we found a significant lower probability of being in poor SPH at both waves for downward and stationary trajectories compared to upward trajectories. For women, downward trajectories increase the risk of poor SRH at both dates reduced the chance if improving SPH. For men, downward trajectories increase the risk of SPH deterioration. We also found contrasted pattern regarding self-employment for men and women: unfavorable health trajectories for women who became self-employed and for men who shifted from self-employment to employment.

Figure 2. Predicted probabilities of SPH trajectories (2006-10) according to career characteristics*
Good in 2006 and 2010 (G→G) / Good to Poor (G→P) / Poor in 2006 and 2010 (P→P) / Poor to Good SPH (G→P)



*Estimated by a multinomial logistic regression adjusted for age, education, partnership status, number of children, number of past diseases, number of sickness absences + career characteristics prior to 2006 and btw 2006 and 2010 – The probabilities are adjusted for the average level of the covariates.

Total and direct effect of career characteristics prior to 2006 on poor health in 2010 in men and women in good health in 2006

Accounting for recent career changes had little impact of the outcomes (Table 2). Focusing on men and women in good SPH in 2006, the Model 4 showed that recent episodes of inactivity increased poor SPH in 2010 for both sexes whereas definitive exit via retirement reduces the risk for men. Recent upward move for women and recent shift to self-employment reduced the risk of poor SPH. After accounting for recent changes, we found that the detrimental impact of low-skilled vs skilled first job in women become statistically significant; the recent changes associated with this characteristic tended to reduce the effective association. The shift from employed to self-employed become significantly associated with poor SPH in women and was no longer significant for men.

Table 2. ORs of poor Self-perceived health (SPH) in 2010 among people in good SPH in 2006 according to career characteristics prior to 2006, without and with control for recent career characteristics

	MODEL (3) WITHOUT THE RECENT CHANGES			MODEL (4) WITH THE RECENT CHANGES		
	ALL	MEN	WOMEN	ALL	MEN	WOMEN
CAREER CHARACTERISTICS IN 2006 AND PRIOR TO 2006						
1st JOB QUALIFICATION :						
Skilled (REF)	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
Self-employed	1.32	0.77	2.61**	1.27	0.67	2.96***
Highly skilled	0.61*	0.62	0.58	0.62*	0.65	0.58
Low-skilled	1.14	0.84	1.43	1.13	0.81	1.48*
Unskilled	1.48**	1.14	1.83**	1.46**	1.05	1.94**
Unknown	1.29	1.96	0.65	1.39	1.75	0.98
% SPENT INACTIVE PRIOR TO 2006:						
< 4 % (REF)	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
Btw 4 and 15%	1.12	0.82	1.52**	1.08	0.76	1.48*
> 15%	0.86	0.54	1.02	0.80	0.49	0.97
TRAJECTORY PRIOR TO 2006						
Upward (REF)	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
Downward	2.11***	2.17***	1.95***	2.01***	2.06***	1.89**
Stationary	1.38**	1.42**	1.28	1.32***	1.35*	1.24
Self-employed to employed	1.42	1.38	1.44	1.39	1.40	1.30
Employed to self-employed	1.58**	1.60**	1.72	1.51**	1.41	1.89*
Unknown	2.35**	1.67	3.91***	1.82	1.56	2.57*
CAREER CHARACTERISTICS WITHIN THE TWO WAVES						
EPISODE OF INACTIVITY 2006-10				3.36***	5.45***	2.28**
RETIREMENT BTW 2006-2010				1.48	1.34	1.39
OCCUP. TRAJECTORY 2006-2010				0.54***	0.39***	0.73
Stationary (REF)				1.00	1.00	1.00
Downward				0.62*	0.60	0.61
Upward				0.68	0.80	0.44**
Self-employed to employed				0.36	0.98	1.00
Employed to self-employed				0.27**	0.22*	0.38
Unknown				1.06	0.98	1.18

* Logistic regressions adjusted for age, education, partnership status, number of children, number of past diseases, number of sickness absences and career characteristics prior to 2006

Table 3 showed that except the male shift to self-employment prior to 2006, the detrimental effect of past career characteristics among men and women in good SPH in 2006 is only partially or even not at all mediated by the recent career changes.

Table 3. Risk of poor self-perceived health (SPH) in 2010 among people in good SPH in 2006 according to career characteristics prior to 2006 obtained by nested logistic models (KHB) expressed through the total effects (without accounting for the recent changes), the direct effects (not mediated by the recent changes) and the contribution of the recent career changes*

	MEN			WOMEN		
	TOTAL EFFECT	DIRECT EFFECT	% mediated by recent changes	TOTAL EFFECT	DIRECT EFFECT	% mediated by recent changes
Unskilled 1st job	1.11	1.03	67.93%	1.78**	1.82**	-3.99%
Stationary	1.40*	1.36*	8.27%	1.22	1.24	-9.96%
Downward	2.09***	2.02***	4.68%	1.81**	1.84**	-2.86%
Shift to self-employed	1.50*	1.36	23.63%	1.63	1.57	6.87%
4-15% inactivity	0.82	0.78	-23.28%	1.52**	1.53**	-0.94%

* ORs estimated by nested logistic regressions adjusted for age, education, partnership status, number of children, number of past diseases, number of sickness absences accounting for all other career characteristics prior to 2006 and the% of the total effect mediated by the career changes observed between 2006 and 2010 (episode of inactivity or unemployment of at least one year, trajectory, retirement).

DISCUSSION

We identified a long lasting detrimental effect of a number of past career characteristics on self-perceived health: the unskilled first jobs, interrupted or downward careers prior to 2006 led to unfavorable SPH trajectories between 2006 and 2010 in women; detrimental characteristics in men were downward, stationary trajectories, as well as shift from self-employed to employed.

These results have highlighted health selection effect regarding trajectories from and towards self-employment. Indeed, we found an increased risk of poor SPH in 2010 associated with a past shift from self-employed to employed job in men, as expected due to the difficulty to maintain the related activities with poor health. Predicted probabilities showed that it is associated with the highest probability of being already in poor health in 2006, with lower chances of recovery. But for those in good health in 2006, they have relatively low risk of deterioration: indeed, this trajectory is not significant among the selection of men who reported a good SPH in 2006. We also highlighted a deleterious effect for men who became self-employed prior to 2006 and still reported good SPH in 2006; this impact is not significant anymore in men and become significant in women when accounting for recent changes. We also found that recent shift to self-employment (observed between

the two wave) is associated with a decreased risk of health deterioration between 2006 and 2010 when considering the past career, past health and sociodemographic covariates.

Past career affected recent occupational changes, and recent occupational changes were associated with health trajectories. Nevertheless, accounting for these recent changes did not offset the impact of past career on health in 2010. Among men and women in good SPH in 2006, the detrimental effect of a number of past career characteristics remained.

There are some limitations to this study that needs further investigation and robustness checks. The retrospective nature of the data to reconstruct the career might lead to some bias in the career characteristics and their association with health. However, this survey was based on a biographical grid on which individuals simultaneously reported work, family and residential trajectories; this method tends to limit mistakes [39]. In contrast, a strength of population surveys with retrospective information for studying health and career is their good representativeness; prospective datasets are general more reliable to describe life course trajectories, but they often suffer from selective attrition at follow-up. Also sample size limitation has limited finer characterization of past career as regards to duration of exposure within the various occupational classes, trajectories within the first and last jobs, or reason for episodes of inactivity.

Finally, we cannot precisely date the process of health improvement or deterioration and its association with recent career changes. However, the survey design allowed to qualify the career characteristics prior to 2006, to connect them to good and poor SPH in 2006 and finally to assess their impact on health trajectories. Using multinomial methods allowed to consider both the risk of health deterioration and the chances of improvement to highlight simultaneously the health selection effect and long lasting causal effect of past career characteristics. This was in particular useful to study the trajectories from and towards the self-employed categories which is particularly sensitive to the selection effect process.

Our analyses have demonstrated that a number of career characteristics, which are over-represented in women in France, have a long-lasting detrimental impact. The over-representation of these career characteristics partly results from gender inequalities in the labour market. Therefore, our results

encourage further exploring whether policies and schemes promoting more equity, in particular regarding opportunities at early stages of the career, career continuity and chances of progression might have positive health return.

REFERENCES

1. Pavalko EK, Elder GH, Clipp EC. Worklives and longevity: insights from a life course perspective. *Journal of Health and Social Behavior*. 1993;34:363-80.
2. Bartley M, Plewis L. Does Health-selective effect account for socio-economic differences in health? Evidence from England and Wales, 1971 to 1991. *Journal of Health and Social Behaviour* 1997;38:376-86.
3. Blane D, Harding S, Rosato M. Does social mobility affects the size of the socioeconomic differential? Evidence from the ONS Longitudinal Study. *Journal of Royal Statistic Society* 1999;162:59-70.
4. Cambois E. Careers and mortality: Evidences on how far occupational mobility predicts differentiated risks. *Social Science and Medicine*. 2004;58:2545–58.
5. Karimi M, Geoffroy-Perez B, Fouquet A, Latouche A, Rey G. Socioprofessional trajectories and mortality in France, 1976-2002: a longitudinal follow-up of administrative data. *Journal of epidemiology and community health*. England2015. p. 339-46.
6. Stone J, Evandrou M, Falkingham J, Viachantoni A. Women's economic activity trajectories over the life course: implications for the self-rated health of women aged 64+ in England. *Journal of epidemiology and community health*. England2015. p. 873-9.
7. Melchior M, Goldberg M, Krieger N, Kawachi I, Menvielle G, Zins M, et al. Occupational class, occupational mobility and cancer incidence among middle-aged men and women: a prospective study of the French GAZEL cohort*. *Cancer Causes Control*. 2005;16(5):515-24.
8. McMunn A, Bartley M, Hardy R, Kuh D. Life course social roles and women's health in mid-life: causation or selection? *Journal of epidemiology and community health*. England2006. p. 484-9.
9. Lacey R, Stafford M, Sacker A, McMunn A. Work-Family Life Courses and Subjective Wellbeing in the MRC National Survey of Health and Development (the 1946 British birth cohort study). *J Popul Ageing*2016. p. 69-89.
10. Arulampalam W, Booth AL, Bryan ML. Is There a Glass Ceiling over Europe? Exploring the Gender Pay Gap across the Wage Distribution. *Industrial and Labor Relations Review*. 2007;60(2).
21. OECD. Closing the Gender Gap: Act now: OECD; 2012. 296 p.
22. Bahu M, Courrot T, Herbet J-B, Mermilliod C, Rouxel C. Parcours professionnels et état de santé. *Dossiers Solidarité Santé*. 2010(14):1-12.
23. Idler EL, Benyamini Y. Self-rated health and mortality: a review of twenty-seven community studies. *Journal of Health and Social Behavior*. 1997(38):21-37.
24. Ferraro KF, Farmer MM, Wybraniec JA. Health trajectories: long-term dynamics among black and white adults. *J Health Soc Behav*. 1997;38(1):38-54.
25. Delpiere C, Lauwers-Cances V, Datta GD, Lang T, Berkman L. Using self-rated health for analysing social inequalities in health: a risk for underestimating the gap between socioeconomic groups? *Journal of epidemiology and community health*. 2009;63(6):426-32.
26. McDonough P, Walters V, Strohstein L. Chronic stress and the social patterning of women's health in Canada. *Social science & medicine* (1982). 2002;54(5):767-82.
27. Benyamini Y, Idler EL, Leventhal H, Leventhal EA. Positive affect and function as influences on self-assessments of health: expanding our view beyond illness and disability. *J Gerontol B Psychol Sci Soc Sci*. 2000;55(2):P107-16.
28. Westerlund H, Kivimäki M, Singh-Manoux A, Melchior M, Ferrie JE, Pentti J, et al. Self-rated health before and after retirement in France (GAZEL): a cohort study. *Lancet*. 2009;374(9705):1889-96.
29. Laszlo KD, Pikhart H, Kopp MS, Bobak M, Pajak A, Malyutina S, et al. Job insecurity and health: a study of 16 European countries. *Social science & medicine* (1982). 2010;70(6):867-74.
30. Desrosières A, Thévenot L. Les catégories socioprofessionnelles. Paris: La Découverte; 2002. 62 p.
31. Chardon O. Les transformations de l'emploi non qualifié depuis vingt ans. INSEE Première. 2001(796):1-4.
12. Crimmins EM, Kim JK, Sole-Auto A. Gender differences in health: results from SHARE, ELISA and HRS. *European Journal of public health*. 2011;21(1):81-91.
13. Van de Velde S, Bracke P, Levesque K. Gender differences in depression in 23 European countries. Cross-national variation in the gender gap in depression. *Social science & medicine* (1982). England2010. p. 305-13.
14. Borrell C, Palencia L, Muntaner C, Urquia M, Malmusi D, O'Campo P. Influence of macrosocial policies on women's health and gender inequalities in health. *Epidemiol Rev*. 2014;36:31-48.
15. Balleer A, Gomez-Salvador R, Turunen J. Labour force participation across Europe: a cohort-based analysis. *Empirical Economics*. 2014;46(4):1385-415.
16. Pailhé A, Robette N, Solaz A. Work and family over the life course A typology of French long-lasting couples using optimal matching. *Longitudinal and Life Course Research*. 2013;4(3):196-217.
17. Worts D, Sacker A, McMunn A, McDonough P. Individualization, opportunity and jeopardy in American women's work and family lives: a multi-state sequence analysis. *Advances in life course research*. 2013;18(4):296-318. Epub 2014/05/07.
18. Booth A, Francesconi M, Frank J. A sticky floor model of promotion, pay and gender. *European Economic Review*. 2003;47:295-322.
19. Gobillon L, Meurs D, Roux S. Estimating Gender Differences in Access to Jobs. *Journal of Labor Economics*. 2015;33(2):317-63.

32. Melchior M, Ferrie JE, Alexanderson K, Goldberg M, Kivimäki M, Singh-Manoux A, et al. Using sickness absence records to predict future depression in a working population: prospective findings from the GAZEL cohort. *American journal of public health*. 2009;99(8):1417-22.
33. Read S, Grundy E, Wolf DA. Fertility history, health, and health changes in later life: a panel study of British women and men born 1923-49. *Popul Stud (Camb)*. 2011;65(2):201-15.
34. Hughes ME, Waite LJ. Marital biography and health at mid-life. *J Health Soc Behav*. 2009;50(3):344-58.
35. Zhang Z, Hayward MD. Gender, the Marital Life Course, and Cardiovascular Disease in Late Midlife. *Journal of marriage and family*. 2006;68(3):639-57.
36. van Hedeel K, van Lenthe FJ, Avendano M, Bopp M, Esnaola S, Kovács K, et al. Marital Status, Labour Force Activity and Mortality: A Study of the United States and 6 European Countries. *Scandinavian journal of public health*. 2015;43(5):469-80.
37. Karlson KB, Holm A, Breen R. Comparing regression coefficients between same-sample nested models using logit and probit: a new method *Sociological Methodology*. 2012;42:286-313.
38. Kohler U, Karlson KB, Holm A. Comparing coefficients of nested nonlinear probability models. *The Stata Journal*. 2011;11(3):420-38.
39. Beney LR, Blane DB. Collecting retrospective data: accuracy of recall after 50 years judged against historical records. *Social science & medicine* (1982). England1997. p. 1519-25.
20. Anulampalam W, Booth AL, Bryan ML. Is There a Glass Ceiling over Europe? Exploring the Gender Pay Gap across the Wage Distribution. *Industrial and Labor Relations Review*. 2007;60(2).
21. OECD. Closing the Gender Gap: Act now: OECD; 2012. 296 p.
22. Bahu M, Courrot T, Herbet J-B, Mermilliod C, Rouxel C. Parcours professionnels et état de santé. *Dossiers Solidarité Santé*. 2010(14):1-12.
23. Idler EL, Benyamini Y. Self-rated health and mortality: a review of twenty-seven community studies. *Journal of Health and Social Behavior*. 1997(38):21-37.
24. Ferraro KF, Farmer MM, Wybraniec JA. Health trajectories: long-term dynamics among black and white adults. *J Health Soc Behav*. 1997;38(1):38-54.
25. Delpiere C, Lauwers-Cances V, Datta GD, Lang T, Berkman L. Using self-rated health for analysing social inequalities in health: a risk for underestimating the gap between socioeconomic groups? *Journal of epidemiology and community health*. 2009;63(6):426-32.
26. McDonough P, Walters V, Strohstein L. Chronic stress and the social patterning of women's health in Canada. *Social science & medicine* (1982). 2002;54(5):767-82.
27. Benyamini Y, Idler EL, Leventhal H, Leventhal EA. Positive affect and function as influences on self-assessments of health: expanding our view beyond illness and disability. *J Gerontol B Psychol Sci Soc Sci*. 2000;55(2):P107-16.
28. Westerlund H, Kivimäki M, Singh-Manoux A, Melchior M, Ferrie JE, Pentti J, et al. Self-rated health before and after retirement in France (GAZEL): a cohort study. *Lancet*. 2009;374(9705):1889-96.
29. Laszlo KD, Pikhart H, Kopp MS, Bobak M, Pajak A, Malyutina S, et al. Job insecurity and health: a study of 16 European countries. *Social science & medicine* (1982). 2010;70(6):867-74.
30. Desrosières A, Thévenot L. Les catégories socioprofessionnelles. Paris: La Découverte; 2002. 62 p.
31. Chardon O. Les transformations de l'emploi non qualifié depuis vingt ans. INSEE Première. 2001(796):1-4.

ANNEXE 10.

Cambois, E. (2016). Des inégalités sociales de santé moins marquées chez les femmes que chez les hommes : une question de mesure ? *Revue d'Épidémiologie et de Santé Publique* 64(S2): S75–S85.

Colloque santé et société : quels déterminants de santé et quel système de soins pour la santé de toute la population ? Toulouse, 11–13 mai 2015

Des inégalités sociales de santé moins marquées chez les femmes que chez les hommes : une question de mesure ?

*Social inequalities in health less pronounced in women than in men:
A question of measurements?*

E. Cambois

Institut national d'études démographiques, 133, boulevard Davout, 75020 Paris, France

Disponible sur Internet le 30 mars 2016

Abstract

Social inequalities in mortality are generally less pronounced for women than for men. Are women's health risks and behaviours more homogeneous, or does this pattern arise from a measurement issue inducing an under-estimation of these inequalities? This article reviews a number of studies covering different dimensions of health and different dimensions of social status. Their findings show that there are large social inequalities in health among women. The focus on the working careers, family histories and conciliation of multiple activities provides evidence of major social determinants of health to which women are widely exposed. This article highlights the need to broaden the notion of social inequality and to redefine the social categories, notably by considering the distinct trajectories of men and women and their different spheres of activity. It highlights that gender differences in health are themselves partly socially constructed, as suggested by the gender approaches in the social sciences.

© 2016 Elsevier Masson SAS. All rights reserved.

Keyword: Social inequalities

Résumé

Chez les femmes, les inégalités sociales de mortalité sont généralement bien moins grandes que chez les hommes. Y-a-t-il une plus grande homogénéité des risques et des comportements de santé parmi les femmes, ou bien est-ce un problème de mesure et une sous-estimation chez elles de ces inégalités ? Cet article balaie différents travaux de recherche basés sur différentes dimensions de la santé et sur différentes définitions du statut social. Leurs résultats montrent qu'il y a de larges inégalités sociales de santé aussi parmi les femmes. Les carrières, les histoires familiales et le cumul d'activités permettent de révéler des déterminants sociaux de la santé auxquels les femmes sont largement exposées. L'article souligne la nécessité d'élargir la notion d'inégalités sociales et de redéfinir les catégories, notamment en considérant les parcours des hommes et des femmes et les différentes sphères d'activités. Il en ressort que les différences de santé entre hommes et femmes sont elles-mêmes en partie socialement construites, comme le suggèrent les approches de genre en sciences sociales.

© 2016 Elsevier Masson SAS. Tous droits réservés.

Mot clé : Inégalités sociales

Les inégalités sociales de mortalité et de santé sont dues à des risques pour la santé dont la fréquence est étroitement liée au statut social des personnes et sur lesquels les politiques publiques sont à même d'agir [1] : un défaut d'accès ou de recours aux soins et à la prévention, notamment pour raison financière ; un environnement résidentiel ou professionnel délétère ; des pratiques augmentant ou réduisant les risques de santé (tabac, alcool, nutrition, activité physique, etc.). Ces déterminants sociaux ont un impact d'autant plus important en

E-mail address: cambois@med.fr.

<http://dx.doi.org/10.1016/j.respe.2016.02.007>

0398-7620/© 2016 Elsevier Masson SAS. Tous droits réservés.

termes de santé (et de différences sociales de santé) qu'ils se cumulent tout au long de la vie [2]. Les écarts d'espérance de vie ou de prévalence des maladies entre groupes sociaux constituent un indicateur clé de santé publique. L'analyse de leur évolution au cours du temps et des différences entre pays témoigne du rôle des contextes et des politiques publiques face à ces déterminants de santé inégalement répartis [3–6].

Mais dans ce domaine, on s'interroge sur l'interprétation à donner à un résultat récurrent lorsque l'on compare les populations masculines et féminines : les écarts de mortalité entre groupes sociaux sont généralement bien plus grands chez les hommes que chez les femmes. Y aurait-il moins de différences sociales face aux risques de santé dans la population féminine que dans la population masculine : en matière d'accès aux soins, de comportements liés à la santé, d'expositions professionnelles ou environnementales ? Comme nous allons le voir, les recherches tendent plutôt à montrer que les plus faibles écarts de mortalité chez les femmes résultent en partie de la définition des catégories sociales utilisées. Dans la plupart des études, les catégories sont basées sur le niveau de vie, la situation professionnelle ou le niveau d'instruction des personnes. La composition de ces catégories (en termes d'origine sociale ou conditions de vie) n'est pas la même pour les hommes et les femmes. Elle résulte des parcours scolaires, familiaux et professionnels différents, comme l'illustre une recherche britannique [7]. En conséquence, dans un grand nombre de ménages, les conditions de vie apparaissent davantage liées au niveau de diplôme, à la profession ou au revenu individuel des hommes qu'à ceux des femmes. Les catégories sociales basées sur ces critères individuels des hommes reflètent mieux les conditions de vie des ménages ; les déterminants de la santé liés aux conditions de vie sont alors concentrés dans certaines de ces catégories. Les catégories sociales sont ainsi plus propices à révéler les écarts de santé chez eux que chez les femmes.

De plus, la statistique publique s'est focalisée sur les déterminants de la santé associés à ces catégories sociales pour les hommes : pénibilités physiques lourdes, comportements à risque pour la santé, faible recours aux soins. Elle ne rendrait alors pas suffisamment compte de situations délétères fréquentes chez les femmes, au travail comme dans la sphère privée [8–10]. Par ailleurs, face aux moindres inégalités sociales de mortalité chez les femmes, on conclut souvent à de

moindres inégalités de santé en général. Or ce n'est pas systématiquement le cas, comme l'illustre par exemple une étude européenne de grande ampleur [11]. Il paraît alors important de rechercher les dimensions de la santé dans lesquelles s'expriment les inégalités sociales pour les femmes et pour les hommes. Il faut pour ce faire multiplier les indicateurs de santé, redéfinir les groupes sociaux et étendre le champ des facteurs sociaux de santé. Il s'agit notamment de considérer les parcours des hommes et des femmes, en intégrant les différentes sphères de la vie.

L'objectif de cet article est de mettre en lumière des situations et déterminants sociaux de la santé présents chez les hommes et les femmes sur lesquels il existerait potentiellement des leviers d'action. L'article s'appuie sur les résultats de différents travaux sur les inégalités de santé chez les hommes et les femmes. Une première partie montre comment l'ampleur des inégalités sociales varie selon les critères sociaux utilisés et selon les indicateurs de santé retenus. Une deuxième partie décrit les situations de santé différentes des hommes et des femmes, qui relèvent de facteurs de risque de santé spécifiques. Elle suggère l'invisibilité statistique ou l'inattention portée à certaines situations défavorables à la santé plus fréquentes dans les parcours féminins. La troisième partie étend le champ des déterminants de la santé de la sphère professionnelle à la sphère familiale. Elle soulève la question de la conciliation des activités et des effets sur la santé des situations de tensions à la croisée de ces deux sphères. L'article évoque en conclusion l'articulation entre les déterminants individuels de la santé et l'organisation sociale dans lesquels les hommes et les femmes évoluent.

1. L'ampleur des différences sociales en matière de mortalité

1.1. Les inégalités sociales face à la mort des hommes et des femmes en France

D'après les dernières estimations françaises, qui portent sur la première décennie des années 2000, les écarts d'espérance de vie à 35 ans entre cadres et ouvriers étaient de 6,3 ans pour les hommes et seulement 3 ans pour les femmes [12]. Les différences sont prononcées chez les hommes tout au long du gradient des catégories socioprofessionnelles (Tableau 1).

Tableau 1
Espérance de vie des hommes et des femmes à 35 ans sur la période 2000–2008 selon la catégorie socioprofessionnelle.

	Hommes					Femmes				
	1976–84	1983–91	1991–99	2000–08	1976–84	1983–91	1991–99	2000–08	1976–84	2000–08
Cadres supérieurs	41,7	43,7	45,8	47,2	47,5	49,7	49,8	51,7		
Professions intermédiaires	40,5	41,6	43,0	45,1	46,4	48,1	49,5	51,2		
Agriculteurs	40,3	41,7	43,6	44,6	45,7	46,8	48,8	49,6		
Artisans, commerçants, chefs d'entreprise	39,6	41,0	43,1	44,8	46,0	47,4	48,8	50,3		
Employés	37,2	38,6	40,1	42,3	45,6	47,4	48,7	49,9		
Ouvriers	35,7	37,3	38,8	40,9	44,4	46,3	47,2	48,7		
Inactifs non retraités	27,7	27,5	28,4	30,4	44,3	45,4	47,1	47,0		
Ensemble	37,8	39,2	40,8	42,8	46,4	48,0	48,0	49,4		
Différence (cadres-ouvriers)	6,0	6,4	7,0	6,3	3,1	3,4	2,6	3,0		

D'après Blanpain, INSEE Première 2011 [12].

Champ : France métropolitaine. Données : échantillon démographique permanent. Estimations de l'Insee.

Tableau 2
Comparaison des risques relatifs de mortalité pour les hommes et femmes en couple selon leurs situations sociales respectives et selon celles de leur conjointe.

	Hommes		Femmes	
	De la personne	De son/sa conjointe	Hommes	Femmes
<i>Catégories socioprofessionnelles au recensement</i>				
Cadre et profession intellectuelle supérieure	0,69***	0,83*	1,10	0,65***
Profession intermédiaire	0,79***	0,85**	0,99	0,78***
Agriculteur	1,34**	0,77***	1,34**	0,72***
Artisan, commerçant, chef d'entreprise	0,86***	0,86*	1,11	0,80***
Employé	0,95	0,90**	0,96	0,98
Ouvrier (référence)	1,00	1,00	1,00	1,00
<i>Situation sur le marché du travail au recensement</i>				
En inactivité hors retraite	2,91***	1,60***	0,93	1,26*
En emploi (référence) ^a	1,00	1,00	1,00	1,00

D'après Monnail et Robert-Bobée, *Economie et Statistiques* 2006 [16].

Résultats issus d'un modèle de Cox – modèle de durée à risques proportionnels, intégrant l'âge atteint l'année du recensement comme variable de contrôle. Seuls de significativité : *10 % ; **5 % ; ***1 % ; Champ : personnes nées en France métropolitaine et âgées de 30 à 64 ans au recensement de 1990. Données : échantillon démographique permanent Insee.

^a La référence dans le modèle (1) est l'emploi à temps plein et dans le modèle (2) l'emploi en général.

On retrouve des écarts de mortalité moindres pour les femmes par rapport aux hommes à différentes périodes en France, mais aussi dans la plupart des pays à faible mortalité [13].

Les écarts masculins, d'ampleur préocupante, ont ainsi focalisé l'intérêt d'autant plus que les données portant sur la mortalité différentielle ont longtemps été limitées à la population masculine. Par exemple en France, ces données de mortalité produites par l'Insee ont initialement été collectées pour les hommes à partir des données issues du recensement de 1954 [14] ; alors que les catégories sociales étaient basées sur les professions, la proportion importante des femmes inactives suffisament homogènes pour mettre en évidence des différences de santé marquées entre les groupes et identifier des facteurs en jeu. Mais l'association entre un critère de statut social et les différents déterminants de la santé varie. Et l'ampleur des écarts varie aussi pour chaque critère selon l'âge, la période, la génération ou encore selon le sexe.

Ainsi, les catégories basées sur les professions, les diplômés ou les revenus sont plus hétérogènes pour les femmes. Et leur situation socioéconomique est plus liée à des variables reflétant leur milieu social d'origine et celui dans lequel elles évoluent. Les catégories sociales basées sur les caractéristiques du conjoint ou du père comme on l'a évoqué plus tôt, ou sur les caractéristiques du ménage (revenu, composition, type de logement) font ainsi apparaître des écarts de mortalité plus larges chez les femmes que ne le font leurs propres profession, revenu et niveau d'instruction [17,18,20–24].

1.2. Les inégalités de mortalité sont-elles moindres chez les femmes pour chaque cause de décès ?

Par ailleurs, l'ampleur des différentiels de mortalité chez les hommes et les femmes varie selon la cause du décès. Une étude montrait que si la mortalité « toutes causes » fait apparaître des écarts plus importants pour les hommes que pour les femmes, c'est en partie parce que les causes de décès n'ont pas le même poids dans les mortalités féminine et masculine [18]. Les causes de mortalité pour lesquelles les inégalités sociales sont importantes (certains cancers et maladies cardiovasculaires)

sont surreprésentées chez les hommes. Mais finalement, que ces causes de décès soient plus fréquentes chez les hommes ne signifie pas que les différences sociales soient plus marquées pour eux que pour les femmes. Une étude française montrait d'ailleurs des inégalités sociales plus grandes pour les femmes que pour les hommes pour la mortalité par maladie cardiovasculaire [25]. Ces résultats sur les cancers et les maladies cardiovasculaires sont importants car ces décès relèvent en grande partie des maladies dites « de société ». Ils sont liés à des facteurs socialement différenciés pour les deux sexes, mais dont la fréquence a longtemps été bien plus élevée dans la population masculine, notamment la consommation d'alcool ou de tabac [26]. Ils expliquent les écarts marqués en France en matière de mortalité dite prématurée (avant 65 ou 70 ans). Or ces déterminants ont évolué significativement au cours des dernières décennies, et de manière différente selon le sexe et le statut social, comme l'illustrent les pratiques tabagiques [27] (voir plus loin). Ces évolutions laissent présager une modification dans les prochaines décennies de l'ampleur des inégalités sociales de mortalité pour les deux sexes. Ces résultats témoignent aussi d'états de santé relativement différents dans les populations féminine et masculine, ce qui invite à s'intéresser aux inégalités sociales face à différentes dimensions de la santé.

2. L'ampleur des inégalités en matière de santé et de facteurs de risque pour la santé

2.1. Qu'en est-il de l'ampleur des inégalités en matière de santé ?

L'enquête Handicap-santé de 2008 montre qu'en matière de mauvaise santé perçue, les inégalités sociales chez les hommes et chez les femmes sont aussi importantes, voire plus chez ces

dernières si l'on compare les risques relatifs des cadres et des ouvriers [28] (Tableau 3). Ce résultat corrobore l'étude européenne évoquée plus tôt [29].

Derrière cet indicateur subjectif de mauvaise santé, on repère des différences marquées dans les maladies déclarées par les hommes et par les femmes. Ainsi, une étude sur 12 pays d'Europe et les États-Unis montre que les femmes déclarent plus que les hommes des maladies invalidantes (symptômes dépressifs, maladies ostéo-articulaires) et les hommes déclarent plus que les femmes des maladies à forte létalité (cancers, maladies cardiaques) [30]. Une autre étude comparant le Danemark, le Japon et les États-Unis révèle de moins bons scores à l'âge égal pour les femmes aux tests de force et aux tests cognitifs [31]. Une étude sur des données françaises et britanniques confirme une différence selon le sexe dans la distribution des problèmes de santé [32] ; mais elle souligne aussi qu'il n'y a pas de différence dans les risques de mortalité associés à chacun de ces problèmes. Les hommes et les femmes sont exposés différemment à des facteurs de risque de santé (notamment ceux liés au statut social). Ces expositions expliquent une mortalité plus forte pour les hommes, soumis plus que les femmes à des maladies fortement létales (et correspondant aux causes de décès mentionnées ci-dessus) et à davantage d'années de vie en incapacité pour les femmes, soumises plus que les hommes à des maladies invalidantes.

Les femmes vivent ainsi plus longtemps, mais ne déclarent pas moins de problèmes de santé : elles passent plus d'années de leur vie plus longue avec des problèmes de santé, des incapacités et en situation de dépendance [33,34]. Et les inégalités sociales sont marquées pour les deux sexes. Ce qu'on a appelé « la double peine » des ouvriers, c'est-à-dire plus d'années d'incapacité que les cadres au sein d'une vie plus courte, s'applique aux femmes comme aux hommes (Tableau 4) [35]. On constate aussi que les écarts d'espérance

Tableau 3
Répartition selon la catégorie sociale, prévalence et risques de déclarer sa santé altérée par catégorie sociale et par sexe chez les personnes de 18 ans et plus, 2008, France.

	Hommes			Femmes		
	Répartition	Santé altérée	RR [IC 95 %] ^a	Répartition	Santé altérée	RR [IC 95 %] ^a
	%	%		%	%	
Professions intermédiaires	17	17	1,0	8	16	1,0
	19	24	1,7 [1,5–2,0]	18	22	1,7 [1,4–2,0]
	8	31	1,9 [1,6–2,3]	4	46	2,6 [2,0–3,3]
	11	26	2,3 [1,9–2,8]	38	33	2,6 [1,2,2,3]
	4	45	2,7 [2,2–4]	3	55	2,8 [1,2,2,3,6]
	32	34	3,3 [2,8–3,7]	9	51	4,2 [1,3,5]
	9	22	5,4 [4,4–6,6]	20	34	4,4 [3,6–5,2]

D'après Montaut et Danet, *BEH* 2011 [28].

Données : enquête handicap-santé 2008. Estimations de la DREES.

^a Risques relatifs ajustés sur l'âge.

Tableau 4
Espérances de vie totale, avec et sans incapacité à 35 ans (EV, EVI, EVSI) selon la catégorie de professions des hommes et des femmes, France (2003) selon deux indicateurs d'incapacité.

	Espérance de vie (EV)		EV avec et sans difficulté dans les activités de soins personnels		EV avec et sans problème fonctionnel physique ou sensoriel	
	Années EV	EVI	EVS/EV (%)		EVS	EVI
			EVS	EVS/EV (%)		
<i>Hommes, 35 ans</i>						
Cadres supérieurs	46,6	2,1	44,5	95	33,8	12,8
Professions intermédiaires	44,8	2,4	42,4	95	30,6	14,2
Agriculteurs exploitants	45,3	3,1	42,2	93	28,7	16,6
Indépendants	44,4	2,7	41,7	94	29,8	14,6
Employés	42,1	3,1	39,0	93	28,1	14,0
Ouvriers	40,9	3,8	37,1	91	23,7	17,2
Inactifs	30,4	— ^a	— ^a	— ^a	— ^a	— ^a
Total	42,8	3,0	39,8	93	27,7	15,1
Différence (cadres-ouvriers)	+5,7	-1,7	+7,4	+4	+10,1	-4,4
<i>Femmes, 35 ans</i>						
Cadres supérieures	50,9	4,1	46,8	92	34,9	16,0
Professions intermédiaires	49,8	5,0	44,8	90	31,8	18,0
Agricultrices exploitantes	50,1	6,5	43,6	87	28,8	21,3
Indépendantes	50,1	6,1	44,0	88	31,2	18,9
Employées	49,4	5,7	43,7	88	28,4	21,0
Ouvrières	48,6	6,6	42,0	86	25,9	22,7
Inactives	46,7	4,4	42,3	90	24,2	22,5
Total	48,8	5,3	43,5	89	28,8	20,0
Différence (cadres-ouvrières)	+2,3	-2,5	+4,8	+6	+9,0	-6,7
						+1,5

D'après Cambois et al. *Demographic Research* 2011 [35].
Champ : France métropolitaine. Données : échantillon démographique permanent (décès survenus entre 1999 et 2003) et enquête sur la santé et les soins médicaux 2002-2003, INSEE.

^a Effectif trop faible d'hommes se déclarant inactifs dans l'enquête santé.

de vie sans incapacité entre cadres et ouvriers sont bien plus larges que les écarts d'espérance de vie et d'une ampleur plus proche pour les deux sexes (particulièrement pour les espérances de vie sans limitation fonctionnelle). Et si on considère les années vécues en incapacité, les écarts entre les femmes cadres et les ouvrières dépassent cette fois ceux observés chez les hommes : les femmes cadres à 35 ans peuvent espérer vivre 6,7 années de moins avec des limitations fonctionnelles que les femmes ouvrières (4,4 années chez les hommes) et 2,5 années de moins en difficulté pour leurs soins personnels (1,7 année chez les hommes).

2.2. Les pratiques associées à la santé : des inégalités aussi importantes pour les femmes

Les inégalités sociales de santé et de mortalité s'expliquent par des différences dans les pratiques liées à la santé (prévention, activité physique, consommations de tabac et alcool, nutrition) et dans les expositions délétères (notamment liées aux conditions de travail pénibles). Ces facteurs de risque de santé ont des fréquences différentes selon le sexe et la catégorie sociale, expliquant au total la plus forte prévalence de maladies létales pour les hommes et invalidantes pour les femmes, en particulier dans les catégories du bas de l'échelle sociale [29,36]. Il s'agit donc de s'intéresser à la fréquence et la distribution sociale des facteurs de risque qui ont évolué de manière différenciée selon le sexe ou la catégorie sociale.

Tableau 5
Risques relatifs^a d'obésité, de tabagisme quotidien et de dépistages par catégorie sociale et par sexe. Enquête Handicap-Santé 2008, France.

	Hommes			Femmes		
	Obésité	Fumeur quotidien	Pas de dépistage depuis 2 ans cancer colorectal (50-74 ans)	Obésité	Fumeuse quotidienne	Pas de dépistage depuis 2 ans cancer colorectal (50-74 ans)
Cadres supérieurs (références)	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0
Professions intermédiaires	1,2	1,1	1,0	1,3	1,0	1,1
Ariisans, commerçants, chefs d'entreprise	[1,0–1,5]	[1,0–1,3]	[1,0–1,1]	[1,0–1,8]	[0,8–1,2]	[0,8–1,4]
Employés	1,8	1,2	1,1	2,1	1,5	1,3
Ouvriers	[1,4–2,3]	[1,0–1,5]	[1,0–1,1]	[1,5–3,0]	[1,1–1,9]	[0,9–1,8]
Agriculteurs	1,7	1,3	1,1	2,2	1,3	1,1
Ouvrières	[1,4–2,2]	[1,1–1,5]	[1,0–1,2]	[1,7–2,8]	[1,1–1,5]	[0,8–1,3]
Autres	2,2	0,8	1,1	2,9	0,5	1,8
Professions intermédiaires	[1,6–2,9]	[0,5–1,1]	[1,0–1,2]	[2,0–4,0]	[0,2–0,9]	[1,2–2,4]
Ouvriers	2,1	1,6	1,1	2,8	1,5	1,1
Autre	[1,7–2,5]	[1,4–1,8]	[1,0–1,1]	[2,1–3,6]	[1,2–1,8]	[0,8–1,4]
Autre	1,6	1,1	1,1	3,2	1,2	2,1
Autre	[1,2–2,2]	[0,9–1,3]	[1,0–1,2]	[2,5–4,1]	[1,0–1,4]	[1,6–2,7]

D'après Montaur et Danet, *BEH* 2011 [28].

Données : enquête handicap-santé 2008. Estimations de la DREES.

^a Risques relatifs ajustés sur l'âge et intervalles de confiance à 95 %.

2.3. Des conditions de travail et des carrières associées à la santé

Concernant les expositions dans l'environnement quotidien, les risques professionnels ont fait l'objet d'une attention particulière [41–44]. On a longtemps considéré que les femmes en étaient relativement protégées de ces risques, car moins souvent en activité professionnelle que les hommes et moins impliquées dans des métiers à fortes expositions. Les chiffres démontrent plutôt que les femmes et les hommes sont soumis à des expositions professionnelles spécifiques au sein de chaque catégorie [45–49]. La diversité des emplois est moindre chez les femmes et la nature des postes occupée diffère [50]. Par exemple, elles occupent plus souvent des postes peu qualifiés en prolongement des activités domestiques (ménage, cuisine) et parentales (soin des enfants et des personnes malades ou dépendantes). Les hommes exercent plus fréquemment des responsabilités et ils aussi déclarent plus souvent affronter des pénibilités et des risques. Dans cette répartition des emplois, les hommes se trouvent effectivement confrontés à des pénibilités fortes, bien identifiées dans les grilles de mesure (port de charges lourdes, horaires décalés, produits toxiques, fortes chaleurs). Mais certaines de ces expositions sont aussi présentes dans des métiers peu qualifiés occupés plus souvent par les femmes, comme l'illustre la Fig. 1 (enquête SUMER). Les pénibilités y sont parfois mal identifiées par les salariés, du fait des nomenclatures peu adaptées aux tâches réalisées ; comme par exemple la manutention de charges lourdes dans le cadre des soins aux personnes ou l'exposition à des produits toxiques pour les personnels d'entretien.

De plus, au-delà des contraintes les plus lourdes, les femmes se trouvent souvent confrontées à des formes de pénibilités particulières, notamment parmi les professions plus qualifiées, telles que la « station debout permanente » ou les « gestes

répétitifs et cadencés » [47]. On trouve des différences en défaveur des femmes, et plus particulièrement des femmes ouvrières, pour les pénibilités physiques associées aux troubles musculo-squelettiques. Une étude montrait aussi des tensions professionnelles (*job strain*) plus fréquentes chez les femmes que chez les hommes, que ce soit parmi les cadres (10 % versus 15 %) ou parmi les ouvriers (plus de 20 % versus plus de 35 %) [51]. Il y a ainsi dans la population féminine des expositions non négligeables à des pénibilités sources de troubles fonctionnels physiques ou anxio-dépressifs ; des troubles invalidants plus fréquents chez les femmes que chez les hommes.

Ces conditions de travail pénibles épargnent d'autant moins les femmes, que leur carrière débute plus souvent que les hommes dans des emplois moins qualifiés et qu'elles bénéficient moins qu'eux de promotions [53,54] ; ces blocages ont pour conséquence de les exposer plus durablement à des pénibilités dans ces emplois. Ces trajectoires professionnelles spécifiques relèvent en partie d'arbitrages et d'ajustement s'opérant au sein du couple à l'arrivée d'un enfant, lors d'une mobilité géographique ou pour prendre en charge un proche dépendant [55–60]. Ces arbitrages se traduisent par des interruptions de la carrière, des temps partiels ou des changements de profession. Ils reflètent les représentations traditionnelles des rôles féminins et masculins (les hommes pourvoyeurs de ressources/les femmes responsables des soins à la famille) [61]. Ils sont aussi liés au plus faible salaire des femmes comparé à celui de leur conjoint, qui réduit le coût d'opportunité dans le choix entre travail rémunéré et travail domestique [62,63]. En même temps, les différences de salaire résultent en partie des interruptions plus fréquentes des femmes au cours de leur carrière, limitant l'accumulation d'expérience et les chances de promotion. Les différences de salaires s'expliquent également par la moindre diversité des emplois et

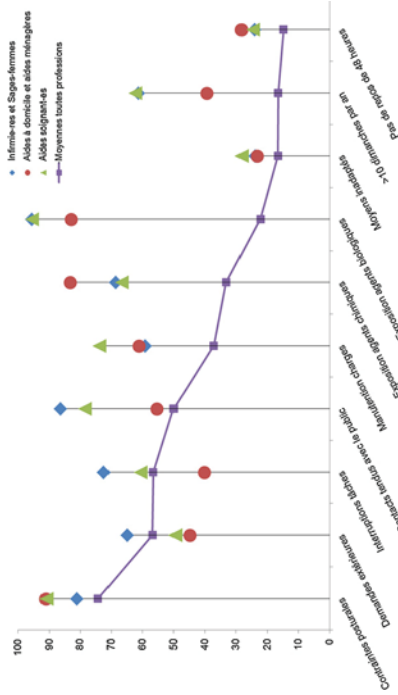


Fig. 1. Pourcentage des salariés (hommes et femmes) soumis à quelques risques professionnels, dans l'ensemble des professions et dans les professions « infirmiers et sages-femmes », « aides à domicile et aides-ménagères » et « aides soignants ». Enquête Sumer 2010.
D'après Anirn, 2010 [52].

les rémunérations inférieures dans les filières plus souvent investies par les femmes [64]. Elles s'expliquent aussi par des blocages dans la progression professionnelle évoqués plus tôt. Ces blocages s'observent en bas de la hiérarchie des qualifications avec la difficulté à accéder à des métiers plus qualifiés [65]. Ils s'observent aussi en haut de la hiérarchie des qualifications, avec un « plafond de verre » difficile à objectiver [66-68].

Au total, du point de vue de la santé, les carrières spécifiques des femmes abouissent à des expositions professionnelles possiblement pénibles et durables, à des situations de précarité professionnelle, à des moindres rémunérations et de plus faibles retours sur leurs efforts : autant de caractéristiques liées à la santé [37,38,43,50,69–71]. Une étude conduite auprès des 25–64 ans résidant en Catalogne montre par exemple que les revenus plus faibles des femmes sont associés à leur moins bon état de santé, parmi les professions manuelles comme parmi les non-manuelles [72]. Et si les parcours professionnels des femmes peuvent encore être relativement épargnés de pénibilités physiques lourdes [73], lorsqu'elles y sont soumises, elles ont moins de possibilités que les hommes de s'en affranchir en fin de vie active [74]. Par ailleurs, les carrières des hommes et des femmes prennent des directions différentes lors de la survenue d'un problème de santé : les femmes ont davantage tendance à sortir du marché du travail et les hommes à y prolonger leur présence en modifiant la nature ou la quantité de travail [75]. L'effet de sélection sur la santé de la population en emploi (travailler en bonne santé s'exercerait ainsi plus fortement pour les femmes. Il contribuerait à rendre moins visibles les problèmes de santé et les inégalités dans la population active féminine que dans la population active masculine.

Un travail réalisé sur l'enquête française « Santé et itinéraire professionnel » confirme que les carrières des femmes

présentent plus fréquemment que celles des hommes un premier emploi non qualifié, des interruptions (inactivité ou chômage) ou des déclassements et moins souvent des promotions ; ces carrières s'accompagnent de risques de santé dont l'intensité n'est pas moindre pour les femmes. La surreprésentation de telles trajectoires dans les parcours professionnels des femmes est liée à leur moins bonne santé (fonctionnelle, psychologique et santé perçue) [76].

Ces approches dynamiques s'attachent à relier l'état de santé aux parcours de vie, plutôt qu'à un indicateur de statut social observé à une date donnée ; elles montrent l'importance du cumul des risques tout au long du parcours de vie [1,2,7,77]. Les parcours font apparaître dans la population féminine des disparités sociales de santé et de mortalité plus larges que celles associées à la profession repérée à une date [78-81]. C'est ce qu'on observait aussi dans une étude sur les risques relatifs de mortalité selon la catégorie de profession et selon les parcours en France. Si les écarts de mortalité étaient moindres pour les femmes que pour les hommes selon la catégorie de profession, la surmortalité était particulièrement importante pour certains parcours professionnels tels que les sorties d'activité des cadres et des ouvrières dans les années 1970 et aussi les trajectoires descendantes (vers des professions moins qualifiées) dans les années 1990 [80].

3. La sphère familiale et les déterminants sociaux de la santé

3.1. La conciliation vie familiale – vie professionnelle

À côté des déterminants de santé strictement liés à la situation professionnelle et à la carrière, la littérature suggère un rôle important des tensions dans la conciliation des activités familiales et professionnelles. En dépit de leur implication forte

sur le marché du travail, il incombe encore aujourd'hui aux femmes plus qu'aux hommes de réaliser les tâches domestiques [9,82]. En France, d'après l'enquête Emploi du temps de 1998-1999, près des trois-quarts des tâches domestiques étaient assurées par les femmes ; en moyenne dans une journée, elles consacrent une heure de moins que les hommes à leur activité professionnelle contre deux heures de plus aux activités domestiques et familiales [83]. Le cumul des tâches professionnelles et domestiques à la charge des femmes pourrait contribuer à une dégradation de leur état fonctionnel physique et mental [8,24,82,84,85]. À cet égard, des études ont montré que les dispositifs proposés par certaines entreprises pour concilier vie familiale et vie professionnelle ont eu des retombées positives en matière de santé [55,86].

Les tensions travail-famille se traduisent en effet par un niveau élevé d'efforts auquel peut s'ajouter un défaut de soutien ou de satisfaction (revenu, reconnaissance, épanouissement) ; elles sont source de mauvaise santé à plus ou moins long terme, avec des effets variables selon les caractéristiques du travail ou du ménage [80,87-94]. Des approches subjectives qui mesurent si les tâches domestiques et familiales débordent sur la vie professionnelle établissent un lien avec la santé [90,95]. De plus, si les expositions et pénibilités professionnelles sont largement étudiées, celles liées aux tâches domestiques et familiales ne sont pas évoquées ou prises en compte. Or certaines tâches réalisées dans le cadre d'une activité non rémunérée s'apparentent à celles réalisées dans le cadre de certaines activités rémunérées (aides-ménages, aides-soignantes, infirmières) ; comme on l'a montré sur la [Fig. 1](#), elles exposent à des pénibilités, qui se cumulent à celles liées à l'activité professionnelle pour des personnes qui travaillent.

Parmi les activités non rémunérées, l'aide apportée à un proche en perte d'autonomie, souvent un parent ou le conjoint, est une situation intéressante. Elle concerne plus les femmes (notamment en termes de volume d'aide apportée) et survient souvent aux âges de fin d'activité professionnelle, à l'âge auxquels les problèmes de santé émergent. En France, 40 % de ces personnes aidantes ont aussi un emploi et parmi elles, 11 % ont réduit leur activité professionnelle [96,97]. La littérature montre la difficulté d'établir l'impact de l'activité d'aider sur la santé, notamment du fait d'un effet de sélection sur la santé des personnes qui aident (similaire à l'effet observé pour les personnes qui travaillent) [24]. Par ailleurs, il apparaît à la fois un effet positif sur la santé lié à la satisfaction d'aider et un effet négatif lié à la charge émotionnelle et physique associée, d'autant plus si l'investissement nécessaire est important [98-101]. Pour certains aidants qui cumulent avec un emploi, le maintien d'une activité professionnelle peut apporter d'autres formes de soutien et de satisfaction atténuant de possibles difficultés liées à l'activité d'aide [102]. Mais au total, comme pour le travail, l'activité d'aider peut accroître les risques pour la santé lorsqu'elle génère des tensions, des difficultés de conciliation et qu'elle s'accompagne de faible soutien ou de reconnaissance [98,99,103]. Ainsi, considérer conjointement les activités des sphères privée et professionnelle permet d'intégrer de possibles pénibilités, tensions ou absence de

4. De larges inégalités sociales de santé chez les femmes et entre hommes et femmes

Au-delà du diplôme, de la profession ou du revenu, les contextes et parcours familiaux sont associés à la santé : carrières bloquées et/ou interrompues, faibles rémunérations, tensions travail-famille, faible soutien familial augmentent les risques de mortalité et de mauvaise santé. Pour rendre compte des inégalités de santé et en suivre l'évolution, on peut distribuer les populations féminine et masculine selon des groupes sociaux qui mettent en évidence ces parcours et situations. De la même façon qu'on compare la santé selon la catégorie socioprofessionnelle ou le niveau d'instruction, on peut comparer la santé selon le type de carrière (continues-discontinues, promotion-stagnation-déclassement), les ressources du ménage et leur évolution, l'articulation entre activités rémunérées et non-rémunérées ou encore le niveau de soutien dans le ménage. Les groupes ainsi constitués répartissent d'une autre manière les déterminants sociaux de la santé, tels que les conditions de vie, conditions de travail, tensions, isolement. Les différences de santé entre ces groupes peuvent se lire comme des inégalités sociales dans la mesure où ces groupes, et les déterminants qu'ils représentent, relèvent en partie de l'organisation sociale. Ils distinguent les femmes entre elles, mais aussi les hommes et les femmes, ces dernières étant plus fréquemment dans les catégories regroupant les risques pour la

3.2. Histoire familiale et santé

Dans le prolongement, l'histoire conjugale et familiale s'articule avec le parcours professionnel et peut aussi cristalliser des situations sociales particulières. Les générations des baby-boomers ont connu la montée des divorces. Environ deux femmes sur dix dans ces générations pourraient être divorcées et non remarquées au moment de la retraite [104]. Or, l'expérience d'une rupture conjugale, divorce ou veuvage, a un effet négatif et durable sur la santé des hommes et des femmes (santé perçue, maladies chroniques, limitations fonctionnelles et symptômes dépressifs) [105–107]. Si cette montée de la divortialité a concerné de la même manière les deux sexes, l'impact sur l'état de santé peut s'avérer différent, par exemple du fait de conséquences économiques plus négatives pour les femmes (qui s'étaient en moyenne plus investies dans les activités familiales que dans la carrière) et de leur probabilité plus faible de se remettre en couple [108,109]. Les hommes apparaissent plus concernés par une perte de soutien social [110,111]. La monoparentalité, source de difficultés financières et de difficultés accrues de conciliation de la vie familiale et de la vie professionnelle, est plus fréquente chez les femmes et s'accompagne d'un état de santé dégradé [112]. Dès lors, tenir compte de l'histoire familiale peut également contribuer à identifier des déterminants sociaux de la santé.

soutien dans l'une et/ou l'autre de ces sphères, avec une meilleure couverture des expositions aux risques de santé, notamment pour la population féminine qui est plus concernée.

santé. Ainsi, les différences de santé entre hommes et femmes sont aussi en partie socialement construites.

Les politiques publiques pour réduire les inégalités sociales de santé proposent des dispositifs visant à lutter contre la précarité sociale et contre les inégalités en matière de pratiques favorables et défavorables à la santé ou d'expositions délétères (notamment au travail) [3–5]. En élargissant le champ des déterminants sociaux de la santé aux parcours et à l'intersection entre la sphère professionnelle et la sphère familiale, on élargit le champ des leviers d'action. Pour réduire un certain nombre de situations à risque pour la santé, on peut envisager des dispositifs ciblant la sécurisation des carrières et des revenus facilitant pour les deux sexes la conciliation des activités familiales, domestiques et professionnelles [67,86,89]. La revue de littérature de Borrell et al. en témoigne, suggérant l'influence des politiques publiques en matière d'équité entre les sexes pour réduire une partie des différences de santé [113]. Ainsi, plutôt qu'une situation d'inégalités de santé moindres chez les femmes que chez les hommes, on est confronté à un problème de mesure. Les femmes et hommes sont exposés à une palette de risques pour la santé qu'il s'agit aujourd'hui de mieux identifier. Ils sont liés à des facteurs professionnels, familiaux, socioéconomiques ou de genre qui relèvent en partie des politiques publiques.

Déclaration de liens d'intérêts

L'auteur déclare ne pas avoir de liens d'intérêts.

Références

- Goldberg M, Melchior M, Leclerc A, Lert F. Les déterminants sociaux de la santé : apports récents de l'épidémiologie sociale et des sciences sociales de la santé. *Soc Sci Santé* 2002;40:75–128.
- Kuh DJL, Ben Sholomo Y. A life course approach to chronic disease epidemiology. Oxford: Oxford University Press; 1997.
- Navarro V, Shi L. The political context of social inequalities and health. *Int J Health Serv* 2001;31(1):1–21.
- Marmot M. Fair society, healthy lives: The Marmot review; 2010. 242 p. [Epub 2013/04/02].
- Mackenbach JP, Kanaakos M, McKee M. The unequal health of Europeans: successes and failures of policies. *Lancet* 2013;381(9872):1125–34 [Epub 2013/04/02].
- Cambois E, Solé-Auró A, Brynmor-Hansen H, Egidi V, Jagger C, Jeune B, et al. Educational differentials in disability vary across and within welfare regimes: a comparison of 26 European countries in 2009. *J Epidemiol Community Health* 2015. <http://dx.doi.org/10.1136/jech-2015-205878>.
- McMunn A, Lacey RE, Kurnari M, Morris D, McDonough P, Sacker A. Work-family life courses and metabolic markers in mid-life: evidence from the British national child development study. *J Epidemiol Community Health* 2015 [Epub 2015/12/15].
- Doyal L. What makes women sick: gender and political economy of health. London: MacMillan press LTD; 1995. 280 p.
- Arunade A, Hunt K. Gender inequalities in health. *Buckingham/Philadelphia: Open University Press*; 2000. 214 p.
- Phelps S, Khat M. Social and economic patterning of women's health in a changing world. *Soc Sci Med* 2002;54(5) special issue:1643–7.
- Mackenbach JP, Kunst AE, Cavelhaers AE, Groenou F, Geurts JJ. The EU working group on socioeconomic inequalities in health. Socioeconomic inequalities in morbidity and mortality in Western Europe. *Lancet* 1997;349(9066):1655–9 [Epub 1997/06/07].
- Blupain N. L'espérance de vie s'accroît, les inégalités sociales face à la mort demeurent. *Insee Première* 2011;1372:1–4.
- Mackenbach J, Kunst A, Groenou F, Borgan J, Costa G, Faggiano F, et al. Socioeconomic inequalities in mortality among women and among men: an international study. *Am J Public Health* 1999;89(12):1800–6.
- Calot G, Febvay M. La mortalité différenciée en France sur la période 1955–présentation d'une méthode expérimentale au niveau du milieu social : 1960. *Etudes Conjoncture* 1965;20(1):75–159.
- Desplandins G. La mortalité des adultes : résultats de deux études longitudinales (période 1955–1980). *Collect INSEE* 1985;D102.
- Monteil C, Robert-Bobée I. Différences sociales et familiales de mortalité aux âges actifs : quelles différences entre les femmes et les hommes ? *Eur Stat* 2006;398–399:11–31.
- Messer KA, Pugh HS, Goldblatt PO. Inequalities in women's health: looking at mortality differentials using an alternative approach. *Br Med J (Clin Res Ed)* 1988;296(6631):1221–4 [Epub 1988/04/20].
- Koskinen S, Mäkelä T. Why are socioeconomic mortality differences smaller among women than among men? *Soc Sci Med* (1982) 1994;38(10):1385–96 [Epub 1994/05/01].
- Davey Smith G, Hart C, Hole D, Mackinnon P, Gillis C, Watt G, et al. Education and occupational class: which is the more important indicator of mortality risks. *J Epidemiol Community Health* 1998;52:153–60.
- Mesrine A. Les différences de mortalité par milieu social restent fortes. In: INSEE, editor. La société française : données sociales. Paris: INSEE; 1999. p. 228–35.
- Mejler L, Robert-Bobée I. Mortalité des femmes et environnement familial : rôle protecteur de la vie de famille. *INSEE Première* 2003;8952:1–4.
- Sacker A, Frith D, Fitzpatrick R, Lynch K, Bartley M. Comparing health inequalities in men and women: prospective study of mortality 1986–1996. *BMJ* 2000;320(1303):7.
- Aber S. Computing inequalities in women's and men's health. *Britain in the 1990s*. Soc Sci Med 1997;44(6):773–87.
- Khat M, Sernet C, Le Pape A. Women's health in relation with their family and work roles: France in the early 1990s. *Soc Sci Med* (1982) 2000;50(12):1807–25.
- Sauzet-Cubizolles M, Chastang JF, Merviel G, Leclerc A, Luce D. Social inequalities in mortality by cause among men and women in France. *J Epidemiol Community Health* 2009;63(3):197–202.
- Denton M, Prus S, Walters V. Gender differences in health: a Canadian study of the psychosocial, structural and behavioural determinants of health. *Soc Sci Med* 2004;58:2585–600.
- Legleye S, Khat M, Beck F, Peretti-Watel P. Widening inequalities in smoking initiation and cessation patterns: a cohort and gender analysis in France. *Drug Alcohol Depend* 2011. <http://dx.doi.org/10.1016/j.drugalcdep.2011.02.004>.
- Montaut A, Danet S. Les inégalités sociales de santé en France. Exploitation de l'enquête Handicap-Santé 2008. *Bull Epidemiol Hebd* 2011;8:975–8.
- Mackenbach JP, Stirbu I, Roskam AJ, Schaap MM, Menvielle G, Leinsalu M, et al. Socioeconomic inequalities in health in 22 European countries. *NEJM* 2008;358(23):2468–81.
- Crimmins EM, Kim JK, Solé-Auró A. Gender differences in health: results from SHARE, ELISA and HRS. *Eur J Public Health* 2011;21(1):81–91.
- Oksanen A, Crimmins E, Saito Y, O'Rand A, Vaupel JW, Christensen K. Cross-national comparison of sex differences in health and mortality in Denmark, Japan and the US. *Eur J Epidemiol* 2010;25(7):471–80.
- Singh-Manoux A, Guéguen A, Ferrie J, Shipley M, Martikainen P, Bonenfant S, et al. Gender differences in the association between morbidity and mortality among middle-aged men and women. *Am J Public Health* 2008;98(12):2251–7.
- Cambois E, Blacher A, Robine JM. Aging and health in France: an unexpected expansion of disability in mid-adulthood over recent years. *Eur J Public Health* 2013;23(4):575–81.
- Van Oyen H, Nusselder W, Jagger C, Kollip P, Cambois E, Robine JM. Gender differences in healthy life years within the EU: an exploration of the "health-survival" paradox. *Int J Public Health* 2013;58(1):143–55. <http://dx.doi.org/10.1007/s00038-012-0361-1>.
- Goffman E. The arrangement between the sexes. *Theory Soc* 1977;4(3):301–31.
- Becker G. Human capital, effort and sexual division of labor. *J Labor Econ* 1985;3(1):S33–58.
- Chaparro PA. Rational household labour supply. *Econometrica* 1988;56(1):63–90.
- OECD. Closing the gender gap: act now; 2012. 352 p.
- Booth A, Francesconi M, Frank J. A sticky floor model of promotion, pay and gender. *Eur Econ Rev* 2003;47:295–322.
- Albrecht J, Bjorklund A, Vroman S. Is there a glass ceiling in sweden? *J Labor Econ* 2003;21(1):145–77.
- Arunapalam W, Booth AL, Bryan ML. Is there a glass ceiling over Europe? Exploring the gender pay gap across the wage distribution. *Indus Labor Relat Rev* 2007;60(2).
- Gibillon L, Meurs D, Roux S. Estimating gender differences in access to jobs. *J Labor Econ* 2015;33(2):317–63.
- Sernet C, Khat M. [Health of the unemployed in France: literature review]. *Rev Epidemiol Santé Publique* 2004;52(5):465–74.
- Karasek R. Lower health risk with increased job control among white-collar workers. *J Organ Behav* 1990;11:171–85.
- Siegrist J. Adverse health effects of high effort low reward conditions. *J Occup Health Psychol* 1996;1:27–41.
- Malmusi D, Vives A, Benadi J, Borrell C. Gender inequalities in health: exploring the contribution of living conditions in the intersection of social class. *Glob Health Action* Sweden 2014;23:189.
- Cournot T, Roussel C. Emploi et santé des seniors durablement exposés à des pénibilités physiques au cours de leur carrière. *Dares Analyses* 2011;20:1–4.
- Volkoff S, Molinié AF. L'échec des liens santé travail et le fil de l'âge. In: Degenne A, Marry C, Moulin S, editors. Les catégories sociales et leurs frontières. Laval (Québec): Presses de l'Université Laval; 2011. p. 323–44.
- Couteaux AS. Le masculin et le féminin au prisme de la santé et de ses inégalités sociales [Gender through the prism of health and its social inequalities] (PDF - sociology) Institut d'Études Politiques de Paris - Sciences Po; 2011. 566.
- Cambois E, Garrouste C, Pallié A. To what extent gender differentials in occupational careers contribute to sex health differences in France. Workshop of the EAPS Health, morbidity and mortality-working group. London: LSE; 2014.
- Davey Smith G, Bartley M, Blane D. The black report on socioeconomic inequalities in health 10 years on. *Br Med J* 1990;301:373–7.
- Blane D, Harding S, Rosato M. Does social mobility affects the size of the socioeconomic differential? Evidence from the ONS longitudinal study. *J Royal Stat Soc* 1999;162:59–70.
- Cambais E. Careers and mortality: evidences on how far occupational mobility predicts differentiated risks. *Soc Sci Med* 2004;58:2545–58.
- Cambais E, Laborde C. Mobilité socioprofessionnelle et mortalité en France: des liens qui se confirment pour les hommes et qui s'affirment pour les femmes. *Population* 2011;66(3):373–400.
- Goldblatt PO. Changes in social class between 1971 and 1981: could this affect mortality differences among men of working ages. *Popul Trends* 1983;51:9–17.
- Backes G, Lash V, Reimann K. Gender, health and aging. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften; 2006. 321 p.
- Sophie Pomihauz, Schreiber A. Dans les couples de salariés, la répartition du travail domestique reste inégale. In: INSEE, editor. Données sociales. La découverte; 2006. p. 45–51.
- Laetitia E, Aher S, Kvella K, Roos E. Multiple roles and health among British and Finnish women: the influence of socioeconomic circumstances. *Soc Sci Med* (1982) 2002;54(5):727–40.
- Melchior M, Berkman LF, Niedhammer I, Zins M, Goldberg M. The mental health effects of multiple work and family demands. A prospective study of psychiatric sickness absence in the French GAZEL study. *Soc Psychiatry Psychiatr Epidemiol* 2007;42(7):573–82.
- Berkman LF, Buxton O, Erel K, Okochukwu C. Managers' practices related to work-family balance predict employee cardiovascular risk and

- sleep duration in extended care settings. *J Occup Health Psychol* 2011;15(3):16–29.
- [87] Errel KA, Koenen KC, Berkman LF. Incorporating home demands into models of job strain: findings from the work, family, and health network. *J Occup Environ Med* 2008;50(11):1244–52.
- [88] Plaisier I, de Bruijn JG, Smit JH, de Graaf R, Ten Have M, Beekman AT, et al. Work and family roles and the association with depressive and anxiety disorders: differences between men and women. *J Affect Disord* 2008;105(1–3):63–72 [Epub 2007/05/26].
- [89] Berkman L, O'Donnell E. The pro-family workplace: social and economic policies and practices and their impacts on child and family health. In: Landale N, McHale SM, Booth A, editors. *Families and child health national symposium on family issues*. Springer; 2013.
- [90] Vaananen A, Kevin MV, Ala-Mursula L, Pentti J, Kivimäki M, Vahtera J. The double burden of and negative spillover between paid and domestic work: associations with health among men and women. *Women Health* 2004;40(3):1–18.
- [91] Sabath EL, Melchior M, Goldberg M, Zins M, Berkman LF. Work and family demands: predictors of all-cause sickness absence in the GAZEL cohort. *Eur J Public Health* 2012;22(1):101–6.
- [92] O'Donnell EM, Errel KA, Berkman LF. Depressive symptoms in extended-care employees: children, social support, and work-family conditions. *Issues Ment Health Nurs* 2011;32(12):752–65.
- [93] Hunt K. A generation apart? Gender-related experiences and health in women in early and late mid-life. *Soc Sci Med* (1982) 2002;54(5):663–76.
- [94] Sekine M, Chandola T, Martikainen P, Marmot M, Kagitanihori S. Sex differences in physical and mental functioning of Japanese civil servants: explanations from work and family characteristics. *Soc Sci Med* (1982) 2010;71(12):2091–9.
- [95] Coursolle KM, Sweeney MM, Raymo JM, Ho JH. The association between retirement and emotional well-being: does prior work-family conflict matter? *J Gerontol B Psychol Sci Soc Sci* 2010;65(5):609–20.
- [96] Soulier N, Weber A. L'implication de l'entourage et des professionnels auprès des personnes âgées à domicile. *Etud Result* 2011;7(71).
- [97] Petite S, Weber A. Les effets de l'allocation personnalisée d'autonomie sur l'aide dispensée aux personnes âgées. *Etud Result* 2006;459.
- [98] Capistrant BD, Berkman LF, Glymour MM. Does duration of spousal caregiving affect risk of depression onset? Evidence from the health and retirement study. *Am J Geriatr Psychiatry* 2013.
- [99] Capistrant BD, Moon JR, Berkman LF, Glymour MM. Current and long-term spousal caregiving and onset of cardiovascular disease. *J Epidemiol Community Health* 2012;66(10):951–6.
- [100] Pinquart M, Sorensen S. Gender differences in caregiver stressors, social resources, and health: an updated meta-analysis. *J Gerontol B Psychol Sci Soc Sci* 2006;61(1):P33–45.
- [101] Pearlín LI, Mullan JT, Semple SJ, Skaff MM. Caregiving and the stress process: an overview of concepts and their measures. *Gerontologist* 1990;30(5):583–94.
- [102] Brian-Youniss BL, Martin C. Travailler et prendre soin d'un parent âgé dépendant. *Travail Genre Soc* 2006;16:77–96.
- [103] Marshall NL, Barnett RC. Work-family strains and gains among two-earner couples. *J Commun Psychol* 1993;21:64–78.
- [104] Bonnet C, Hourriez J. Égalité entre hommes et femmes à la retraite : quel rôle pour les droits familiaux et conjugaux ? *Population*. En révision.
- [105] Hughes ME, Waite LJ. Marital biography and health at mid-life. *J Health Soc Behav* 2009;50(3):344–58.
- [106] Zhang Z, Hayward MD. Gender, the marital life course, and cardiovascular disease in late midlife. *J Marriage Fam* 2006;68(3):639–57.
- [107] Grundy EM, Tomasini C. Marital history, health and mortality among older men and women in England and Wales. *BMC Publ Health* 2010;10:554.
- [108] Avellar S, Smock PJ. The economic consequences of the dissolution of cohabiting unions. *J Marriage Fam* 2005;67:315–27.
- [109] Fontaine M, Stiehl J. Les parents séparés d'enfants mineurs : quel niveau de vie après une rupture conjugale ? *Pol Soc Fam* 2014;117:80–6.
- [110] Hewitt B, Turrell G, Giskes K. Marital loss, mental health and the role of perceived social support: findings from six waves of an Australian population based panel study. *J Epidemiol Community Health* 2012;66:308–14.
- [111] Arber S. Gender, marital status, and ageing: linking material, health, and social resources. *J Aging Stud* 2004;18(1):91–108.
- [112] Berkman LF, Zheng Y, Glymour MM, Avendano M, Borsch-Supan A, Sabath EL. Mothering alone: cross-national comparisons of later-life disability and health among women who were single mothers. *J Epidemiol Community Health* 2015;69:72.
- [113] Borrell C, Palencia L, Munianer C, Urquía M, Malmusi D, O'Campo P. Influence of macrosocial policies on women's health and gender inequalities in health. *Epidemiol Rev* 2014;36:31–48.