



TRANSITIONS
DEMOGRAPHIQUES
TRANSITIONS
ECONOMIQUES

Comment expliquer la différence d'espérance de vie en bonne santé à 65 ans entre la France et la Suède

Chaire TDTE

Vincent Delboca
Chargé de recherche

26 janvier 2026

Résumé

Nous vivons de plus en plus longtemps, mais vivre plus longtemps ne veut pas nécessairement dire vieillir en bonne santé. L'espérance de vie en bonne santé ou l'espérance de vie sans incapacité est un indicateur du vieillissement réussi largement utilisé en Europe. Ce concept a été remis au-devant de la scène en France sur les débats de l'indexation de l'âge de la retraite sur l'espérance de vie en bonne santé. En France les seniors de plus de 65 ans peuvent espérer vivre 11 ans en bonne santé, contre 14 ans en Suède ; cette différence constitue le point de départ de cette étude.

Une telle différence d'espérance de vie en bonne santé est étonnante pour 2 pays démographiquement et économiquement comparables. Ce qui vient à nous poser une question courte et compliquée à la fois : « Comment expliquer la différence d'espérance de vie en bonne santé à 65 ans entre la France et la Suède ? ». L'espérance de vie en bonne santé est un indicateur composé à l'aide de l'espérance de vie ainsi que de l'incapacité.

Nous avons donc mis en évidence les déterminants de l'espérance de vie, grâce aux données de l'OCDE. Puis nous avons mis en lumière les déterminants de l'incapacité grâce aux données de l'enquête européenne SHARE avec ces données individuelles. Nous avons mis en avant les profils type des personnes en incapacité et avons mis en place un modèle afin de comprendre l'amplitude de l'effet des variables explicatives que nous avons utilisées sur le risque d'être en incapacité. Enfin nous avons utilisé un « Restricted Mean Survival Time » afin de comprendre l'effet de nos variables sur l'âge moyen d'entrée en incapacité en contrôlant l'effet de l'âge, du sexe, des revenus et du niveau d'étude.

Concernant l'espérance de vie, nous avons mis en évidence certains déterminants aux effets délétères reconnus comme la consommation de tabac ou d'alcool. Au contraire, la bonne alimentation et un air peu pollué ont des effets bénéfiques sur l'espérance de vie. Des dépenses de santé élevées augmentent aussi l'espérance de vie mais à un certain niveau l'effet marginal décroît. Cependant, si ces dépenses de santé sont à payer directement par le ménage, les dépenses de santé semblent baisser l'espérance de vie. Une protection sociale importante avec un reste à charge faible augmente l'espérance de vie. Si le reste à charge des Français rejoignait le reste à charge moyen des pays de l'OCDE, les Français pourraient perdre 8 mois d'espérance de vie, ce sont d'ailleurs les ménages les plus modestes qui subiraient ce changement.

Pour l'incapacité, la santé mentale semble être la variable qui a le plus d'impact sur le risque d'incapacité. Être en dépression augmente le risque d'incapacité de 70 % et avance l'âge d'incapacité moyen de 2 ans et 5 mois. La santé physique joue aussi un rôle central dans l'incapacité, être en inactivité physique augmente de 45 % le risque d'incapacité et avance l'âge moyen d'incapacité de 2 ans et 2 mois. Au contraire, la pratique d'activité socialisée réduit le risque d'incapacité de 23 % et repousse l'âge d'incapacité de 1 an et 3 mois. Il est important de noter que ces résultats peuvent être inexacts dus à un biais de causalité inverse.

Deux facteurs expliquent la différence d'espérance de vie en bonne santé à 65 ans entre la France et la Suède. La différence d'identification de l'incapacité entre ces deux pays, mais surtout la prévalence des déterminants délétères de l'incapacité est plus élevée en France qu'en Suède. Au contraire les déterminants protecteurs sont plus récurrents en Suède. Ce qui peut probablement s'expliquer par les dépenses élevées et continue en prévention de la Suède ainsi qu'à leur système de paiement de leur médecin généraliste qui encouragera les médecins à faire davantage de message de prévention.

Table des matières

I-	Introduction.....	4
II-	Méthodologie	6
1.	Les définitions	6
2.	Stratégie et outils économétrique	9
3.	Base de données	11
III-	Déterminants de l'espérance de vie en bonne santé selon la littérature	12
1.	Les déterminants de l'espérance de vie selon la littérature	12
2.	Les déterminants de l'incapacité selon la littérature.....	14
IV-	Les déterminants de l'espérance de vie en bonne santé à 65 ans.....	15
1.	Les déterminants de l'espérance de vie à 65 ans.....	15
2.	Les déterminants de l'incapacité des séniors	22
V-	Les raisons de la différence d'EVSI à 65 ans entre la France et la Suède.....	33
1.	La méthode de calcul du GALI explique une partie de la différence d'EVSI à 65 ans	35
2.	Les déterminants de l'EVSI à 65 ans, une comparaison entre la France et la Suède.....	37
	Conclusion	41
	Bibliographie (type APA)	43
	Annexes	46

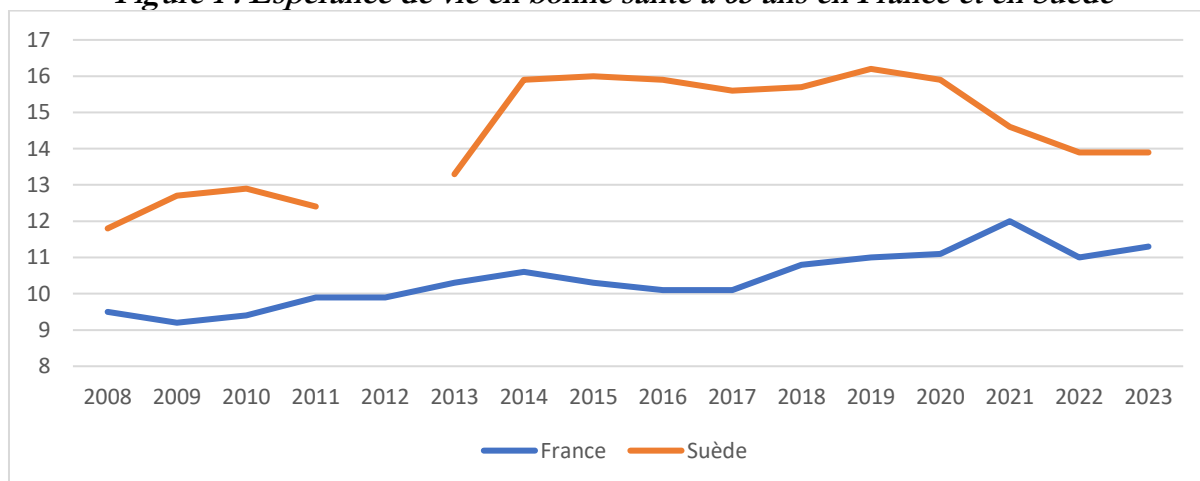
I- Introduction

L'Europe fait face au vieillissement de sa population. En 2013, 18 % des Européens avaient 65 ans ou plus ; en 2024, ce chiffre monte à 22 % et devrait dépasser 30 % à l'horizon 2050. Dans ce contexte, la santé des seniors va donc devenir un sujet de plus en plus central pour les pouvoirs publics.

L'espérance de vie en bonne santé à 65 ans est un bon indicateur pour dresser un état des lieux de la santé des seniors. Cet indicateur a pour but de calculer la durée de vie moyenne sans limitations irréversibles des activités de la vie quotidienne ni incapacité physique ou mentale. L'espérance de vie en bonne santé est un sujet remis au-devant de la scène à la suite des discussions sur le système de retraite, avec la question de l'indexation de l'âge de départ à la retraite sur l'espérance de vie en bonne santé.

En Europe, la France est le 7^e pays ayant la plus longue espérance de vie en bonne santé à 65 ans, derrière la Suède ou la Norvège notamment. En France, l'espérance de vie en bonne santé à 65 ans n'a pas cessé d'augmenter, passant de 9 ans en 2005 à 11 ans en 2023. Cependant, l'espérance de vie en bonne santé à 65 ans semble stagner : depuis 2019, cet indicateur n'a augmenté que de 4 mois pour les femmes et de 1 mois pour les hommes¹. La Suède est le 2^e pays européen avec la plus longue espérance de vie en bonne santé à 65 ans, avec 14 ans en 2023. Malgré des structures d'âge et une richesse similaire, la Suède affiche donc une meilleure espérance de vie en bonne santé à 65 ans. Cette proximité démographique renforce l'intérêt d'une comparaison entre les deux pays ; les différences de structure n'expliquent pas la différence d'espérance de vie en bonne santé, ce qui renforce l'intérêt de l'analyse des facteurs pouvant expliquer cet écart.

Figure 1 : Espérance de vie en bonne santé à 65 ans en France et en Suède



Source: Auteurs, Eurostat

Il faut comprendre que l'espérance de vie en bonne santé est un indicateur composite de l'espérance de vie et de l'incapacité, ici calculé à l'aide de l'indicateur de limitation d'activité générale. L'espérance de vie en France est plus élevée que celle de la Suède, ce qui suggère que c'est l'incapacité qui explique la différence d'espérance de vie en bonne santé à 65 ans entre la France et

¹ Coralie Francou (2026, janvier). L'espérance de vie sans incapacité à 65 ans est de 11,8 ans pour les femmes et de 10,5 ans pour les hommes en 2024. Études et résultats, 1363.

la Suède. C'est pourquoi l'analyse de l'incapacité joue un rôle central dans l'explication de cette différence d'espérance de vie en bonne santé à 65 ans.

Dans un contexte de vieillissement démographique, le nombre d'individus en situation d'incapacité est appelé à augmenter dans les années à venir, faisant du « bien vieillir » un enjeu majeur des politiques publiques. Si de nombreuses études se sont intéressées à l'incapacité, peu d'entre elles, à notre connaissance, ont comparé les seniors européens dans une perspective visant à comprendre les déterminants de l'incapacité, avec comme indicateur majeur l'indicateur de limitation d'activité.

Cette étude vise donc à répondre à la problématique suivante : « Comment expliquer la différence d'espérance de vie en bonne santé à 65 ans entre la France et la Suède ? ».

Pour répondre à cette question, nous allons premièrement définir l'espérance de vie, l'incapacité et l'espérance de vie en bonne santé. Par la suite, nous allons mettre en lumière les déterminants de l'espérance de vie à travers des variables macroéconomiques, puis les déterminants de l'incapacité à l'aide de variables microéconomiques. Enfin, nous comparerons les méthodes de captation de l'incapacité entre la France et la Suède, puis nous comparerons la prévalence des déterminants de l'incapacité que nous aurons identifiés entre la France et la Suède. Connaître les déterminants et leur importance est majeur afin de cibler les campagnes de sensibilisation sur les bons comportements à adopter.

II- Méthodologie

Afin de répondre au mieux à la question centrale de cette étude, nous allons définir l'espérance de vie, l'indicateur de limitation d'activité générale, l'indicateur que nous utiliserons pour capter l'incapacité et, enfin, l'espérance de vie en bonne santé.

1. Les définitions

L'espérance de vie en bonne santé (EVBS), ou espérance de vie sans incapacité, est un outil permettant de comparer la santé de la population totale d'un pays entre deux périodes. Ou encore entre deux pays différents à une année donnée, malgré une structure d'âge différente. Cependant, pour que la comparaison soit juste, la définition de l'état de santé, la méthode de collecte des données et les intervalles d'âge doivent être similaires entre les deux pays.

Dans cette étude, nous allons nous intéresser à l'espérance de vie en bonne santé selon la méthode de Sullivan². D'autres méthodes existent, mais la méthode de Sullivan est largement utilisée au niveau européen.

L'EVBS est un indicateur composite de deux autres indicateurs : l'espérance de vie et l'indicateur de limitation d'activité générale (GALI). Nous allons donc définir ces deux indicateurs.

a) Espérance de vie

Selon l'INSEE, l'espérance de vie à la naissance représente la durée de vie moyenne d'une génération fictive soumise aux conditions de mortalité par âge de l'année considérée. Dans notre étude, nous nous intéressons plus particulièrement à l'espérance de vie à 65 ans. Dans ce cas, l'espérance de vie à 65 ans correspond au nombre moyen d'années restant à vivre au-delà de 65 ans. Le but de l'étude étant de s'intéresser aux seniors, cet indicateur est donc plus pertinent que l'espérance de vie à la naissance. Le calcul de l'espérance de vie est réalisé de manière à ne pas prendre en compte la structure d'âge de la population globale, ce qui rend la comparaison entre populations pertinente. Une population vieillissante ne fait pas diminuer l'espérance de vie, en revanche, un taux de mortalité accru dû à une guerre, à une épidémie, à un accès aux soins difficile ou à des conditions sanitaires dégradées peut faire baisser l'espérance de vie. L'espérance de vie, comme indicateur global de santé, a été largement adoptée après la Seconde Guerre mondiale par l'Organisation mondiale de la santé (OMS) et l'Organisation de coopération et de développement économiques (OCDE). L'OMS fournit des estimations fiables dans le cadre du projet « Global Health Estimates », lancé en 2000. L'OCDE propose, quant à elle, des données plus anciennes, disponibles depuis 1960.

b) L'indicateur de limitation d'activité générale (GALI)

Le GALI a été créé dans le cadre du projet « The European Core Health Indicators » (ECHI) de 1998 à 2001. Cet indicateur a pour objectif d'évaluer les limitations d'activité d'au moins six mois liées à la santé. Il s'appuie sur des données déclaratives recueillies chaque année via l'enquête « European Union Statistics on Income and Living Conditions » (EU-SILC), à travers la question suivante : « Au cours des six derniers mois, dans quelle mesure avez-vous été limité en raison d'un problème de santé dans les activités que les gens pratiquent habituellement ? Diriez-vous que vous

² Sullivan, D.F. (1971). A single index of mortality and morbidity. HSMHA Health Reports, 86, 347–354

avez été sévèrement limité, limité(e) mais pas sévèrement, ou pas limité(e) du tout ? » . L'INSEE considère comme handicapées les personnes répondant « oui, fortement » à cette question (Dauphin & Eidelman, 2021).

Cet indicateur a été spécialement conçu pour comparer l'état de santé et les limitations entre les pays européens. Une longue phase de tests et de différentes traductions a eu lieu, et en 2008, cette phase s'est achevée. Plusieurs études ont validé la comparabilité (Robine & Jagger, 2003 ; Van Oyen et al., 2006 ; Cox et al., 2009 ; Jagger et al., 2010), le GALI est désormais harmonisé dans tous les pays européens.

Cependant, certains problèmes de comparabilité subsistent. Tout d'abord, les différences culturelles influencent les réponses des sondés européens. De plus, les personnes institutionnalisées (maisons de retraite, hôpitaux de long séjour, EHPAD) sont exclues de l'échantillon EU-SILC, ce qui peut sous-estimer les limitations d'activité dans les pays où la proportion de personnes en institutions est élevée (ECHI Steering Group, 2012 ; Cambois, 2009).

Malgré une harmonisation des méthodes en 2021, certaines différences subsistent aujourd'hui. Par exemple, en France, seule la question évoquée précédemment est posée, tandis qu'en Suède, cette question est décomposée en deux questions : « Because of a health issue, do you find it difficult to manage tasks or take part in activities that people do in general? Would you say that it is very difficult, quite difficult or not at all difficult? » et « Had these difficulties during at least the past six months, Yes/No ». Cela peut créer des différences entre les pays et entre les années. En 2010, le questionnaire suédois ne posait qu'une question semblable à celle de la France. En 2014, la question a été décomposée en quatre questions, et enfin en 2021, le GALI est passé de quatre questions à deux, créant des « breaks in series », c'est-à-dire qu'il est difficile de comparer les chiffres de 2013 à 2014. De plus, un GALI décomposé en plusieurs questions tend à sous-estimer les limitations par rapport à une question unique (Cambois et al., 2015).

La méthode de collecte des données a également évolué avec le temps. Le « Computer Assisted Web Interview » (CAWI) prend de plus en plus de place depuis la crise du Covid, tandis que la version papier perd du terrain. Ce changement a réduit le temps moyen pour répondre à toutes les questions mais a augmenté les valeurs manquantes. L'EU-SILC et le « European Health Interview Survey » (EHIS) montrent que le CAWI tend à produire des résultats plus extrêmes, sans doute en raison de l'absence de biais de désirabilité sociale, sans enquêteur, les personnes sondées se présentent en meilleure santé et minimisent leurs difficultés, ce qui met en lumière les limites des données de santé perçue comme le GALI.

Malgré ces limites, cet indicateur est préféré aux indicateurs « Activities of Daily Living » (ADL) et « Instrumental Activities of Daily Living » (IADL) dans les bases de données françaises et européennes. Le GALI est fortement corrélé avec les ADL, IADL ainsi qu'avec des mesures objectives comme la force de préhension et la vitesse de marche, tout en restant synthétique grâce à une question unique. Le GALI est utilisé dans toutes les grandes enquêtes européennes : dans l'enquête « Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe »³ (SHARE), dans le « European Social Survey » (ESS), et bien sûr dans l'EU-SILC et l'EHIS. En France, il est également largement

³ Börsch-Supan, A., M. Brandt, C. Hunkler, T. Kneip, J. Korbmacher, F. Malter, B. Schaan, S. Stuck and S. Zuber (2013). Data Resource Profile: The Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe (SHARE). *International Journal of Epidemiology*. DOI: 10.1093/ije/dyt088.

utilisé pour les grandes enquêtes telles que « Handicap-Santé » (HSM/HSI), « Autonomie », « Capacités, Aides et Ressources des seniors » (CARE), ainsi que « L'enquête statistique sur les ressources et les conditions de vie des ménages » (SRCV), entre autres (Dauphin & Eideliman, 2021).

c) Espérance de vie en bonne santé

L'espérance de vie en bonne santé (EVBS) possède deux définitions. La première, proposée par l'OMS, stipule que l'espérance de vie en bonne santé correspond au nombre d'années pendant lesquelles une personne peut s'attendre à vivre en « pleine santé ». Autrement dit, c'est le nombre moyen d'années de vie sans morbidité.

Dans notre étude, nous nous intéressons plutôt à la seconde définition, adoptée par la Commission européenne et par l'INSEE. Selon l'INSEE, l'espérance de vie en bonne santé, ou espérance de vie sans incapacité (EVSI), est « la durée de vie moyenne en bonne santé c'est-à-dire sans limitation irréversible d'activité dans la vie quotidienne ni incapacités d'une génération fictive soumise aux conditions de mortalité et de morbidité de l'année ». Elle caractérise la mortalité et la morbidité indépendamment de la structure par âge.

Cette définition se base sur l'incapacité, mesurée via le GALI, pour pallier la difficulté à quantifier la santé. L'espérance de vie traditionnelle a longtemps été vue comme un indicateur clé des politiques de santé. Cependant, elle ne renseigne pas sur le bien-être ni sur la véritable santé de la population : elle peut augmenter alors que ces deux aspects stagnent ou se dégradent, par exemple en maintenant en vie des personnes en mauvaise santé pendant des années.

Dans ce contexte, D.F. Sullivan propose en 1971, dans le *HSMHA Health Reports* et l'étude intitulée « A Simple Index of Mortality and Morbidity », l'EVSI. Cet indicateur corrige le biais de l'espérance de vie classique en tenant compte de l'incapacité des individus. La méthode de Sullivan calcule l'EVSI en combinant l'espérance de vie issue des tables de mortalité avec la proportion de personnes sans incapacité, mesurée par le GALI. Cette proportion est appliquée à chaque tranche d'âge, puis les années vécues « en bonne santé » sont additionnées pour obtenir l'indicateur global.

Cependant, l'EVSI présente des limites et sa mise en œuvre a pris plusieurs années. La difficulté à mesurer précisément l'incapacité et le défi de l'harmonisation entre pays ont retardé jusqu'en 2004 le calcul annuel de l'EVSI par Eurostat. Malgré une harmonisation (forcément imparfaite) de la collecte de données, la principale limite de l'EVSI reste le caractère déclaratif du GALI, susceptible de biaiser les résultats (notamment en raison des différences culturelles), ainsi que les multiples changements méthodologiques créant des « breaks in series ».

Ainsi, l'espérance de vie en bonne santé, ou espérance de vie sans incapacité selon Eurostat, est calculée à l'aide de la méthode Sullivan. Cette méthode consiste à combiner l'espérance de vie avec l'indicateur de limitation d'activité générale (GALI), basé sur la question suivante issue de l'EU-SILC : « Êtes-vous limité(e), depuis au moins six mois, en raison d'un problème de santé, dans les activités que les gens font habituellement ? ».

Pour chaque groupe d'âge, on multiplie l'espérance de vie restante par la proportion de personnes sans limitations, puis on additionne ces valeurs sur l'ensemble de la vie restante.

Par exemple, si une personne née aujourd'hui a une espérance de vie de 82 ans et que, en moyenne, les individus de chaque tranche d'âge vivent 80 % de leur temps sans limitation, l'EVSI serait d'environ 65 à 66 ans.

2. Stratégie et outils économétrique

a) Stratégie

Étant donné que l'EVSI est un indicateur composé de l'EV ainsi que de l'incapacité, nous allons chercher les déterminants de l'EV et de l'incapacité, puis comparer la prévalence de ces déterminants entre la France et la Suède. Sachant que c'est l'incapacité qui fait en sorte que la Suède ait une meilleure EVSI, nous approfondirons les déterminants de l'incapacité afin de comprendre au mieux cet avantage de longévité sans incapacité suédoise.

Pour ce faire, nous avons donc comparé l'EV des 5 pays ayant le plus et le moins de PIB, de dépenses de santé, de nombre de médecins, etc., afin de dégager des variables qui pourraient être déterminantes. Ensuite, nous ferons un tableau de corrélation afin de mettre en lumière les corrélations entre les variables. Enfin, nous utiliserons deux modèles à effet fixe « Within » avec comme variable à expliquer l'EV puis l'EV à 65 ans, afin d'avoir une analyse « toute chose égale par ailleurs ».

Concernant l'incapacité, nous aurons une approche microéconomique, pour faire ressortir des déterminants sur lesquels les individus peuvent avoir un effet, comme la pratique sportive par exemple. Notre analyse de l'incapacité sera faite avec des individus de plus de 50 ans afin d'avoir les premiers signes d'incapacité avant même les 65 ans. Pour mettre en lumière les déterminants de l'incapacité, nous avons fait une table de contingence avec l'incapacité et une multitude de variables microéconomiques. Nous comparons le pourcentage de personnes en incapacité qui pratiquent du sport, par exemple, et ensuite des personnes qui ne font pas de sport, et comparons les résultats ; cette première analyse peut nous indiquer quelles variables auront possiblement un effet sur l'incapacité.

Ensuite, nous ferons une Analyse en Composantes Principales (ACP) afin d'observer des associations de variables pour mettre en valeur des profils de personnes en incapacité. Puis, nous utiliserons un modèle Cox afin de mesurer le risque de première incapacité en fonction des variables explicatives. Enfin, nous utiliserons le Restricted Mean Survival Time (RMST) afin d'estimer le nombre moyen d'années gagnées ou perdues avant la survenue de la première incapacité. Nous avons également regardé le profil type des individus avec une incapacité forte à l'aide d'une ACP.

b) Outils économétriques

Nous allons en premier lieu expliquer le fonctionnement du modèle à effets fixes Within. Ce modèle est un modèle à données de panel, dans notre exemple, nos individus i sont des pays et notre période t est représentée en années. L'équation générale du modèle à effets fixes est sous cette forme :

$$y_{it} = \alpha_i + \beta'X_{it} + u_{it}$$

Dans cette équation, y_{it} représente la variable dépendante, dans notre exemple l'espérance de vie ; X_{it} représente le vecteur des variables explicatives ; α_i représente la constante de chaque pays ; β' représente les coefficients associés aux variables explicatives et enfin u_{it} représente le terme d'erreur idiosyncratique. Le modèle Within s'intéresse aux effets dans les pays dans le temps et non entre les pays, ce modèle observe l'évolution intra-individu. Pour ce faire, on centre les variables sur la moyenne des individus, ce qui donne l'équation suivante :

$$\bar{y}_{it} = \beta' \bar{X} + \bar{u}_{it}$$

On remarque que la constante a disparu ; les différences entre les pays ont également disparu. Dans notre cas, notre modèle a une variable « dépenses de santé » en forme quadratique, car la variable dépenses de santé est incluse au carré. Notre équation finale est donc sous cette forme :

$$\bar{y}_{it} = \beta_1 \ln(\bar{D})_{it} + \beta_2 [\ln(D)]_{it}^2 + \gamma' \bar{z}_{it} + \bar{u}_{it}$$

Le terme $[\ln(D)]_{it}^2$ est la forme quadratique des dépenses de santé, qui a pour but de capter les effets non linéaires des dépenses de santé sur l'espérance de vie. Dans cette équation β_1 , β_2 et γ' sont les coefficients des variables explicatives à estimer tandis que $(D)_{it}$ représente les dépenses de santé et que $\bar{z}_{it}$ représente les autres variables explicatives. Pour l'interprétation de l'augmentation de 1% des variables en logarithme, nous avons cette équation : $\Delta y \approx 0,01 \times \beta$.

Dans un second temps, nous utiliserons un modèle Cox. Ce modèle est généralement utilisé pour calculer l'effet des variables explicatives sur le risque de mortalité. Le modèle Cox prend en compte les individus qui sont censurés à droite dans la base de données, c'est-à-dire les individus qui disparaissent entre deux vagues de questionnaire et ne réapparaissent pas. Logiquement, le modèle Cox nécessite des données de panel. Dans notre cas, nous l'avons utilisé pour capter les effets de nos variables explicatives sur le risque de première incapacité : dès que l'individu est en incapacité, le modèle ne le prend plus en compte. Ce modèle n'est donc pas adapté pour observer les possibles retours en capacité. Le modèle Cox prend la forme générale suivante :

$$h_i(t|X_i(t)) = h_0(t)\exp(\beta'X_i(t))$$

Dans le modèle de Cox, la fonction de risque pour l'individu i au temps t , notée $h_i(t | X_i(t))$, représente la probabilité instantanée de survenue de l'événement d'intérêt à l'instant t , conditionnellement au fait que cet événement ne se soit pas encore produit avant t . La fonction $h_0(t)$ correspond au risque de base commun à l'ensemble des individus. Elle décrit l'évolution du risque dans le temps en l'absence de toute variable explicative. Le vecteur $X_i(t)$ regroupe l'ensemble des variables explicatives susceptibles d'influencer le risque de survenue de l'événement. Ces covariables peuvent être fixes dans le temps ou évoluer au cours de la période d'observation. Le vecteur β constitue les paramètres associés aux variables explicatives et mesure l'effet de chacune d'entre elles sur le risque de survenue de l'événement ; c'est le coefficient des variables explicatives. Enfin, le terme $\beta'X_i(t)$ constitue l'indice linéaire des covariables. Il synthétise l'influence conjointe des variables explicatives sur le risque individuel et intervient de manière exponentielle dans la fonction de risque, ce qui implique que les covariables agissent de façon multiplicative sur le risque de base.

En complément du modèle Cox nous avons utilisé un Restricted Mean Survival Time (RMST) ou temps de survie moyen restreint le but de ce modèle est d'observer l'effet des variables explicatives

sur le nombre moyen d'années avant l'apparition d'incapacité, contrôlé ici, par l'effet de l'âge, du genre, des revenus et du niveau d'étude à l'aide de covariables. Dans ce modèle il faut préciser l'horizon temporel, soit le temps total entre la première vague et la dernière vague de la base de données. Encore une fois logiquement, nous aurons aussi besoin de données de panel. Un modèle RMST avec des covariables prend la forme suivante :

$$RMST(\tau|X) = \int_0^{\tau} S(t|X)dt$$

Le τ représente l'horizon temporel que nous avons évoqué, l'intégral représente l'aire sous la courbe ayant pour abscisse le temps et pour ordonnée la probabilité de survie. Autrement dit, l'intégral représente l'accumulation des probabilités d'incapacité à chaque temps. Le $S(t|X)$ représente la probabilité d'être encore sans incapacité conditionnellement aux covariables X. Et enfin le t représente le temps, ici les différentes vagues de l'enquête Share.

3. Base de données

Dans cette étude, nous avons utilisé deux bases de données. Dans la partie sur l'espérance de vie, nous avons construit une base de données à l'aide de plusieurs sources. Pour la majorité des variables, nous avons utilisé les données de l'OCDE. Pour la variable sur les émissions de tonnes de CO₂ pour 1000 habitants dues à l'énergie, nous avons utilisé les données de l'Energy Institute, Statistical Review of World Energy, et pour l'espérance de vie à 65 ans, nous avons utilisé les données de la World Data Bank. Dans cette première base de données, nous avons 2 837 observations avec 15 variables. Ces données vont de 1960 à 2024, avec tous les pays de l'OCDE et quelques pays partenaires.

Pour la deuxième base de données, nous avons utilisé les données SHARE (Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe), une enquête longitudinale de grande ampleur portant sur la santé, le vieillissement et la retraite en Europe. Elle collecte des données auprès des personnes âgées de 50 ans et plus, ainsi que de leurs conjoints, quel que soit leur âge.

L'objectif principal de SHARE est de fournir des données harmonisées et comparables entre pays afin d'analyser les conditions de vie, l'état de santé, les trajectoires professionnelles et le bien-être des personnes âgées dans différents contextes institutionnels européens.

Lancée en 2004, l'enquête est organisée en vagues de collecte environ tous les deux ans et compte aujourd'hui neuf vagues. Elle couvre 27 pays européens ainsi qu'Israël. Grâce à sa dimension longitudinale et à son large périmètre géographique, SHARE constitue une source de données essentielle pour l'étude du vieillissement et pour l'évaluation de l'impact des politiques publiques sur les conditions de vie des seniors.

Nous avons utilisé 10 variables avec 507 391 observations sur les 9 vagues différentes, contenant 151 687 individus à travers l'Europe.

III- Déterminants de l'espérance de vie en bonne santé selon la littérature

Comme nous l'avons vu, l'EVBS est un indicateur composite. Dans cette partie, nous procéderons à une revue de littérature des déterminants de l'espérance de vie, puis des facteurs de risque du GALI, pour en déduire les déterminants de l'espérance de vie en bonne santé.

1. Les déterminants de l'espérance de vie selon la littérature

Tout d'abord, nous allons nous intéresser aux déterminants macroéconomiques. Le PIB est souvent cité comme l'indicateur macroéconomique le plus positivement associé à l'espérance de vie, indépendamment du niveau de développement économique du pays. Les études portant sur l'ensemble des pays et celles se concentrant sur les pays les plus développés arrivent aux mêmes conclusions (V. Varbanova, N. Hens, P. Beutels, 2023). Cependant, l'effet délétère de la corruption sur l'espérance de vie est moins important dans les pays riches que dans les pays pauvres (M.-V. Achim, V.-L. Vaidean, S.-N. Borlea, 2019).

Les dépenses de santé constituent également un déterminant majeur de l'espérance de vie, mais l'effet varie selon les pays. La France fait partie des pays où les dépenses de santé augmentent le plus l'espérance de vie. Si la France augmentait de 1 % ses dépenses de santé, l'espérance de vie augmenterait entre 0,06 % et 0,13 %. En comparaison, pour la Suède, ces chiffres se situent entre 0,02 % et 0,12 % (Douglas Barthold, Arijit Nandi, José M. Mendoza Rodríguez, Jody Heymann, 2014). Les économies les plus libérales (libre-échange, propriété privée) présentent une espérance de vie supérieure à celle des pays à économie plus fermée (James Gwartney, Robert Lawson, Joshua Hall & Ryan Murphy, 2021).

Les populations avec plus de femmes que d'hommes, avec une forte proportion d'emplois dans le secteur de la santé et du social, et une population jeune, présentent une espérance de vie supérieure aux autres populations (V. Varbanova, N. Hens, P. Beutels, 2023). Il est à noter que l'espérance de vie ne prend pas directement en compte l'âge : une population vieillissante peut engorger le système de santé et entraîner une baisse de l'espérance de vie.

La pollution a également un impact. Si les émissions de CO₂ augmentent de 1 tonne métrique par habitant, l'espérance de vie à la naissance diminuerait de 0,24 année, suggérant que des émissions plus élevées de carbone réduisent l'espérance de vie (V. Tarca, E. Tarca, M. Moscalu, 2024). Enfin, le nombre de lits d'hôpitaux, le nombre de médecins et le ticket modérateur moyen par habitant constituent aussi des déterminants d'espérance de vie. Un reste à charge faible, une augmentation rapide du nombre de lits d'hôpitaux et une augmentation du nombre de médecins contribuent à augmenter l'espérance de vie (Roffia, Bucciol, & Hashlamoun, 2023).

Nous allons maintenant examiner les variables individuelles liées à l'espérance de vie. Dans tous les pays, on observe un écart notable d'espérance de vie entre les individus peu instruits et ceux ayant un niveau d'éducation élevé, variant de 2,3 à 8,2 ans chez les hommes et de 0,6 à 4,5 ans chez les femmes. Le tabagisme est le principal facteur contribuant à cette différence liée au niveau d'éducation, suivi du faible revenu, puis du surpoids (Mackenbach et al., 2019).

En France, les femmes vivent en moyenne cinq ans de plus que les hommes (Eurostat). Cette différence est liée à des habitudes de vie distinctes, ce qui met en lumière certains déterminants de l'espérance de vie (N. Fourcade, L. Gonzalez, S. Rey, M. Husson, 2013). Tout d'abord, les comportements agressifs et dangereux sont moins répandus chez les femmes : la mortalité par mort violente est 2,3 fois plus faible chez les femmes que chez les hommes selon les données de 2006 à 2010 du Centre d'épidémiologie sur les causes médicales de décès. Les femmes ont également moins tendance à dépasser les limites de consommation d'alcool à moindre risque ; parmi les individus dépassant cette limite, 68 % sont des hommes et 32 % des femmes, bien que la consommation féminine tende à se rapprocher de celle des hommes (R. Andler, G. Quatremère, et al., 2021).

On observe un phénomène similaire pour le tabac : les femmes continuent de fumer moins que les hommes. En 2000, 26 % des femmes en France hexagonale fumaient quotidiennement contre 34 % des hommes. En 2023, ces chiffres sont respectivement de 20,9 % et 25,4 % (A. Pasquereau et al., 2024). Selon l'Institut national du cancer en 2023, 80 % des cancers du poumon sont attribuables au tabac. Le cancer du poumon reste la première cause de décès par cancer chez les hommes et la deuxième chez les femmes ; le cancer est la première cause de mortalité en France, un quart des décès étant liés au cancer. Le tabac est également associé à d'autres cancers, tels que ceux de la bouche, de la vessie et du pancréas.

Les femmes semblent également plus attentives à leur alimentation. En 2016, la prévalence de l'obésité chez les femmes était de 13,5 % et de 38 % pour le surpoids. Chez les hommes, ces chiffres étaient respectivement de 14,5 % et 50,5 %. L'écart entre hommes et femmes tend toutefois à se réduire, en particulier pour l'obésité (B. Salanave, C. Verdot, H. Escalon, A. Gautier, & V. Deschamps, 2024). Selon l'Institut national du cancer, le surpoids et l'obésité sont des facteurs de risque pour plusieurs cancers, notamment ceux du sein, du foie et du côlon-rectum.

En France, en 2021, les maladies cardiovasculaires (MCV) représentaient un cinquième des décès, soit la deuxième cause de mortalité après les cancers (C. Semaille, 2025). L'inactivité physique est un facteur de risque reconnu pour les MCV (Grave et al., 2020). La recherche a largement démontré l'effet protecteur de l'activité sportive. Pratiquer une activité modérée (marche lente, vélo à 15 km/h, aquagym) pendant 150 minutes par semaine réduit le risque de maladies coronariennes de 14 % ; pour 300 minutes de pratique hebdomadaire, le risque se réduit de 20 %. Même de faibles quantités d'activité physique ont un impact : il vaut mieux faire très peu de sport que de ne pas en faire du tout (Sattelmair et al., 2011).

Les exercices de renforcement musculaire, pratiqués une à trois fois par semaine pendant 1 à 59 minutes, réduisent de 40 à 70 % le risque d'événements cardiovasculaires (Liu et al., 2019). Plus généralement, la pratique régulière de sport est associée à une plus grande espérance de vie : 75 minutes de marche rapide par semaine augmentent l'espérance de vie de 1,8 an par rapport à l'absence d'activité. À 450 minutes de marche rapide par semaine, l'individu pourrait gagner jusqu'à 4,5 ans. Une personne pratiquant 150 minutes de marche rapide par semaine avec un IMC normal (18,5–24,9) gagne 7,2 ans d'espérance de vie par rapport à une personne inactive et obèse (Moore et al., 2012).

La sédentarité reste un facteur de risque : rester assis ou couché plus de 12,5 heures par jour augmente le risque de maladies cardiovasculaires de 14 % par rapport à ceux qui restent assis ou couchés seulement 2,5 heures par jour (Pandey et al., 2016).

L'alimentation influence également la mortalité : une consommation excessive de sel et de sucre augmente le risque (Mullee et al., 2019 ; He, Tan, Ma & MacGregor, 2020), tandis qu'une

consommation de fruits et légumes réduit le risque de maladies cardiovasculaires et, plus généralement, la mortalité (Wang et al., 2014). Le remplacement des graisses saturées par des acides gras polyinsaturés (PUFA) diminue aussi le risque de maladies cardiovasculaires (Li et al., 2015). Le manque de sommeil, tant en quantité qu'en qualité, est lié aux maladies cardiovasculaires (Khan & Aouad, 2022) et augmente le risque de développer certains cancers (Gu et al., 2016). La consommation de drogues comme le cannabis, la cocaïne, les amphétamines et l'héroïne peut avoir des effets cardiovasculaires graves ; le protoxyde d'azote, utilisé à des fins récréatives et souvent en surdose, produit des effets comparables à ceux des amphétamines (Olié et al., 2025). Ces substances impactent aussi la santé mentale, favorisant parfois la dépression ou l'anxiété.

Les facteurs de risque sont souvent interconnectés. Une mauvaise qualité et quantité de sommeil sont souvent liées à une mauvaise alimentation et à la consommation régulière de tabac (Gu et al., 2016). Le fait d'être un « night owl » (personne se couchant tard) est associé à une plus forte consommation d'alcool et de cannabis (Leger et al., 2022). La consommation excessive d'alcool est souvent liée au tabac et au cannabis, et la consommation de cannabis peut constituer une porte d'entrée vers d'autres drogues plus nocives (Kairouz & Nadeau, 2007). Enfin, le manque de sport et la sédentarité sont liés à une mauvaise alimentation et à l'obésité (Nurwanti et al., 2018).

2. Les déterminants de l'incapacité selon la littérature

Tout d'abord, il convient de souligner qu'il existe peu d'études européennes se concentrant spécifiquement sur le GALI. Les travaux disponibles montrent que les limitations d'activité déclarées sont influencées par des facteurs multiples, allant de la santé physique et mentale aux variables individuelles. Vieillir augmente la probabilité d'être en incapacité (Brunel & Carrère, 2020). Parmi les déterminants physiques, la fragilité et les douleurs articulaires apparaissent comme des facteurs déterminants. L'absence d'activité physique, le surpoids et l'obésité augmentent le nombre d'années passées en incapacité, reflétant le fait que ces variables représentent la capacité fonctionnelle réelle et donc la probabilité de déclarer des limitations sur le GALI. À l'inverse, une bonne alimentation (fruits et légumes) réduit le nombre d'années vécues en incapacité (W.J. Nusselder et al., 2020).

Les facteurs psychosociaux jouent un rôle tout aussi déterminant : la dépression et le faible soutien social augmentent le risque d'incapacité (Hermsen et al., 2014). Les caractéristiques sociodémographiques, telles que l'âge, le sexe, le niveau d'éducation ou le revenu, modulent également le risque de limitation, avec un risque accru chez les femmes et les personnes âgées (Brunel & Carrère, 2020). Le capital social et l'éducation influencent aussi le risque d'incapacité : les individus ayant grandi avec un père exerçant un métier manuel vivent, en moyenne, 0,70 année d'incapacité supplémentaire. Le fait d'avoir un salaire modeste augmente d'un an le nombre d'années vécues en incapacité (W.J. Nusselder et al., 2020). Le GALI est également un indicateur prédictif de mortalité, en particulier chez les personnes âgées et chez les femmes : une femme de plus de 65 ans avec une sévère limitation d'activité présente un risque de décès doublé par rapport à celles ne déclarant aucune limitation (Ayuso-Álvarez et al., 2024).

Le GALI est aussi fortement associé, dans l'ensemble des pays européens, aux restrictions physiques ADL (activities of daily living) et IADL (instrumental activities of daily living) (Berger et al., 2015). Pour compléter l'analyse du GALI, on peut donc se référer aux études sur les ADL et IADL. Ces études montrent que les limitations ADL et IADL sont étroitement liées à la fragilité, aux douleurs articulaires, aux chutes, à la dépression et au faible soutien social, ainsi qu'à des facteurs tels que l'âge, le niveau d'éducation et la participation sociale (Hermsen et al., 2014 ;

Goodarzi et al., 2024). Les ADL et IADL sont aussi associées aux maladies chroniques sévères, ce qui est cohérent, certaines maladies chroniques, comme l'arthrose, influençant directement les activités des seniors (J. Fong, 2019).

La participation sociale, quant à elle, est influencée par les limitations ADL, l'âge, l'éducation et le statut fonctionnel global, tandis que les facteurs psychosociaux modèrent les relations entre limitations physiques et participation sociale. Ainsi, même si le GALI n'a pas été étudié directement dans toutes ces publications, ses déterminants semblent refléter ceux des ADL et IADL, avec un rôle central de la fragilité, des douleurs, des chutes, de l'activité évitée, de la dépression, du faible soutien social et des facteurs socio-économiques. Cette approche multidimensionnelle fournit des pistes pour prévenir ou retarder la perte d'autonomie chez les seniors et orienter les interventions vers des leviers à la fois physiques, psychologiques et sociaux.

IV- Les déterminants de l'espérance de vie en bonne santé à 65 ans

1. Les déterminants de l'espérance de vie à 65 ans

- a) Une analyse macroéconomique des déterminants de l'espérance de vie à travers les statistiques descriptives

Dans cette partie, notre objectif est de montrer que les grands agrégats économiques expliquent en partie l'espérance de vie (EV) et l'espérance de vie à 65 ans (EV65). Nous démontrerons également qu'un système de santé caractérisé par un reste à charge faible et une protection sociale forte est associé à une meilleure espérance de vie.

Dans un premier temps, nous présenterons les variables retenues et leurs statistiques descriptives, puis nous analyserons les résultats de la modélisation. Pour expliquer au mieux l'EV et l'EV65, nous avons choisi de nous intéresser à 13 variables. Tout d'abord, nous considérons les grands agrégats économiques, tels que les dépenses de santé des pays. Dans notre base de données, nous avons choisi de prendre les dépenses de santé en dollars par personne, converties avec la parité de pouvoir d'achat (PPA) à prix constant 2020. Ce chiffre ne représente donc pas les dépenses réelles de chaque pays, mais permet de comparer au mieux les dépenses entre les pays. Nous avons également choisi de nous intéresser au PIB par habitant, PPA à prix constant.

Toujours parmi les grands agrégats, nous avons sélectionné le nombre d'habitants et les émissions de CO₂ en tonnes par 1 000 habitants liées à l'énergie, un proxy fortement corrélé aux émissions globales de CO₂.

Nous avons également choisi de mettre en avant certaines variables liées aux préférences de consommation de la population, telles que la consommation de tabac en grammes par personne et par an, la consommation d'alcool pur en litres par an, le nombre de kilocalories consommées par personne et par jour, ainsi que la consommation de légumes en kilogrammes par personne et par an. Afin d'observer l'effet de l'offre de soins sur l'espérance de vie, nous examinerons le nombre de lits d'hôpitaux pour 1 000 habitants, le nombre de lits d'EHPAD pour 1 000 habitants, ainsi que le nombre de médecins pour 1 000 habitants.

Enfin, nous avons choisi de travailler avec deux variables concernant le système de santé : la part des dépenses de santé des ménages restant à leur charge, ainsi que la part des dépenses sociales du système de protection sociale obligatoire dans le PIB. Ces données proviennent des bases de

l'OCDE, à l'exception des émissions de CO₂, qui viennent du « Energy Institute Statistical Review of World Energy », et des données sur l'espérance de vie à 65 ans, issues de la World Bank.

Sur 50 pays, dont 38 de l'OCDE et 12 pays partenaires, la France possède la deuxième meilleure espérance de vie à 65 ans. Un individu français âgé de 65 ans en 2023 peut s'attendre à vivre en moyenne 22 ans supplémentaires. Quant à l'espérance de vie à la naissance, la France se classe 11^e avec 83 ans. Cette différence peut mettre en évidence une tendance à mourir avant 65 ans en France. Les risques liés à la consommation d'alcool, notamment au volant, pourraient expliquer une partie des décès prématurés. La France se situe au 8^e rang pour la consommation d'alcool, avec une moyenne de 10,4 litres d'alcool pur par an et par personne. La consommation de tabac peut également contribuer à l'apparition de tumeurs touchant les individus avant 65 ans. La France se classe 13^e pour la consommation de tabac, avec 660 grammes par personne et par an. À l'inverse, certains facteurs favorisant le bien-vieillir peuvent être illustrés par le nombre de lits d'EHPAD. La France se situe au 12^e rang, avec 46 lits pour 1 000 habitants, la médiane étant de 42 lits pour 1 000 habitants.

Tableau 1 : Sommaire des statistiques sur 2990 observations

Variable	Année 2023	En France	Rang de la France sur 50	Moyenne	Médiane
Espérance de vie		83 ans	11ème	79,46 ans	81 ans
Espérance de vie à 65 ans		22 ans	2ème	19,29 ans	19,8 ans
Dépenses de santé \$PPA constants 2020		6036\$	10ème	4404\$	4046\$
PIB/hab \$PPA		58330\$	16ème	59238\$	54015\$
Population		68341348	10ème	105941102	11304324
Émission de tonnes de CO ₂ pour 1000 habitants due à l'énergie		3776	36ème	6196	5411
Consommation de tabac en gramme par personne/an		660g	13ème	859g	800g
Consommation d'alcool pur en litre par personne/an		10,4L	8ème	9L	9,3L
Nombre de kilocalories personne/jour		3595	13ème	3357	3402
Consommation de légume en kilo par personne/an		118	31ème	140	127
Nombre de médecin pour 1000 habitants		3,9	15ème	3,9	3,8
Nombre de lits d'hôpitaux pour 1000 habitants		5,4	13ème	4,6	4
Nombre de lits d'EHPAD pour 1000 habitants		46	12ème	38,9	42
Part de reste à charge des dépenses de santé		9,26	37ème	19,5	16
Part des dépenses de la protection social en % du PIB		23,1	1 ^{er}	11,2	11,1

Source: Auteurs, OCDE, Energy Institute, World Data Bank

Champ: 51 pays de l'OCDE et pays partenaires

Le très bon rang de la France pour l'espérance de vie à 65 ans s'explique sans doute par plusieurs facteurs, dont l'offre de soins, malgré un nombre de médecins relativement limité. La France se classe 15^e pour le nombre de médecins, avec 3,9 pour 1 000 habitants. Pour les lits d'hôpitaux, elle est 13^e, avec 5,4 lits pour 1 000 habitants.

Un autre facteur pouvant expliquer cette espérance de vie élevée est l'importance de la protection sociale et le niveau de restes à charge des patients. La France possède la protection sociale la plus coûteuse en pourcentage du PIB, avec 23,1 % contre 11,2 % en moyenne. Un taux de pauvreté faible et des restes à charge limités facilitent l'accès aux soins. Le reste à charge moyen pour les dépenses de santé en France est de 9 %, alors que la moyenne est de 19,5 %, plaçant la France au 37^e rang pour les restes à charge les plus élevés.

Les cinq pays affichant les plus fortes dépenses de santé, le PIB par habitant le plus élevé, la consommation de légumes et de calories la plus importante, le plus grand nombre de médecins et de lits d'EHPAD, ainsi que les dépenses de protection sociale les plus élevées, présentent en moyenne une espérance de vie et une espérance de vie à 65 ans supérieures à celles des cinq pays ayant les valeurs les plus faibles pour ces mêmes variables.

La consommation d'alcool et les émissions de CO₂ semblent également associées à une meilleure espérance de vie, ce qui peut paraître contre-intuitif. Pour les émissions de CO₂, nos données sont au niveau national et non régional : dans les cinq pays émettant le plus de CO₂, certaines régions peuvent être très polluées tandis que d'autres le sont beaucoup moins, ce qui pourrait expliquer l'absence de corrélation claire avec l'espérance de vie. De plus, ces cinq pays sont riches, ce qui est généralement associé à des dépenses de santé élevées et à un PIB important, pouvant expliquer ces résultats.

Concernant la consommation d'alcool, nous disposons uniquement de la moyenne nationale. L'effet de l'alcool sur la santé est bien établi, mais nous n'avons pas les données individuelles : le risque de mortalité augmente fortement au-delà de 10 doses par semaine, selon la Caisse nationale d'assurance maladie (CNAM).

Tableau 2 : Différences d'espérance de vie à 65 ans et à la naissance selon les extrêmes des variables économiques

Année 2019	Moyenne d'espérance de vie		Moyenne d'espérance de vie à 65 ans	
Variables	Des 5 pays avec le plus de :	Des 5 pays avec le moins de :	Des 5 pays avec le plus de :	Des 5 pays avec le moins de :
Dépenses de santé \$PPA constants 2020	82 ans	74 ans	20,5 ans	16,5 ans
PIB/hab \$PPA	82 ans	72 ans	20,5 ans	16 ans
Émission de tonnes pour 1000 habitants de CO ₂ due à l'énergie	81 ans	74 ans	20 ans	16 ans
Consommation de tabac en gramme par personne/an	81 ans	82 ans	19,5 ans	20,5 ans
Consommation d'alcool pur en litre par personne/an	79 ans	76,5 ans	19 ans	17,5 ans
Consommation de légume en kilo par personne/an	80 ans	73 ans	18,5 ans	17 ans
Nombre de kilocalories personne/jour	81 ans	75 ans	19,5 ans	18 ans
Nombre de médecin pour 1000 habitants	80 ans	72 ans	19,5 ans	16 ans
Nombre de lits d'hôpitaux pour 1000 habitants	79 ans	79 ans	19 ans	19 ans
Nombre de lits d'EHPAD pour 1000 habitants	83 ans	78 ans	20,5 ans	17,5 ans
Part de reste à charge des dépenses de santé	74 ans	78,5 ans	17 ans	19,5 ans
Part des dépenses de la protection social en % du PIB	82 ans	79 ans	20,5 ans	19 ans

Source: Auteurs, OCDE, Energy Institute, World Data Bank

Champ: 51 pays de l'OCDE et pays partenaires

Au contraire, les pays ayant la consommation de tabac la plus élevée et les restes à charge les plus importants présentent une espérance de vie plus faible que les pays où la consommation de tabac est faible et les restes à charge limités. En revanche, il n'existe pas de différence notable d'espérance de vie entre les pays disposant de nombreux lits d'hôpitaux et ceux en ayant peu.

Enfin, on observe que la direction et l'amplitude des corrélations sont similaires entre l'espérance de vie à la naissance et l'espérance de vie à 65 ans.

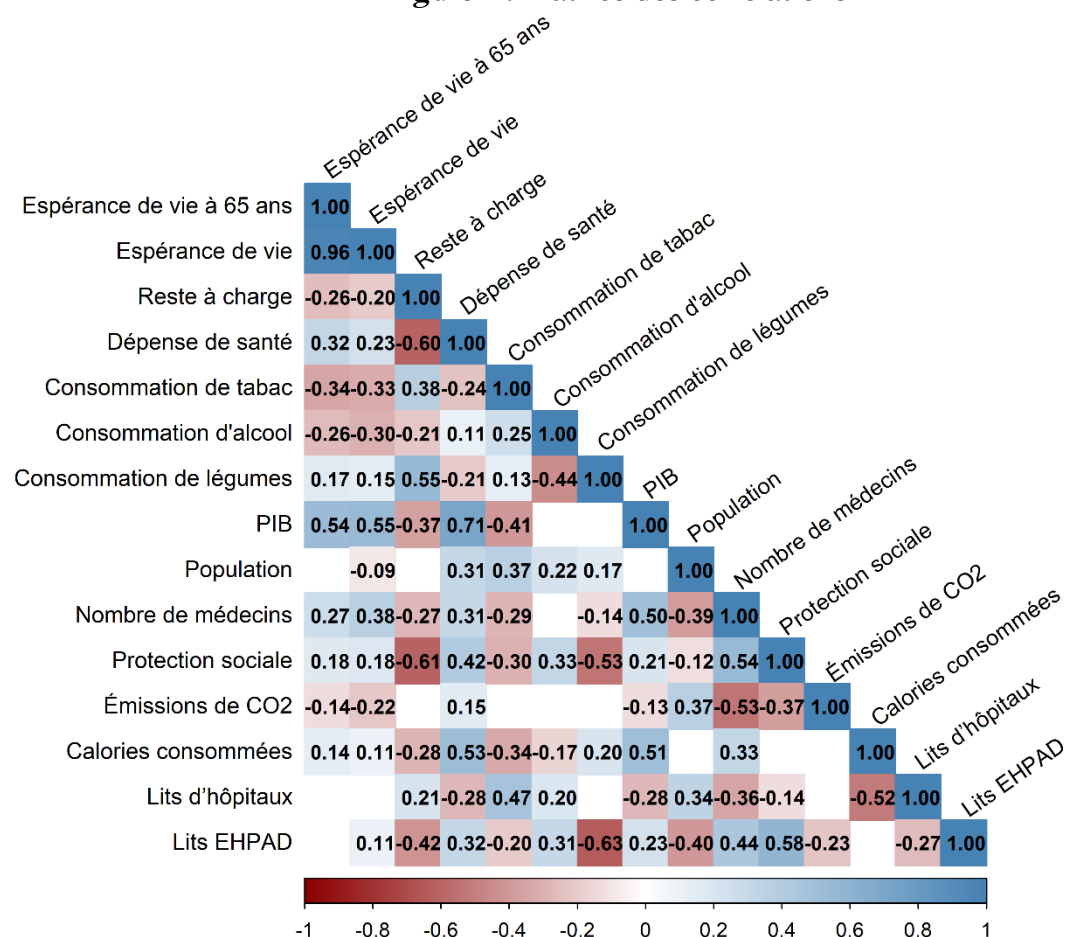
Dans la matrice de corrélation, on remarque que le PIB est la variable la plus corrélée, avec un coefficient de 0,55 tant pour l'espérance de vie que pour l'espérance de vie à 65 ans. Les autres corrélations sont plus modestes, mais restent significatives.

Concernant les variables liées aux habitudes de vie, la qualité et la quantité de l'alimentation présentent une corrélation négligeable avec l'espérance de vie. En revanche, les consommations d'alcool et de tabac montrent une corrélation plus forte et, logiquement, négative : une augmentation de ces consommations est associée à une baisse de l'espérance de vie et de l'espérance

de vie à 65 ans. Ce résultat corrige les biais observés précédemment lorsque nous comparions les cinq pays consommant le plus d'alcool avec ceux en consommant le moins.

Pour ce qui est des variables liées à l'offre de soins, seul le nombre de médecins apparaît significativement et positivement corrélé avec l'espérance de vie. Les variables relatives aux lits d'hôpitaux et aux lits en EHPAD ne sont, quant à elles, pas significatives.

Figure 2 : Matrice des corrélations



Source: Auteurs, OCDE, Energy Institute, World Data Bank

Champ: 51 pays de l'OCDE et pays partenaire

Les dépenses de santé sont positivement corrélées avec l'espérance de vie et l'espérance de vie à 65 ans. Malgré une corrélation relativement faible, la part des dépenses sociales dans le PIB est également positivement corrélée, tandis que le reste à charge est négativement corrélé. Par ailleurs, la part des dépenses sociales est négativement corrélée avec le reste à charge. On peut donc en conclure qu'un système de protection sociale important est associé à un reste à charge faible, ce qui se traduit par une meilleure espérance de vie et une espérance de vie à 65 ans. L'analyse des corrélations est intéressante, mais elle ne prend pas en compte la structure de données en panel. Pour aller plus loin, nous utiliserons donc un modèle à effets fixes.

b) Analyse macroéconomique à l'aide d'outils économétrique

Dans cette partie, nous utilisons deux modèles à effets fixes (Within) avec effets différés afin d'observer les déterminants de l'espérance de vie (EV) dans un premier temps, puis de l'espérance de vie à 65 ans. Le modèle Within permet de se concentrer sur les variations intra-pays.

Dans le premier modèle, la variable expliquée est l'EV. Nous n'avons pas pu inclure toutes les variables disponibles dans le modèle, certaines étant trop corrélées entre elles, ce qui crée de la colinéarité. Pour mesurer l'effet de l'offre de soins, nous avons choisi les dépenses de santé, le nombre de médecins et le nombre de lits d'hôpitaux étant trop corrélés avec les dépenses de santé. Pour la qualité de l'alimentation, nous avons retenu la consommation de légumes.

Le PIB par habitant, le nombre d'habitants, la part des dépenses de protection sociale, la consommation de légumes et les dépenses de santé ont un effet positif sur l'EV. En revanche, l'accélération rapide des dépenses de santé (observée via le carré des dépenses de santé), le reste à charge, la consommation d'alcool, la consommation de tabac et la pollution de l'air ont un effet négatif sur l'EV.

Pour les effets positifs, tous les effets différés sont significatifs, sauf pour la consommation de légumes en $t+3$. Pour les effets négatifs, tous les effets différés sont significatifs, sauf pour la consommation de tabac en $t+5$.

Les dépenses de santé restent l'indicateur ayant le plus d'impact sur l'EV. Une augmentation de 1 % des dépenses de santé entraîne en moyenne une hausse de l'EV de 0,14 année, soit environ 1,7 mois. Pour gagner une année complète d'EV, les dépenses de santé devraient augmenter de 7,3 %. L'effet diminue avec le temps mais reste prépondérant. Les dépenses de santé au carré sont, elles négativent ce qui veut dire qu'à un certain seuil de dépense les effets marginaux des dépenses de santé sont négatifs. En d'autres termes au-delà d'un certain seuil, une augmentation supplémentaire des dépenses de santé n'améliore que très faiblement l'espérance de vie. Cependant, si ces dépenses sont supportées directement par les ménages via le reste à charge, cela crée des inégalités d'accès aux soins et réduit l'EV. En 2023, le reste à charge des Français représente 9,2 % des dépenses de santé ; si ce chiffre atteignait la moyenne de 19,5 %, l'EV devrait diminuer de 8 mois.

La part des dépenses de protection sociale est également significative et positive toutes choses égales par ailleurs. Son coefficient est de 0,0332, ce qui signifie qu'une augmentation d'un point de pourcentage des dépenses sociales en % du PIB augmenterait l'EV de 0,0332 an en t_0 . Cet effet est encore plus marqué en $t+5$, indiquant que les investissements en allocations chômage, retraite et santé mettent du temps à produire leurs effets sur la santé. C'est la seule variable, hormis le PIB, pour laquelle le coefficient à $t+5$ dépasse l'effet direct.

Tableau 3 : Modèles à effets fixes (Within) pour expliquer l'EV, incluant des retards de 0, 1, 3 et 5 ans des variables explicatives

Délai des variables explicatives	Effets direct	Effets différés de 1 an	Effets différés de 3 ans	Effets différés de 5 ans
Logarithme du PIB par habitant	3,7685***	3,8431***	4,0349***	4,0724***
Logarithme du nombre d'habitant	3,9532***	3,8150***	3,6671***	3,0332***
Part des dépenses de protection sociale (% du PIB)	0,0332**	0,0343**	0,03578***	0,0469***
Logarithme de la consommation de légume (K/personne/an)	0,3885**	0,3026*	0,13464	0,2519.
Logarithme des dépenses de santé	14,151***	12,8053***	11,237***	11,708***
Reste à charge (% des dépenses de santé)	-0,1057 ***	-0,0649***	-0,0502***	-0,0288***
Consommation d'alcool pur (L/personne/an)	-0,2405***	-0,2163***	-0,1649***	-0,1167***
Consommation de tabac (g/personne/an)	-0,0003***	-0,0003***	-0,0002**	-0,00006
Pollution de l'air (Émission de CO2 pour la production d'énergie)	-0,0014***	-0,001***	-0,0013***	-0,00085***

Source: Auteurs, OCDE, Energy Institute, World Data Bank

Champ: 51 pays de l'OCDE et pays partenaire

Dans le deuxième modèle, notre variable d'intérêt est l'espérance de vie à 65 ans. Ce modèle utilise les mêmes variables explicatives que le modèle précédent, à l'exception de l'ajout du nombre de lits d'EHPAD pour 1 000 habitants.

Les effets des variables explicatives vont dans le même sens que dans le premier modèle, sauf pour le reste à charge, qui n'est significatif qu'en t+5. Ce résultat peut s'expliquer par l'effet du survivant : les individus ayant des revenus modestes, susceptibles de subir un reste à charge élevé, sont probablement déjà décédés avant 65 ans. Un reste à charge élevé pourrait également inciter les individus à adopter de bonnes habitudes pour protéger leur santé, les soins étant coûteux. On peut aussi imaginer qu'une augmentation du reste à charge libère du budget pour accentuer les dépenses en prévention.

L'amplitude des effets dans ce modèle est plus faible, car l'espérance de vie à 65 ans est logiquement inférieure à l'espérance de vie à la naissance. Pour gagner un an d'EV à 65 ans, les dépenses de santé devraient augmenter de 22 %, contre 7,3 % pour l'EV.

Le nombre de lits d'EHPAD augmente l'EV à 65 ans. Si l'on ajoute 22 lits d'EHPAD pour 1 000 habitants soit le nombre nécessaire pour que la France atteigne le niveau des Pays-Bas, pays ayant le plus grand nombre de lits en 2019 la France gagnerait 80 jours d'EV, soit environ 2,7 mois

Tableau 4 : Modèles à effets fixes (Within) pour expliquer l'EV à 65 ans, incluant des retards de 0, 1, 3 et 5 ans des variables explicatives

Délai des variables explicatives	Effets direct	Effets différés de 1 an	Effets différés de 3 ans	Effets différés de 5 ans
Logarithme du PIB	1.429***	1.476***	1.6916***	1,885 ***
Logarithme du nombre d'habitant	2.819***	2.851***	2.874***	2,36 ***
Part des dépenses de protection sociale (% du PIB)	0.034***	0.034***	0.0298***	0,0366 ***
Reste à charge (% des dépenses de santé)	-0.005	-0.004	0.0017	0,0249 *
Nombre de lit d'EHPAD pour 1000 habitants	0.010***	0.008**	0.0007	-0,001
Logarithme des dépenses de santé	4.553**	3.072 *	3.364*	4,185 **
Logarithme des dépenses de santé au carré	-0.220*	-0.121	-0.138	-0,200 *
Consommation d'alcool pur (L/personne/an)	-0.149***	-0.141***	-0.1003***	-0,0511*
Consommation de tabac (g/personne/an)	-0.0002***	-0.0001***	-0.0001*	-0,00004
Pollution de l'air (Émission de CO2 pour la production d'énergie)	-0.00006***	-0.00003*	-0.00001	-0,00001

Source: Auteurs, OCDE, Energy Institute, World Data Bank

Champ: 51 pays de l'OCDE et pays partenaire

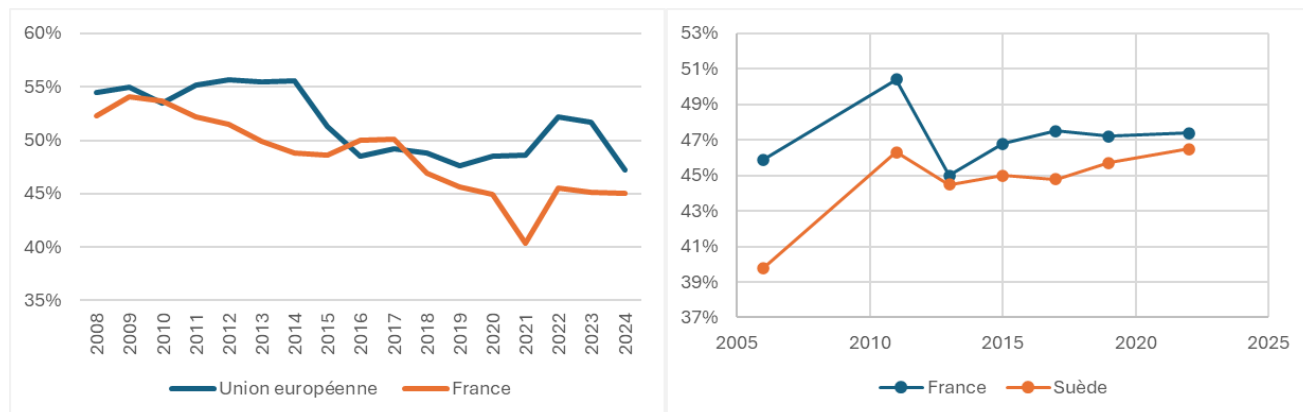
2. Les déterminants de l'incapacité des seniors

Dans cette partie, nous allons mettre en avant les déterminants de l'incapacité à travers l'utilisation du GALI. Pour rappel, le GALI est un indicateur fondé sur une seule question : « Au cours des six derniers mois, dans quelle mesure avez-vous été limité en raison d'un problème de santé dans les activités que les gens pratiquent habituellement ? Diriez-vous que vous avez été sévèrement limité(e), limité(e) mais pas sévèrement, ou pas limité(e) du tout ? ». Dans notre analyse, nous considérons qu'une personne est en incapacité si elle répond « sévèrement limité(e) » ou « limité(e) mais pas sévèrement ».

a) État des lieux de l'incapacité en France et en Europe

La figure 3 montre que les personnes de plus de 65 ans sont moins souvent en incapacité en France que dans l'ensemble de l'Union européenne. L'incapacité est d'ailleurs en légère baisse malgré le vieillissement de la population, tant en Europe qu'en France. Selon les données issues d'EU-SILC et diffusées par Eurostat, la part des 65 ans et plus déclarant une incapacité en France passe de 52,3 % en 2008 à 45 % en 2022. Pour l'Union européenne, ces proportions sont de 54 % en 2008 et 47,2 % en 2022, soit 2,2 points de pourcentage de plus qu'en France.

Figure 3 & 4: Pourcentage des personnes en incapacité, avec respectivement les données d'Eurostat des plus de 65 ans et de SHARE avec les plus de 50 ans



Source: Auteurs, Eurostat

Champ: Les plus de 65 ans en France et Union européenne

Lecture: En 2024, 48% des Français sont en incapacité

Source: Auteurs, Share

Champ: Les plus de 50 ans en France et Europe

Lecture: En 2024, 48% des Français sont en incapacité

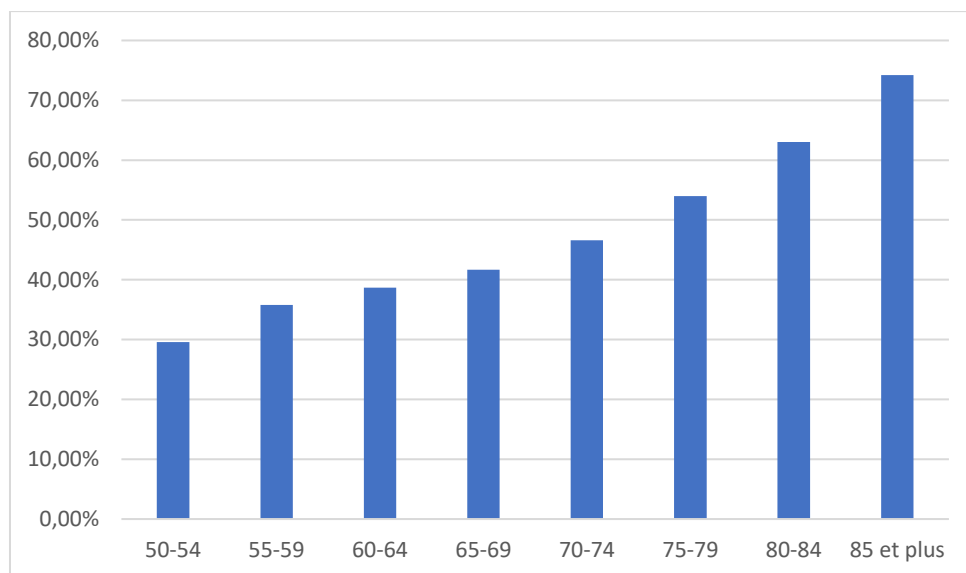
La figure 4 montre le pourcentage de personnes de plus de 50 ans en incapacité, basé sur les données de SHARE. On observe une hausse entre 2006 et 2011 pour plusieurs pays participants, dont la France. Il est à noter que certains pays, comme la Finlande, ont rejoint le projet SHARE beaucoup plus tard que d'autres pays européens. Par la suite, on constate une légère augmentation de 1 point de pourcentage en France entre 2011 et 2022, passant de 46 % à 47 %.

a) L'accélération de l'incapacité semble débiter après 70 ans

Tous les tableaux et graphiques suivants ont été réalisés avec la base de données SHARE et concernent donc uniquement les personnes de plus de 50 ans.

La distribution de l'incapacité n'est pas stable selon l'âge ; la proportion de personnes en incapacité augmente avec l'âge. Ainsi, 30 % des individus âgés de 50 à 54 ans sont en incapacité, tandis que ce chiffre atteint 74,2 % pour les individus de 85 ans et plus.

Figure 5: Pourcentage des personnes en incapacité en fonction de l'âge



Source: Auteurs, Share

Champ: Les plus de 50 ans de tous les pays de l'union européenne et Israël, toutes les vagues

Lecture: 74,2% des personnes de 85 ans et plus sont en incapacité

On observe notamment une hausse plus marquée à partir de 70 ans. Entre 50 et 70 ans, les pourcentages augmentent en moyenne de quatre points par tranche d'âge, tandis que cette augmentation atteint huit points entre les catégories de plus de 70 ans (cf. figure 5).

b) Les individus en dépression, seuls et inactifs physiquement semblent être plus souvent en incapacité

Le tableau 5 se concentre sur la 9^e vague de l'étude SHARE, dont les données datent de 2021 et 2022. On remarque tout d'abord qu'une seule variable présente un effet inverse avant et après 70 ans, elle est ici indiquée en gris et concerne le fait que l'individu ait déjà fumé quotidiennement pendant une période de sa vie.

Parmi les individus de moins de 70 ans, 42,1 % des personnes sont des fumeurs ou anciens fumeurs en incapacité, contre 34,7 % pour les non-fumeurs. Pour les individus de plus de 70 ans, l'effet s'inverse, 57,6 % des fumeurs ou anciens fumeurs sont en incapacité contre 61 % des non-fumeurs. Ces résultats mettent en évidence un biais de sélection dû à la mortalité « précoce » des individus ayant fumé ou fumant quotidiennement, sachant que l'échantillon ne comprend que des personnes de plus de 50 ans.

Ce biais de sélection peut également se retrouver pour la variable sexe. Les hommes ayant une espérance de vie plus faible que les femmes, ces dernières sont surreprésentées aux âges avancés, propices à l'incapacité. Cependant, ce n'est sans doute pas la seule raison pour laquelle les femmes

sont davantage en incapacité. Dans SHARE, 33 % des femmes de plus de 50 ans sont considérées comme « en dépression », contre 19 % des hommes.

À noter que l'on considère une personne en dépression si elle répond positivement à 4 questions ou plus à l'Euro-D, un questionnaire européen de 12 questions sur les symptômes de la dépression. On observe que les personnes atteintes de dépression sont beaucoup plus nombreuses à être en incapacité, ce qui pourrait expliquer en partie pourquoi les femmes présentent un taux d'incapacité plus élevé que celui des hommes.

Tableau 5: Pourcentage de personnes en incapacité selon différentes caractéristiques sociodémographiques et de santé des plus de 70 ans et moins de 70 ans

	Plus de 70ans		Moins de 70ans	
Pourcentage de GALI en vague 9 (2021 – 2022)	Oui	Non	Oui	Non
Activité socialisées	45,2%	63%	36,4%	38,5%
12 ans d'étude et plus (BAC et plus)	53,4%	64%	36,1%	41%
50 % des ménages les plus riches	55,4%	65,4%	37,3%	39%
Femme	63%	55,5%	39,3%	36,7%
Dépression	78,7%	47,6%	60,1%	30,3%
Travailleur manuel	64%	55,9%	42,8%	35,4%
Surpoids ou obésité	61,2%	55,8%	41,6%	32,2%
Solitude	71,6%	51,6%	50,4%	34%
Inactivité physique	83,7%	52,4%	58,2%	36%
A déjà fumé de manière journalière	57,6%	61%	42,1%	34.7%

Source: Auteurs, Share

Champ: Les plus de 50 ans de tous les pays de l'Union européenne et Israël, vague 9

Lecture: 78,7% des personnes dépressives de plus de 70 ans sont en incapacité, contre 47,6% pour celles qui ne sont pas dépressives ayant plus de 70 ans

La différence de pourcentage de personnes en incapacité entre celles en dépression et celles qui ne le sont pas est la plus élevée. On observe une différence d'environ 30 points de pourcentage, tant pour les individus de moins de 70 ans que pour ceux de plus de 70 ans. Le GALI prenant en compte la notion de restriction d'activité et pas seulement l'incapacité physique, il est logique qu'une

mauvaise santé mentale ait un effet sur les restrictions d'activité, même en l'absence de limitation physique.

L'incapacité physique peut être influencée par le fait d'avoir été ou d'être actuellement un travailleur manuel, par l'inactivité physique ainsi que par le surpoids et l'obésité. Parmi ces trois variables, l'inactivité physique semble la plus importante, avec un effet modéré de l'âge. Pour les moins de 70 ans, 58,2 % des personnes physiquement inactives sont en incapacité contre 36 % pour les personnes actives, soit une différence de 22 points de pourcentage. Pour les plus de 70 ans, cette différence passe à 31 points, ce qui suggère que la pratique d'activité physique est particulièrement protectrice pour les individus âgés de plus de 70 ans. À noter que l'on entend par inactivité physique un individu qui ne répond « Presque jamais ou jamais » aux questions suivantes : « À quelle fréquence pratiquez-vous des activités exigeant un effort physique important, telles que du sport, des travaux domestiques lourds ou un travail professionnel qui demande un effort physique ? » et « À quelle fréquence pratiquez-vous des activités exigeant des efforts physiques modérés, telles que s'occuper du jardin, nettoyer la voiture, se promener ? ».

La prévalence de l'incapacité est également plus élevée chez les individus en situation d'obésité et chez ceux qui sont ou ont été des travailleurs manuels, bien que l'écart en points de pourcentage soit moins important. À noter qu'une personne est considérée comme obèse si son IMC est supérieur à 30 kg/m².

La variable « solitude » est particulièrement intéressante, car la différence de points de pourcentage de personnes en incapacité est importante entre les personnes seules et celles bien entourées. La solitude peut refléter l'absence d'aidants capables de compenser une incapacité physique : une personne en incapacité physique peut ne pas se rendre compte de ses limitations si un aidant l'assiste dans les tâches quotidiennes. Cette variable peut également indiquer une santé mentale fragile liée au manque de liens sociaux. Elle est construite à partir d'une version raccourcie de la R-UCLA Loneliness Scale, directement agrégée dans SHARE.

Pour réduire la solitude, la pratique d'activités socialisées est une solution efficace pour créer et entretenir des liens sociaux. Les personnes participant à ces activités sont proportionnellement moins isolées (V. Delboca et al., 2025). De plus, ces activités procurent un sentiment d'utilité et contribuent à maintenir les seniors actifs, tant physiquement que mentalement. L'effet des activités socialisées semble donc bénéfique sur la proportion de personnes en incapacité. Si la différence de points de pourcentage entre participants et non-participants avant 70 ans est faible, elle devient significative après 70 ans : 63 % des individus de plus de 70 ans qui ne pratiquent pas d'activités socialisées sont en incapacité, contre seulement 45,2 % de ceux qui y participent.

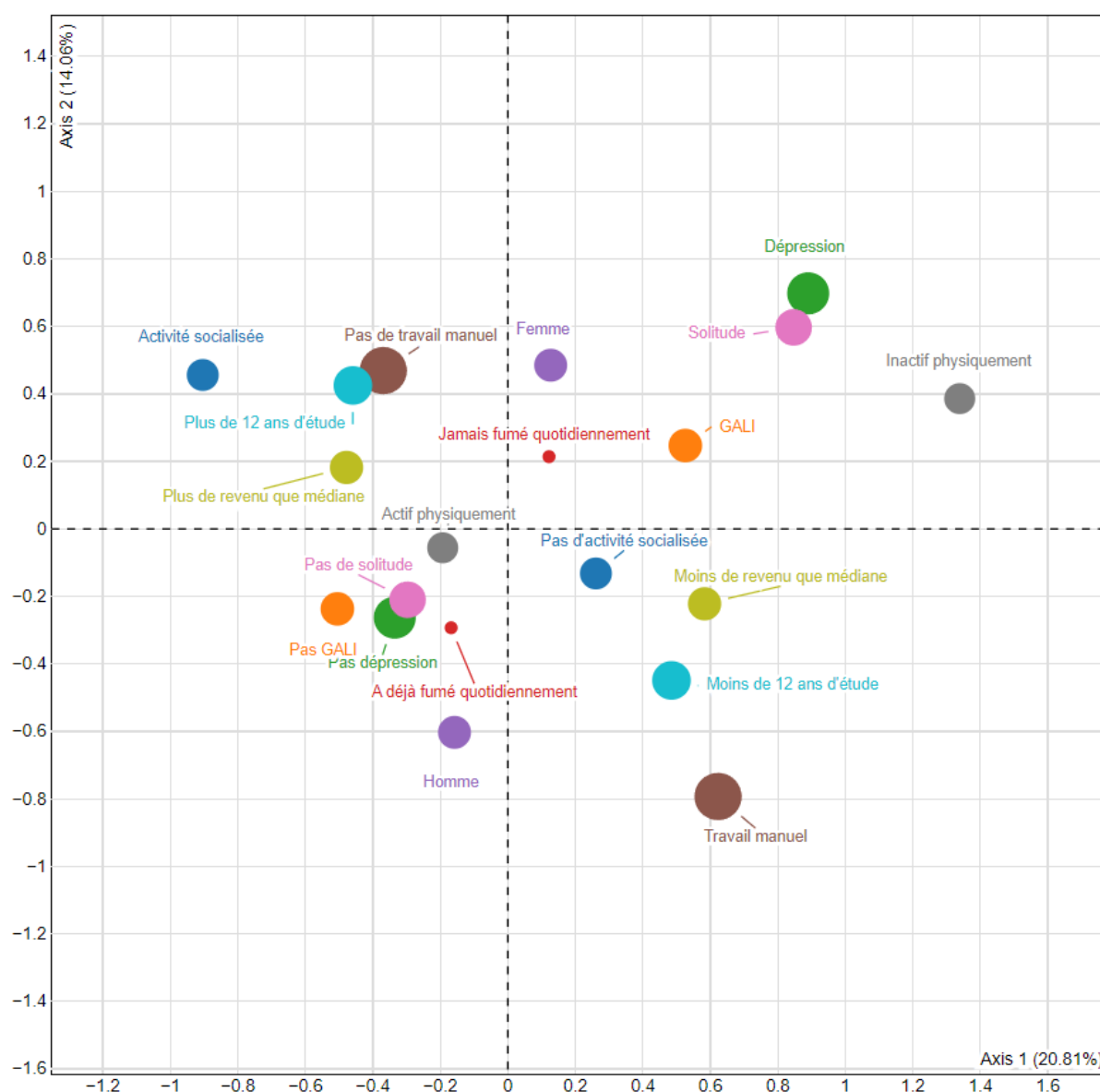
Les activités socialisées semblent donc, à première vue, avoir un effet protecteur contre l'incapacité. Cependant, cette variable est fortement corrélée au niveau d'éducation et au revenu du ménage. Les proportions d'incapacité sont plus faibles chez les individus ayant un revenu supérieur à la médiane ou plus de 12 ans d'études, et ce, tant pour les moins de 70 ans que pour les plus de 70 ans.

Il est à noter que dans cette partie, nous considérons l'effet de chaque variable isolément, alors qu'elles sont très probablement liées entre elles. Dans la partie suivante, nous analyserons l'interdépendance de ces variables.

- c) Un niveau de vie modeste est moins lié à l'incapacité que la solitude, la dépression et l'inactivité physique

Grâce à la réalisation d'une ACP (Analyse en composantes principales) mise en avant ci-dessous, nous observons bien les différents profils. Plus les points sont proches les uns des autres, plus les variables sont liées entre elles et plus le point est gros, mieux le point est projeté. On remarque donc deux types de profils : le profil des personnes aisées, pratiquant des activités socialisées, avec une bonne éducation et un travail intellectuel, qui n'est pas très proche du point sur l'absence de GALI. Au contraire, le profil des personnes qui ne sont pas en dépression, ne se sentent pas seules et sont actives physiquement est en plus proche de l'absence de GALI. Ces deux profils ont donc des variables qui sont associées entre elles, et une approche « toutes choses égales par ailleurs » est donc nécessaire pour avoir l'effet propre des variables sur le fait d'être en incapacité.

Figure 6: Analyse en composante principale, projection de l'axe 1 et l'axe 2 de l'incapacité



Source: Auteurs, Share

Champ: Les plus de 50 ans de tous les pays de l'Union européenne et Israël, uniquement la dernière observation de l'individu dans toutes les vagues

Malgré la distance entre ces deux profils, on remarque tout de même deux parties opposées : d'un côté, les personnes aisées pratiquant des activités socialisées du côté des personnes sans incapacité, et de l'autre, les personnes avec un profil plus modeste sont du côté des personnes avec des incapacités. Nous remarquons aussi que le point « homme » est plus proche du point d'absence de GALI, alors que le point « femme » est plus proche du point GALI. Enfin, le point sur la consommation de cigarettes de manière quotidienne n'est pas assez gros pour être pris en compte. En termes de sens d'effet des variables sur l'incapacité, nous arrivons aux mêmes conclusions que celles présentées dans le tableau 5.

d) Le fait d'être inactif physiquement augmente le risque d'incapacité de 45%

Dans cette partie, nous reprendrons les variables précédentes, excepté pour la variable de revenu où nous observons l'effet des 25 % les plus aisés. Nous avons ajouté l'âge et l'âge au carré pour observer l'effet du vieillissement sur l'incapacité et, enfin, nous avons retiré la variable éducation qui est beaucoup trop corrélée avec les revenus. Le sens des effets ne varie pas selon les parties différentes, excepté pour l'effet de l'âge : ici, on remarque que, toutes choses égales par ailleurs, l'âge réduit le risque pour les individus les plus jeunes et augmente le risque à mesure que l'individu vieillit. Dans cette analyse, toutes choses égales par ailleurs, le genre n'est pas significatif. Le modèle Cox que nous avons utilisé est basé sur toutes les vagues de SHARE et se concentre sur la première incapacité, étant donné que le modèle considère les données après l'incapacité comme censurées.

Tableau 6 : Modèle Cox avec comme variable d'intérêt, l'incapacité

Variable	Coefficient	Hazard Ratio	P-value
Femme	-0.004	0.995	0.6602
Revenu au-dessus du 3 ^{ème} quartile	-0.237	0.788	<2e-16
Activité socialisée	-0.261	0.770	<2e-16
Age	-0.168	0.845	<2e-16
Age au carré	0.011	1.001	<2e-16
Dépression	0.531	1.701	<2e-16
Travailleur manuel	0.110	1.108	<2e-16
Surpoids ou obésité	0.177	1.194	<2e-16
Inactivité physique	0.374	1.454	<2e-16
Solitude	0.052	1.053	<2e-16
A déjà fumé de manière journalière	0.021	1.021	0.0254

Source: Auteurs, Share

Champ: Les plus de 50 ans de tous les pays de l'Union européenne et Israël

Lecture: Le risque d'incapacité augmente de 70% pour les individus qui sont en dépression

Parmi les variables avec un effet délétère sur le risque d'incapacité, la dépression, l'inactivité physique et le surpoids ou l'obésité sont celles qui augmentent le plus le risque d'incapacité. La dépression augmente le risque d'incapacité de 70 %, l'inactivité physique de 45 % et le fait d'être en surpoids ou en obésité de 19,4 %. Les autres effets sont plutôt faibles ; l'effet de la solitude est

sans doute éclipsé par celui de la dépression. Le fait d'avoir fumé quotidiennement ou de fumer quotidiennement est également particulièrement faible, le biais de sélection dû au décès des individus sous-estime sûrement les résultats.

Pour les variables avec un effet protecteur, le fait de pratiquer des activités socialisées réduit le risque d'être en incapacité de 23 %, et le fait d'avoir un revenu plus élevé que 75 % du reste de la population européenne réduit le risque d'incapacité de 22 %.

Il est cependant impératif d'évoquer le biais de causalité inverse qu'il peut y avoir : les personnes sont-elles en incapacité parce qu'elles ne font pas d'activité physique, ou sont-elles inactives physiquement parce qu'elles sont en incapacité ? Nous ne pouvons pas parler d'effet causal, étant donné que nous ne connaissons pas le sens de la corrélation.

- e) La pratique d'activités socialisées repousse de 1 an et 3 mois l'incapacité tandis que l'inactivité physique l'avance de 2 ans et 5 mois

Le but de cette partie est d'observer les effets des variables sur l'âge d'entrée en première incapacité. Encore une fois, nous utilisons les données de toutes les vagues de SHARE. Pour ce faire, nous utilisons la méthode Restricted Mean Survival Time (RMST), ayant pour événement l'incapacité. Nous attendons donc comme résultat la moyenne de repoussement ou d'avancement de l'âge de première incapacité, en neutralisant l'effet de l'âge, du revenu, de l'éducation et du genre.

Tableau 7: Restricted Mean Survival Time de l'incapacité

Variable	Différence RMST (années)	IC 95% Différence	Ratio RMST	IC 95% Ratio RMST
Activité socialisée	1.260***	[1.216, 1.303]	1.100***	[1.097, 1.104]
A déjà fumé de manière journalière	0.254***	[0.253, 0.254]	1.019***	[1.019, 1.019]
Dépression	-2.140***	[-2.183, -2.097]	0.845***	[0.842, 0.848]
Travailleur manuel	-0.463***	[-0.506, -0.420]	0.964***	[0.961, 0.968]
Inactivité physique	-2.414***	[-2.467, -2.360]	0.818***	[0.814, 0.822]
Surpoids ou obésité	-1.001***	[-1.043, -0.959]	0.923***	[0.919, 0.926]
Solitude	-1.048***	[-1.100, -0.995]	0.919***	[0.915, 0.923]

Source: Auteurs, Share

Champ: Les plus de 50 ans de tous les pays de l'union européenne et Israël

Lecture: Pratiquer des activités socialisées repousse de 1,26 ans l'âge moyen de la première incapacité et fait passer 10% de temps en moins en incapacité, en neutralisant l'effet de l'âge, du niveau d'éducation, du sexe et des revenus

Le sens des variables ne change pas par rapport au modèle précédent, hormis pour le fait d'avoir ou de fumer de manière quotidienne. Encore une fois, le biais de sélection ne permet pas de conclure sur l'effet de la cigarette sur l'incapacité. La pratique d'activités socialisées repousse l'âge de la première incapacité de 1 an et 3 mois.

Pour les effets délétères, la variable ayant le plus d'effet est l'inactivité physique : en effet, le fait d'être inactif physiquement rapproche l'âge de première incapacité de 2 ans et 5 mois, tandis que le fait d'être en dépression rapproche l'âge de première incapacité de 2 ans et 2 mois. L'effet de la solitude et de l'obésité est plutôt similaire, avec une avance de l'âge de l'incapacité d'environ 1 an en moyenne.

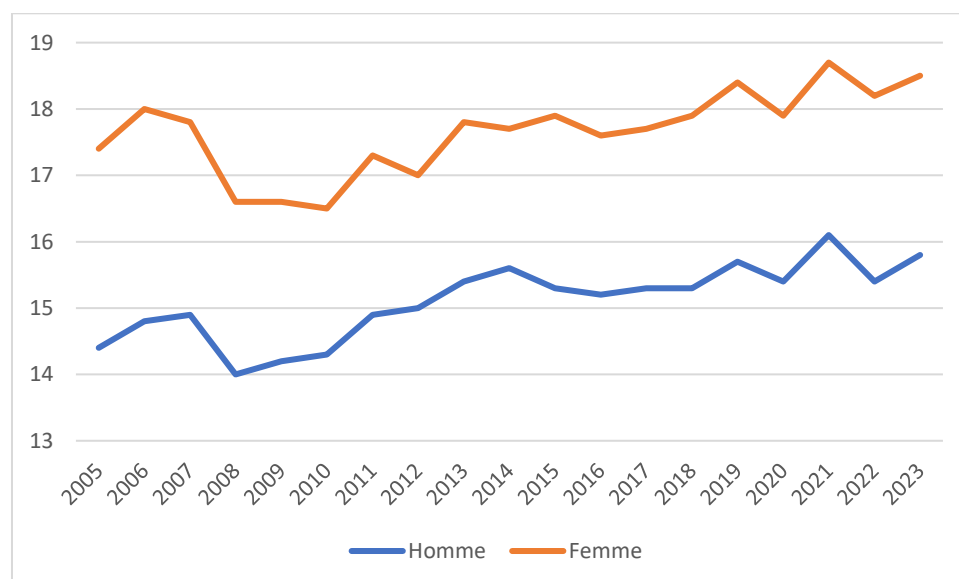
Nous disposons également de l'information du ratio RMST, qui donne le ratio de temps passé en incapacité entre les individus du groupe test comparés aux groupes témoins. En d'autres termes, on observe que le fait de pratiquer des activités socialisées réduit de 10 % le temps d'incapacité par rapport aux personnes qui n'en font pas. À l'inverse, le fait d'être inactif physiquement augmente le temps en incapacité de 19 %, et le fait d'être en dépression augmente le temps en incapacité de 16 %. Tout comme pour le modèle Cox, nos résultats risquent d'être biaisés en raison du biais de causalité inverse.

- f) Les individus seuls, inactifs physiquement et en dépression sont plus souvent fortement limités

On considère un individu fortement limité lorsqu'il répond « sévèrement limité » à la question fondatrice du GALI : « Au cours des six derniers mois, dans quelle mesure avez-vous été limité en raison d'un problème de santé dans les activités que les gens pratiquent habituellement ? ».

L'incapacité forte est utilisée pour calculer l'espérance de vie sans incapacité forte. En France, les hommes ont une espérance de vie sans incapacité forte à 65 ans de 16 ans en 2023, tandis que pour les femmes, ce chiffre s'élève à 18 ans. Après une légère baisse en 2008, l'espérance de vie sans incapacité forte augmente continuellement jusqu'en 2023.

Figure 7: Espérance de vie sans incapacité forte à 65 ans en France par sexe



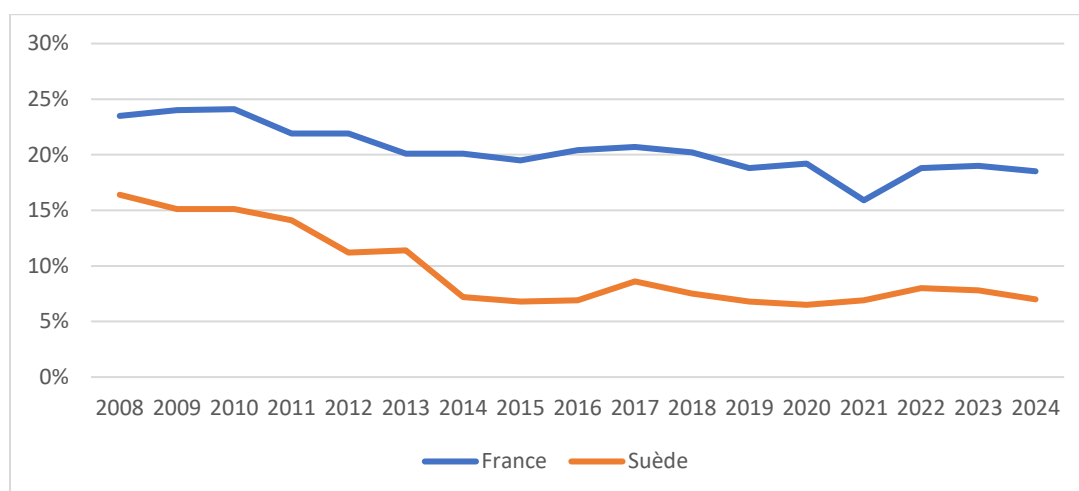
Source: Insee

Champ: Les femmes et hommes de plus de 65 ans en France

Lecture: En 2023, les femmes ont 18,5 d'espérance de vie sans incapacité forte

Eurostat ne fournit pas ces données pour toute l'Europe. Nous n'avons donc que les données de l'INSEE concernant la France, mais pas les données suédoises. Cependant, nous disposons des données concernant l'incapacité forte. Ici aussi, on voit une baisse nette de l'incapacité forte en Suède entre 2013 et 2014, puis une stagnation entre 2014 et 2024 autour de 7 %. En France, on observe une baisse constante de l'incapacité forte entre 2008 et 2024, passant de 23,5 % en 2008 à 18,5 % en 2024.

Figure 8: Comparaison du pourcentage d'incapacité forte entre la France et la Suède



Source: Eurostat

Champ: Français et Suédois de plus de 65 ans

Lecture: En 2023, les Suédois de plus de 65 ans sont 7% à être en incapacité forte contre 18,5% en France

L'incapacité forte semble être particulièrement liée avec les individus ayant un sentiment de solitude, étant inactifs physiquement et en état de dépression. Au contraire l'absence de ces variables est fortement liée à l'absence d'incapacité.

Figure 9: Analyse en composante principale, projection de l'axe 1 et l'axe 2 de l'incapacité forte



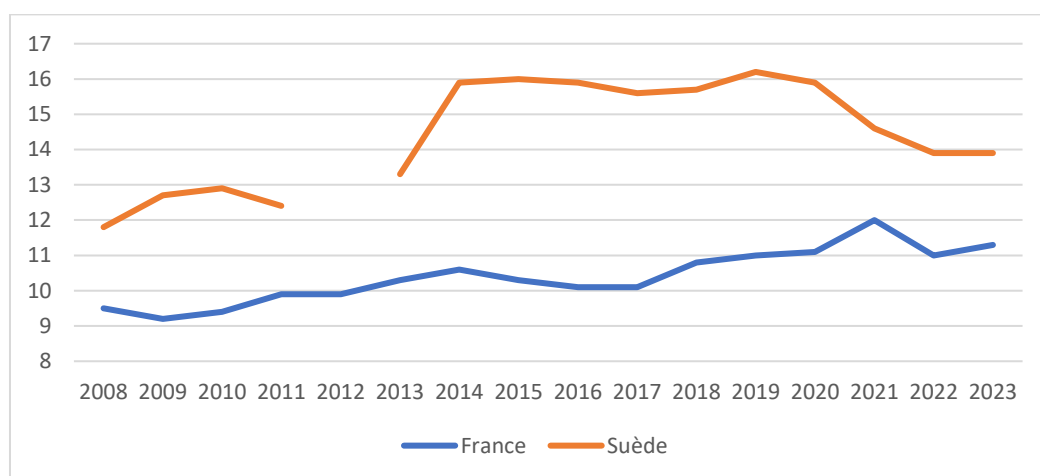
Source: Auteurs, Share

Champ: Les plus de 50 ans de tous les pays de l'union européenne et Israël, uniquement la dernière observation de l'individu dans toutes les vagues

V- Les raisons de la différence d'EVSI à 65 ans entre la France et la Suède

Tout d'abord, il convient de mettre en avant la différence d'EVSI à 65 ans entre la France et la Suède. Selon Eurostat, en 2008, les Suédois de 65 ans pouvaient espérer vivre en moyenne 12 ans sans incapacité, contre 10 ans pour les Français. En 2014, ce chiffre passe à 16 ans pour la Suède et 11 ans pour la France, pour atteindre enfin 14 ans pour la Suède en 2023 et 11 ans pour la France. On observe donc une différence de 2 ans en 2008, de 5 ans en 2014 et de 3 ans en 2023 (cf. figure 10).

Figure 10: Espérance de vie en bonne santé à 65 ans en France et en Suède



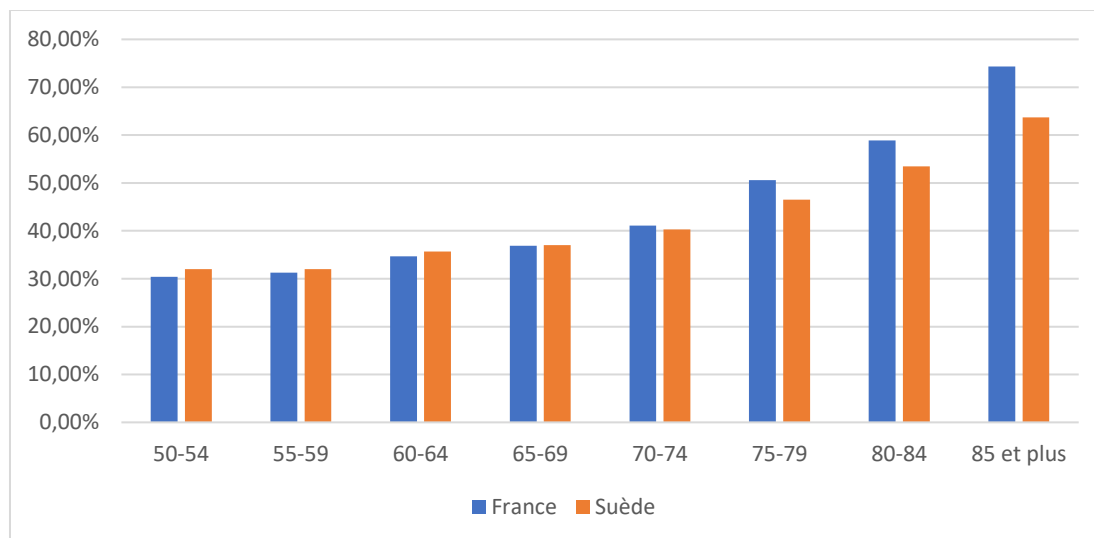
Source: Auteurs, Eurostat

Champ: Les Français et Suédois de plus de 65 ans

Lecture : En 2023, les Suédois ont une espérance de vie en bonne santé à 65 ans de 14 ans

Le rapport de l'EVSI à 65 ans entre la Suède et la France est sensiblement le même que celui de l'EVSI à 50 ans (cf. annexe 1). Cependant, si l'on observe l'incapacité des individus entre 50 et 64 ans, on remarque qu'en 2008 la Suède avait un taux d'incapacité supérieur à celui de la France. Mais cette situation s'inverse, pour atteindre 32 % pour la France en 2024 et 23 % pour la Suède, selon Eurostat (cf. annexe 2).

Figure 11: Comparaison du taux d'incapacité en fonction de l'âge de l'individu entre la France et la Suède



Source: Auteurs, Share

Champ: Les Français et Suédois de plus de 50 ans, toutes les vagues

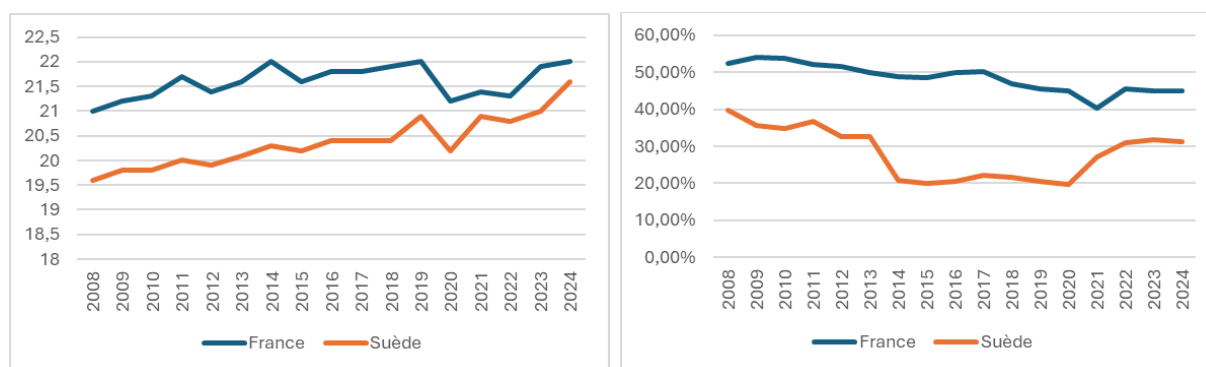
Lecture: 74% des Français de plus de 85 ans sont en incapacité contre 64% pour les Suédois

Si l'on observe les données de SHARE entre 2004 et 2022, on remarque que les Suédois sont plus en incapacité que les Français avant 65 ans, et que cet effet s'inverse après 65 ans (cf. figure 11). La différence de taux d'incapacité reste à peu près de 1,5 point de pourcentage avant 75 ans, mais augmente fortement ensuite, pour atteindre une différence de 10 points de pourcentage chez les individus de plus de 85 ans, ce qui est assez significatif étant donné que la courbe par âge est assez similaire entre la France et la Suède dans SHARE (cf. annexe 3).

Comme nous l'avons vu précédemment, l'EVSI est composé de l'espérance de vie ainsi que de l'incapacité. Il faut donc déterminer si c'est l'effet de l'EV ou de l'incapacité qui crée cette différence entre la France et la Suède. Dans la figure 12, on observe l'EV à 65 ans : on remarque que les Français vivent en moyenne plus longtemps que les Suédois. Ce n'est donc pas l'effet de l'EV qui crée cette différence d'EVSI entre la France et la Suède, mais l'effet de l'incapacité.

Sur la figure 13, on observe cette différence de taux d'incapacité entre la France et la Suède. En 2008, 52,3 % des Français de plus de 65 ans sont en incapacité, contre 39,7 % pour les Suédois. Ce chiffre descend à 48,8 % pour la France et 20,9 % pour la Suède en 2014, pour enfin atteindre 45 % pour la France et 31,1 % pour la Suède en 2024. Nous observons une chute soudaine importante de l'incapacité en Suède entre 2013 et 2014 ; un changement de méthode explique cette baisse, que nous détaillerons dans la partie suivante. Malgré un retour à une méthode plus comparable à celle de la France en 2021, une différence de 14 points de pourcentage subsiste entre la France et la Suède en 2024.

Figure 12 & 13: Espérance de vie à 65 ans et pourcentage de personnes en incapacité à 65 ans, en France et en Suède



Source: Auteurs, Eurostat

Champ: Les Français et Suédois de plus de 65 ans

Lecture : En 2024, les Français de plus de 65 ans ont 22 ans d'espérance de vie et sont 45% à être en incapacité

1. La méthode de calcul du GALI explique une partie de la différence d'EVS à 65 ans

La figure 13 nous montre une chute brutale entre 2013 et 2014 de l'incapacité suédoise, cette chute nous a interpellés et nous a amenés à rechercher des potentiels changements de méthode de calcul de l'incapacité. Comme nous l'avons expliqué précédemment, les données d'Eurostat sont récoltées grâce au questionnaire EU-SILC. En vérifiant les questionnaires suédois en 2010, on remarque que le GALI est calculé avec la question unique suivante : « Au cours des six derniers mois, dans quelle mesure avez-vous été limité en raison d'un problème de santé dans les activités que les gens pratiquent habituellement ? Diriez-vous que vous avez été sévèrement limité, limité(e) mais pas sévèrement, ou pas limité(e) du tout ? ».

En 2014, la question est découpée en 4 questions : « Avez-vous des difficultés à participer à des activités ou à réaliser des tâches que la plupart des autres personnes parviennent à faire ? ». Si l'individu répond oui, on lui pose la question suivante : « Est-ce dû à votre santé ou à autre chose ? ». Si l'individu répond que c'est dû à sa santé, on lui pose les questions suivantes : « Diriez-vous que vous avez beaucoup de difficultés ou assez de difficultés à participer aux activités que vous avez du mal à accomplir ? » La traduction est compliquée, mais cette question mesure l'intensité de l'incapacité. Puis on lui pose cette dernière question : « Ces difficultés ont-elles duré au moins six mois ? ».

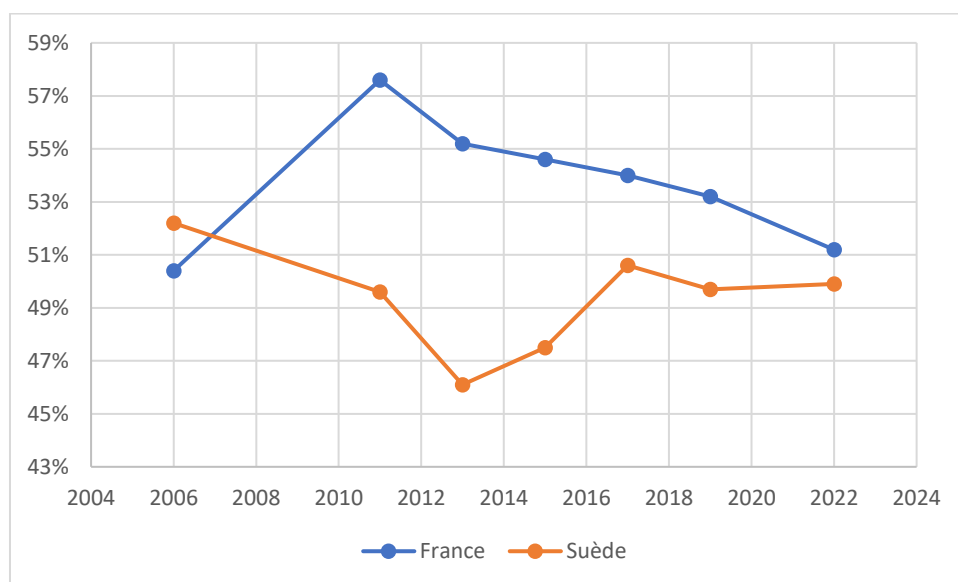
On remarque donc que la question unique du GALI est découpée pour les Suédois à partir de 2014 en quatre questions distinctes, alors qu'en France le questionnaire ne change pas. Pour que l'individu soit considéré en incapacité, il doit répondre positivement aux questions 1, 2 et 4.

Une étude de la Drees « Élargir les sources d'étude quantitative de la population handicapée : Que vaut l'indicateur GALI ? » parue en 2021, met en avant la prévalence du GALI en fonction de la

façon dont la question est posée et elle remarque que si la question est décomposée en 4, on observe une baisse de 26 % de l'incapacité comparée à la question unique. Entre 2013 et 2014, on observe une baisse de 34 %, on peut donc supposer que c'est le découpage de la question qui explique cette baisse soudaine, ce qui augmente artificiellement l'EVSI à 65 ans de la Suède.

En 2021, le questionnaire suédois rechange et la question du GALI est décomposée en deux questions : « Avez-vous / a-t-il / a-t-elle, en raison d'un problème de santé, des difficultés à accomplir des tâches ou à participer à des activités que les gens font habituellement ? Diriez-vous que c'est très difficile, assez difficile ou pas du tout difficile ? » Puis si l'individu répond qu'il a des difficultés, on lui pose la question suivante : « Avez-vous / il / elle eut ces difficultés pendant au moins les six derniers mois ? ». Ce qui peut expliquer l'augmentation de prévalence du GALI entre 2020 et 2021 en Suède.

Figure 14: Taux d'incapacité en France et en Suède des plus de 65 ans



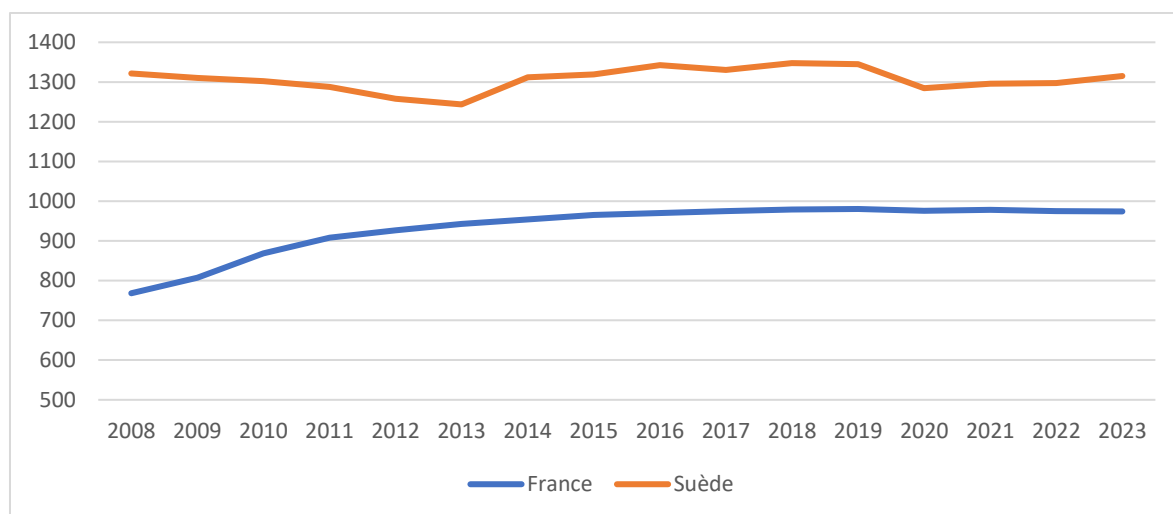
Source: Auteurs, Share

Champ: Les Français et Suédois de plus de 65 ans, toutes les vagues

Lecture: En 2017, 54% des Français de plus de 65 ans était en incapacité contre 64% des Suédois

La figure 14 représente le taux d'incapacité des plus de 65 ans en France et en Suède d'après la base de données SHARE. On remarque que la différence d'incapacité entre la France et la Suède est beaucoup plus faible : en 2022, selon la base de données SHARE, il n'y a seulement qu'un point de pourcentage de différence, alors que pour l'EU-SILC, la différence de points de pourcentage est de 15 % la même année. Cette différence s'explique par deux raisons principales : les individus intégrés dans l'enquête de l'EU-SILC ne sont pas institutionnalisés, ce qui introduit un biais de sélection, sachant que les individus en EHPAD ou en maison de retraite sont logiquement en incapacité, ce qui peut accentuer ce biais. De plus, si l'on observe la figure 15, on note que la Suède a 1297 lits pour cent mille habitants d'établissements de soins de longue durée avec hébergement en 2022, alors qu'en France ce chiffre est de 975, soit environ 33 % de moins. Cela accentue encore le biais dans la comparaison entre les deux pays.

Figure 15: Nombre de lits par centaine de milliers d'habitants d'établissements de soins de longue durée avec hébergement



Source: Auteurs, Eurostat

Champ: La France et la Suède

Lecture: En 2023, la France compte 975 lits par centaine de milliers d'habitants d'établissements de soins de longue durée avec hébergement

La deuxième raison est que dans SHARE, le format de la question sur le GALI est le même pour tous les pays ; la décomposition des questions du GALI n'a jamais eu lieu dans SHARE. Intuitivement, on peut donc penser que pour approximer l'incapacité des plus de 50 ans, la base de données SHARE est plus pertinente que l'EU-SILC et que les chiffres de SHARE sont plus proches de la réalité. Par extension, si Eurostat avait utilisé les données de SHARE pour calculer l'espérance de vie en bonne santé à 50 ans et à 65 ans, les chiffres de la France et de la Suède seraient beaucoup plus proches.

Cependant, même avec les données de SHARE, une différence d'incapacité subsiste entre la France et la Suède. En effet, la vague 9 n'est pas la plus représentative, car elle a été réalisée pendant la période du Covid-19, où la France a vu une baisse de l'incapacité due au confinement, alors que la Suède n'a pas connu de changement majeur pendant le Covid, n'ayant pas eu de confinement national. Il est donc aussi pertinent de regarder les résultats des deux vagues précédentes pour voir l'état des lieux d'avant-crise.

2. Les déterminants de l'EVSI à 65 ans, une comparaison entre la France et la Suède

Dans cette partie, nous allons observer les différences de pourcentage des déterminants de l'incapacité entre la France et la Suède, que nous avons mises en avant dans la partie précédente.

- a) La prévalence des déterminants de l'incapacité est plus élevée en France qu'en Suède

Tout d'abord, nous avons mis en gris le sexe ainsi que la consommation de tabac, car le biais de sélection vient biaiser l'analyse de ces résultats. Nous avons aussi mis en gris les variables pour lesquelles l'écart entre les moyennes n'est pas assez significatif.

En premier lieu, on remarque que la pratique d'activités socialisées est beaucoup plus développée en Suède, et ce malgré le Covid-19. Comme nous l'avons vu, la pratique d'activités socialisées récurrentes réduit les risques d'incapacité et repousse l'âge de première incapacité.

Tableau 8 : Déterminants de l'incapacité en France et en Suède

	Vague 9 2021 -2022		Vague 8 2019 – 2020		Vague 7 2017	
	France	Suède	France	Suède	France	Suède
Activité socialisées	30.3 %	35.5 %	37,8%	44%	33%	39,5%
12 ans d'étude et plus (BAC et plus)	62.6 %	59.5%	60%	59,3%	55,7%	57,5%
Moyenne des revenus des ménages par an	41 559	40 475	37 325	37 594	32 711	38 149
Femme	56 %	51.1 %	54,6 %	52,3 %	54,4 %	51,9 %
Dépression	35 %	22.6 %	33,2 %	20,7 %	32,8 %	19,1 %
Travailleur manuel	28.8 %	17.8 %	31,1 %	18,9 %	33,2 %	19,7 %
Surpoids et obésité	55.8 %	58,2 %	56,3 %	56,7 %	57,9 %	57 %
Solitude	27.2 %	21.4 %	26,1 %	18,6 %	22,3 %	21,7 %
Inactivité physique	11 %	5 %	10,4 %	4,1 %	12 %	7 %
A déjà fumé de manière journalière	48,1 %	45.4 %	50,6 %	49,4 %	43 %	50 %

Source: Auteurs, Share

Champ: Français et Suédois de plus de 50 ans, vagues 9,8 et 7

Lecture : En vague 9, 35% des Français sont en dépression contre 22,6% des Suédois

Concernant les variables les plus délétères pour l'incapacité, à savoir la dépression et l'inactivité physique, on remarque que la France compte plus de personnes en dépression et en inactivité physique que la Suède. Ces différences sont tout de même assez élevées : pour la dépression, en

2017, on note une différence de 13,7 points de pourcentage. Le Covid-19 n'a pas modifié cette différence ; en vague 8, on observe que la France est à 33,2 % de personnes dites en dépression, contre 20,7 % en Suède.

Pour l'inactivité physique, la différence est plus faible mais reste intéressante : on note que la différence moyenne entre la France et la Suède est de 5,7 points de pourcentage. En ce qui concerne les déterminants ayant un effet plus faible, comme la solitude ou le fait d'avoir eu, comme dernier travail, un travail manuel, on remarque qu'ici aussi la Suède compte moins de personnes en solitude et ayant pratiqué ou pratiquant actuellement un travail manuel.

b) Pistes d'explication de la différence de prévalence des déterminants entre la France et la Suède

Nous avons vu que les seniors suédois sont plus amenés à pratiquer des activités physiques et sont moins sujets à la dépression, mais comment expliquer cette différence ? La prévention peut permettre de prendre rapidement en charge les personnes enclines à la dépression et éviter qu'elles ne tombent dans une dépression sévère.

Le premier réflexe est de regarder les dépenses de la France et de la Suède en prévention. La figure 16 nous montre que la Suède a toujours plus investi dans la prévention, la période du Covid étant logiquement une anomalie dans ces dépenses. Avant la crise, en 2019, la Suède investissait 162 € par habitant dans la prévention, alors que la France n'investissait que 84 €, soit quasiment deux fois moins.

Le budget alloué à la prévention peut servir à financer des campagnes de sensibilisation pour la promotion de la santé mentale et de l'activité sportive, et mécaniquement réduire l'incapacité. En France, le budget alloué aux programmes d'information est faible ; la Suède investit à peu près sept fois plus que la France.

Figure 16 & 17 : Dépenses de prévention & dépenses des programmes d'information, d'éducation et de conseil



Source: Auteurs, Eurostat

Champ: France et Suède

Lecture: En 2019, la France dépense 84€ en parité de pouvoir d'achat à prix constant / personne/an en prévention

En France, le parcours de soins commence par le médecin généraliste, ce qui en fait un acteur majeur de la prévention. Cependant, le manque de médecins généralistes réduit le temps de consultation et le médecin n'a pas le temps de délivrer des messages de prévention. Pour contrer cette pénurie de médecins, la France permet aux infirmières d'aider le médecin dans le suivi des patients atteints de maladies chroniques. On appelle cela des infirmiers en pratique avancée (IPA) ; cela a été mis en place en 2018, alors que c'était déjà opérationnel depuis les années 1990 en Suède. Ces infirmiers IPA participent donc à la prévention des patients atteints de maladies chroniques.

Par intuition, le paiement à l'acte n'incite pas aux actions de prévention : le médecin a intérêt à revoir ses patients le plus souvent possible. Dans le cas de la France, et au vu du manque de médecins, ces derniers auront un flux de patients constant et n'ont pas besoin de faire en sorte de faire revenir un maximum de patients. Mais dans une France avec une bonne offre de médecins généralistes équilibrée sur le territoire, le système par capitation prenant une place majeure dans le financement des médecins pourrait améliorer la prévention des médecins généralistes. La manière de maximiser ses revenus change : il doit faire en sorte que le patient revienne le moins possible et pourrait donc prendre plus de temps par patient pour faire de la prévention afin d'éviter qu'il revienne plus tard. Par exemple, un médecin qui met en avant les vaccins saisonniers auprès de ses patients, vaccins possiblement injectés par leur pharmacien, verra son nombre de patients baisser et pourrait donc prendre plus de patients ou réduire son temps de travail pour avoir plus de temps de loisir.

En France, nous sommes majoritairement sur un paiement à l'acte des médecins généralistes, même s'il existe une petite partie de la rémunération en capitation avec le système de médecin traitant et la ROSP (rémunération sur objectif de santé publique), ce qui représente à peu près 13 % de leur rémunération. Pour augmenter la pratique de prévention, la ROSP a été mise en place en 2009 ; ce système a pour but de promouvoir les vaccins, dépistages, etc. Les médecins sont rémunérés en capitation en fonction d'objectifs de vaccination, par exemple. Cependant, après toutes ces années de mise en place, la ROSP semble avoir des effets modestes.

En Suède, le système de financement des médecins est bien différent du système français : 80 à 90 % de leur revenu provient de la capitation, le reste étant du paiement à l'acte, une forme de ROSP et de bonus pour le suivi de patients atteints de maladies chroniques.

Une étude américaine met en avant l'écart de services de prévention, comme les dépistages du cancer du sein et de l'ostéoporose, et une probabilité accrue de recevoir des services de counseling santé, par rapport à des cabinets rémunérés à l'acte (Morenz, Zhou, Wong, & Liao, 2023). Il faut cependant noter que le système américain est fortement différent du nôtre.

En France, la convention médicale 2024-2029 prévoit l'expérimentation d'un dispositif collectif de rémunération forfaitaire, soit une capitation qui remplace le paiement à l'acte. Le programme de prévention de la perte d'autonomie ICOPE est aussi en phase d'expérimentation ; ce programme a pour but de créer une application et des interventions physiques pour que les seniors répondent à des questions sur leur état de santé et, s'ils en ont besoin, de les mettre en relation avec des professionnels de santé. La Suède a déjà mis en place des programmes intégrés centrés sur la personne, reprenant plusieurs éléments du modèle ICOPE, mais ces programmes sont encore fragmentés et principalement locaux ou régionaux.

Conclusion

Cette étude a pour but de comprendre la différence d'espérance de vie en bonne santé à 65 ans entre la France et la Suède. En effet, l'espérance de vie en bonne santé à 65 ans française est de 11 ans contre 14 ans pour la Suède. L'espérance de vie en bonne santé étant un indicateur composite de l'espérance de vie et de l'incapacité, nous avons mis en lumière des déterminants majeurs.

La consommation d'alcool et de tabac est bien évidemment un frein à la bonne espérance de vie. Les déterminants de l'espérance de vie ont montré qu'une santé pour tous, soit un système de santé avec des restes à charge faibles et une protection sociale forte, augmente l'espérance de vie de la population générale. Si le reste à charge français venait à augmenter de 10 points de pourcentage pour rejoindre la moyenne des pays de l'OCDE et des pays partenaires, la France devrait perdre 8 mois d'espérance de vie, probablement en pénalisant les foyers modestes, ce qui accentuerait l'inégalité. Les dépenses de santé sont aussi fortement déterminantes dans l'espérance de vie ; cependant, une trop grande dépense de santé semble ne pas être bénéfique pour l'espérance de vie de la population.

La France ayant une meilleure espérance de vie à 65 ans, c'est donc l'incapacité qui fait en sorte que la Suède ait une meilleure espérance de vie en bonne santé à 65 ans que la France. Il est donc primordial de mettre en évidence les déterminants de l'incapacité. On remarque que ce sont les femmes les plus touchées par l'incapacité et que la prévalence de l'incapacité augmente fortement après 70 ans. Les activités socialisées semblent réduire le risque d'incapacité de 23 %. La pratique de ces activités repousse l'âge moyen d'incapacité de 1 an et 3 mois, en moyenne restreinte par l'effet de l'âge, du niveau d'étude, des revenus et du sexe de l'individu.

Au contraire, l'inactivité physique augmente les risques d'incapacité de 45 % et avance l'âge moyen d'incapacité de 2 ans et 5 mois. Continuer de pratiquer des activités physiques et sociales semble donc protéger les individus de l'incapacité. La santé mentale semble aussi être un déterminant majeur, être en dépression augmente le risque d'incapacité de 70 % et avance l'âge moyen d'incapacité de 2 ans et 2 mois. Il est à noter que ces résultats sont probablement biaisés à cause du biais de causalité inverse.

La question centrale est expliquée par les déterminants de l'incapacité ainsi que par la méthode de calcul de l'incapacité. En effet, la méthode de recensement de l'incapacité explique une partie de la différence d'incapacité entre la France et la Suède. Quand la France utilise une question unique pour capter l'incapacité, la Suède utilise cette même question découpée en 4 puis en 2 en 2020, ce qui baisse artificiellement l'incapacité en Suède. De plus, dans le calcul de l'incapacité fait par Eurostat, les individus en institution ne sont pas pris en compte, alors que la Suède en compte plus qu'en France, ce qui biaise la comparaison.

En prenant la base de données SHARE, on utilise des données qui sont plus comparables entre la France et la Suède et on remarque qu'une différence d'incapacité subsiste. Il y a donc bien une différence d'incapacité réelle et on peut l'expliquer à l'aide des déterminants que nous avons mis en avant. On remarque que les déterminants avec un effet protecteur sont plus récurrents en Suède qu'en France, avec l'exemple des activités socialisées notamment. En 2017, 39,5 % des plus de 50

ans suédois pratiquaient des activités socialisées contre seulement 33 % en France. Les déterminants délétères sont moins récurrents en Suède par rapport à la France : les Suédois déclarent moins de cas de dépression, de solitude, d'inactivité physique et de travail manuel.

Cependant, ces déterminants n'expliquent sans doute pas à eux seuls cet écart : il y a sans doute des variables omises. On peut supposer que des années d'investissement dans la prévention en Suède ont encouragé les seniors suédois à rester actifs physiquement et à prendre soin de leur santé physique et mentale. Ou que c'est leur parcours de soins, avec notamment le paiement par capitation des médecins généralistes, qui est plus enclin à des messages de prévention.

Les pouvoirs publics semblent avoir pris conscience de l'importance de la promotion de la santé des seniors en lançant des phases de test du système ICOPE, afin de préparer sa généralisation au niveau national. Les pouvoirs publics semblent aussi s'intéresser au système de paiement en capitation, avec un appel à candidature de médecins libéraux volontaires souhaitant tester ce type de financement. En 2025, la première vague de candidatures a été réalisée et la première phase de test commence dès ce 1er janvier 2026.

Remerciement SHARE:

“This paper uses data from the Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe (SHARE). The SHARE data collection has been funded by the European Commission, DG RTD through FP5 (QLK6-CT-2001-00360), FP6 (SHARE-I3: RII-CT-2006-062193, COMPARE: CIT5-CT-2005-028857, SHARELIFE: CIT4-CT-2006-028812), FP7 (SHARE-PREP: GA N°211909, SHARE-LEAP: GA N°227822, SHARE M4: GA N°261982, DASISH: GA N°283646) and Horizon 2020 (SHARE-DEV3: GA N°676536, SHARE-COHESION: GA N°870628, SERISS: GA N°654221, SSHOC: GA N°823782, SHARE-COVID19: GA N°101015924), and by DG Employment, Social Affairs & Inclusion through VS 2015/0195, VS 2016/0135, VS 2018/0285, VS

2019/0332, VS 2020/0313, SHARE-EUCOV: GA N°101052589 and EUCOVII: GA N°101102412.

Additional funding from the German Federal Ministry of Education and Research, the Max Planck Society for the Advancement of Science, the U.S. National Institute on Aging, and from various national funding sources is gratefully acknowledged (see www.share-eric.eu)."

Bibliographie (type APA)

Robine J-M, Jagger C, group E-R. (2003) Creating a coherent set of indicators to monitor health across Europe: *The Euro-REVES 2 project*. *Eur J Public Health*. 2003;13(3):6-14.

Van Oyen H., Van der Heyden J., Perenboom R., Jagger C. (2006) Monitoring population disability: evaluation of a new Global Activity Limitation Indicator (GALI). *Soc.-Präventivmed*, 51, 153-161

Cox B., Van Oyen H., Cambois E., Jagger C., Le Roy S., Robine J-M., Romieu I. (2009) The reliability of the minimum European health module. *International Journal of Public Health* 2009;54(2):55-60.

Jagger C, Gillies C, Cambois E, Van Oyen H, Nusselder W, Robine J-M. (2010) The Global Activity Limitation Index measured function and disability similarly across European countries. *Journal of Clinical Epidemiology*. 63:892-9.

ECHI Steering Group. (2012) *ECHI Indicator Development and Documentation*. European Commission; 2012. p.146.

Cambois E (2009) Population estimates of disability – The impact of including or not the population living in institutions (HLY example)

Dauphin L, Eidelman J-S. (2021) Élargir les sources d'étude quantitative de la population handicapée: Que vaut l'indicateur « GALI »? - Utilisation de la question GALI pour repérer les personnes handicapées et établir des statistiques sur leurs conditions de vie. *Les dossiers de la DREES*, N° 74

Cambois E., Grobon S. , Robin J-M., Van Oyen H., (2015) Faut-il changer la formulation des indicateurs de « limitations d'activité » ? *Dossiers solidarité et santé Drees*

Sullivan, D. F. (1971). A simple index of mortality and morbidity. *HSMHA Health Reports*, 86(4), 347-354.

V.Varbanova, N. Hens, Beutel's, (2023) Determinants of life-expectancy and disability-adjusted life years (DALYs) in European and Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD) countries: A longitudinal analysis (1990–2019). *SSM-Population Health* 24

Douglas Barthold, Arijit Nandi, José M. Mendoza Rodríguez, and Jody Heymann (2014) Analyzing Whether Countries Are Equally Efficient at Improving Longevity for Men and Women. *American Journal of Public Health* 104, 2163_2169,

James Gwartney, Robert Lawson, Joshua Hall, and Ryan Murphy (2021). *Economic Freedom of the World: 2021 Annual Report*. Fraser Institute.

Monica Violeta Achim, Viorela Ligia Văidean, Sorin Nicolae Borlea (2019). Corruption and health outcomes within an economic and cultural framework. *The European Journal of Health Economics*

Viorel Tarca, Elena Tarca, Mihaela Moscalu (2024) Social and Economic Determinants of Life Expectancy at Birth in Eastern Europe *Healthcare* 2024

Roffia, P., Bucciol, A., & Hashlamoun, S. (2023). Determinants of life expectancy at birth: a longitudinal study on OECD countries. *International journal of health economics and management*, 23(2), 189–212. <https://doi.org/10.1007/s10754-022-09338-5>

Mackenbach, J. P., Valverde, J. R., Bopp, M., Brønnum-Hansen, H., Deboosere, P., Kalediene, R., Kovács, K., Leinsalu, M., Martikainen, P., Menvielle, G., Regidor, E., & Nusselder, W. J. (2019). Determinants of inequalities in life expectancy: an international comparative study of eight risk factors. *The Lancet. Public health*, 4(10), e529–e537. [https://doi.org/10.1016/S2468-2667\(19\)30147-1](https://doi.org/10.1016/S2468-2667(19)30147-1)

Nathalie Fourcade, Lucie Gonzalez, Sylvie Rey, Marie Husson (2013), La santé des femmes en France. *Études et résultats N°834 Drees*.

Andler Raphaël, Quatremère Guillemette, Gautier Arnaud, Soullier Noémie, Lahaie Emmanuel, Richard Jean-Baptiste, Nguyen-Thanh Viêt (2021). Dépassement des repères de consommation d'alcool à moindre risque en 2020 : résultats du Baromètre santé de Santé publique France. *Bulletin épidémiologique hebdomadaire*, 2021, n°. 17, p. 304-312

Pasquereau, A., Guignard, R., Andler, R., Le Nézet, O., Spilka, S., Obradovic, I., Airagnes, G., Beck, F., & Nguyen-Thanh, V. (2024). *Prévalence du tabagisme en France hexagonale en 2023 parmi les 18-75 ans : Résultats de l'édition 2023 de l'enquête EROPP de l'OFDT* (Le point sur, 7 p.). Saint-Maurice : Santé publique France.

Institut national du cancer. (2025). *Panorama des cancers en France – Édition spéciale 20 ans*. Institut national du cancer.

Salanave, B., Verdot, C., Escalon, H., Gautier, A., & Deschamps, V. (2024). Évolution de la corpulence déclarée dans les Baromètres de Santé publique France de 1996 à 2017. *Bulletin épidémiologique hebdomadaire (BEH)*, (15), 306–312.

Semaille, C. (2025). Éditorial : Santé cardiovasculaire, de nombreux défis à relever ! *Bulletin épidémiologique hebdomadaire (BEH)*, (HS), 2-3.

Grave, C., Houot, M., Gautier, A., Soullier, N., Richard, J.-B., Gabet, A., *et al.* (2020). Perception des maladies cardiovasculaires et connaissance des facteurs de risque cardiovasculaires en France : Baromètre de Santé publique France 2019. *Bulletin Épidémiologique Hebdomadaire*, (24), 472-479. http://beh.santepubliquefrance.fr/beh/2020/24/2020_24_1.html

Sattelmair, J., Pertman, J., Ding, E. L., Kohl, H. W. III, Haskell, W., & Lee, I. M. (2011). Dose response between physical activity and risk of coronary heart disease: A meta-analysis. *Circulation*, 124(7), 789–795.

- Liu, Y., Lee, D. C., Li, Y., Zhu, W., Zhang, R., Sui, X., Lavie, C. J., & Blair, S. N. (2019). Associations of resistance exercise with cardiovascular disease morbidity and mortality. *Medicine & Science in Sports & Exercise*, 51(3), 499–508.
- Moore, S. C., Patel, A. V., Matthews, C. E., Berrington de Gonzalez, A., Park, Y., Katki, H. A., Linet, M. S., Weiderpass, E., Visvanathan, K., Helzlsouer, K. J., Thun, M., Gapstur, S. M., Hartge, P., & Lee, I. M. (2012). Leisure time physical activity of moderate to vigorous intensity and mortality: a large pooled cohort analysis. *PLoS medicine*, 9(11), e1001335. <https://doi.org/10.1371/journal.pmed.1001335>
- He, F. J., Tan, M., Ma, Y., & MacGregor, G. A. (2020). Salt Reduction to Prevent Hypertension and Cardiovascular Disease: JACC State-of-the-Art Review. *Journal of the American College of Cardiology*, 75(6), 632–647. <https://doi.org/10.1016/j.jacc.2019.11.055>
- Pandey, A., Salahuddin, U., Garg, S., Ayers, C., Kulinski, J., Anand, V., Mayo, H., Kumbhani, D. J., de Lemos, J., & Berry, J. D. (2016). Continuous Dose-Response Association Between Sedentary Time and Risk for Cardiovascular Disease: A Meta-analysis. *JAMA cardiology*, 1(5), 575–583. <https://doi.org/10.1001/jamacardio.2016.1567>
- Mullee, A., Romaguera, D., Pearson-Stuttard, J., Viallon, V., Stepien, M., Freisling, H., Fagherazzi, G., Mancini, F. R., Boutron-Ruault, M. C., Kühn, T., Kaaks, R., Boeing, H., Aleksandrova, K., Tjønneland, A., Halkjær, J., Overvad, K., Weiderpass, E., Skeie, G., Parr, C. L., Quirós, J. R., ... Murphy, N. (2019). Association Between Soft Drink Consumption and Mortality in 10 European Countries. *JAMA internal medicine*, 179(11), 1479–1490. <https://doi.org/10.1001/jamainternmed.2019.2478>
- Wang, X., Ouyang, Y., Liu, J., Zhu, M., Zhao, G., Bao, W., & Hu, F. B. (2014). Fruit and vegetable consumption and mortality from all causes, cardiovascular disease, and cancer: systematic review and dose-response meta-analysis of prospective cohort studies. *BMJ (Clinical research ed.)*, 349, g4490. <https://doi.org/10.1136/bmj.g4490>
- Li, Y., Hruby, A., Bernstein, A. M., Ley, S. H., Wang, D. D., Chiuve, S. E., Sampson, L., Rexrode, K. M., Rimm, E. B., Willett, W. C., & Hu, F. B. (2015). Saturated Fats Compared With Unsaturated Fats and Sources of Carbohydrates in Relation to Risk of Coronary Heart Disease: A Prospective Cohort Study. *Journal of the American College of Cardiology*, 66(14), 1538–1548. <https://doi.org/10.1016/j.jacc.2015.07.055>
- Khan, M. S., & Aouad, R. (2022). The Effects of Insomnia and Sleep Loss on Cardiovascular Disease. *Sleep medicine clinics*, 17(2), 193–203. <https://doi.org/10.1016/j.jsmc.2022.02.008>
- Gu, F., Xiao, Q., Chu, L. W., Yu, K., Matthews, C. E., Hsing, A. W., & Caporaso, N. E. (2016). Sleep Duration and Cancer in the NIH-AARP Diet and Health Study Cohort. *PloS one*, 11(9), e0161561. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0161561>
- Gu, F., Xiao, Q., Chu, L. W., Yu, K., Matthews, C. E., Hsing, A. W., & Caporaso, N. E. (2016). Sleep Duration and Cancer in the NIH-AARP Diet and Health Study Cohort. *PloS one*, 11(9), e0161561. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0161561>
- Olié, V., Grave, C., Helft, G., Nguyen-Thanh, V., Andler, R., Quatremère, G., et al. (2025). Épidémiologie des facteurs de risque cardiovasculaire : les facteurs de risque comportementaux.

Bulletin Épidémiologique Hebdomadaire, 2025(HS), 81–101.
http://beh.santepubliquefrance.fr/beh/2025/HS/2025_HS_7.html

Leger, D., Andler, R., Richard, J. B., Nguyen-Thanh, V., Collin, O., Chennaoui, M., & Metlaine, A. (2022). Sleep, substance misuse and addictions: a nationwide observational survey on smoking, alcohol, cannabis and sleep in 12,637 adults. *Journal of sleep research*, 31(5), e13553. <https://doi.org/10.1111/jsr.13553>

Kairouz, S., & Nadeau, L. (2007). Tabac et alcool : Le tout est-il plus grand que la somme de ses parties ? *Drogues, santé et société*, 6(1), 179–210. <https://doi.org/10.7202/016947ar>

Nurwanti, E., Wulandari, D., Puspitasari, D., & Hadi, H. (2018). Roles of sedentary behaviors and unhealthy foods in obesity. *Nutrients*, 10(6), 704. <https://doi.org/10.3390/nu10060704>

Hermesen, L. A. H., Leone, S. S., Smalbrugge, M., Dekker, J., & van der Horst, H. E. (2014). Frequency, severity and determinants of functional limitations in older adults with joint pain and comorbidity: Results of a cross-sectional study. *Archives of Gerontology and Geriatrics*, 59(1), 98–106. <https://doi.org/10.1016/j.archger.2014.02.006>

Ayuso-Álvarez, A., Ortiz, C., Fontán, J., Rodríguez-Blázquez, C., Damián, J., López-Cuadrado, T., & Galán, I. (2024). Predictive value of the Global Activity Limitation Indicator (GALI) on all-cause mortality. *Public Health*, 230, 6–11. <https://doi.org/10.1016/j.puhe.2024.02.006>

Berger, N., Van Oyen, H., Cambois, E., Fouweather, T., Jagger, C., & Robine, J.-M. (2015). Assessing the validity of the Global Activity Limitation Indicator in fourteen European countries. *BMC Medical Research Methodology*, 15, 1. <https://doi.org/10.1186/1471-2288-15-1>

Goodarzi, F., Khoshravesh, S., Ayubi, E., Bashirian, S., & Barati, M. (2024). Psychosocial determinants of functional independence among older adults: A systematic review and meta-analysis. *Health Promotion Perspectives*, 14(1), 32–43. <https://doi.org/10.34172/hpp.42354>

Fong, J. H. (2019). Disability incidence and functional decline among older adults with major chronic diseases. *BMC Geriatrics*, 19, 323.

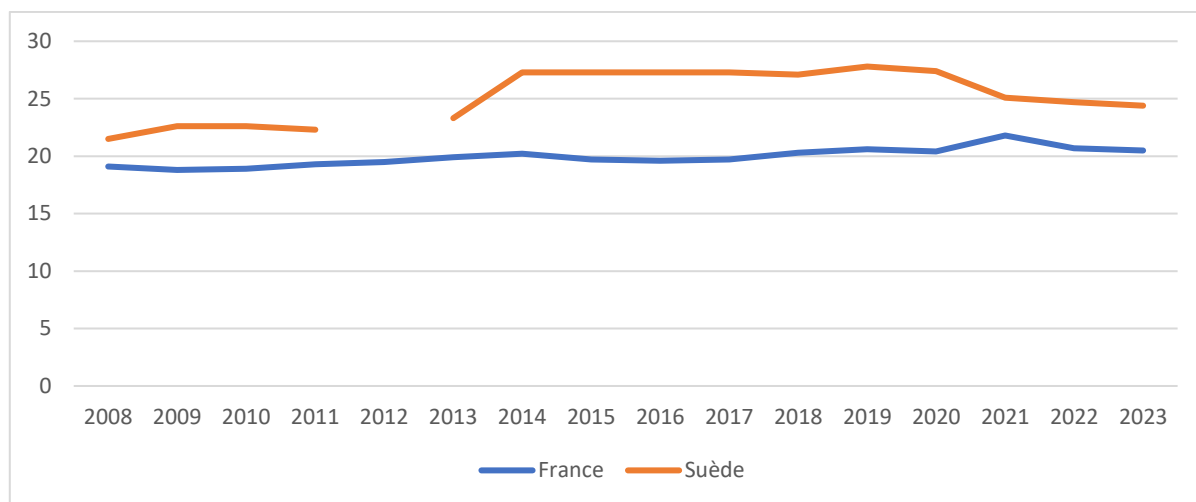
Delboca V., Belkessa, L., & Ologou, G (2025). Isolement et santé des personnes âgées. *Chaire TDTE*.

Dauphin, L., & Eidelman, J.-S. (2021, février). Élargir les sources d'étude quantitative de la population handicapée : Que vaut l'indicateur « GALI » ? Utilisation de la question GALI pour repérer les personnes handicapées et établir des statistiques sur leurs conditions de vie (*Les dossiers de la DREES*, n° 74). *DREES*.

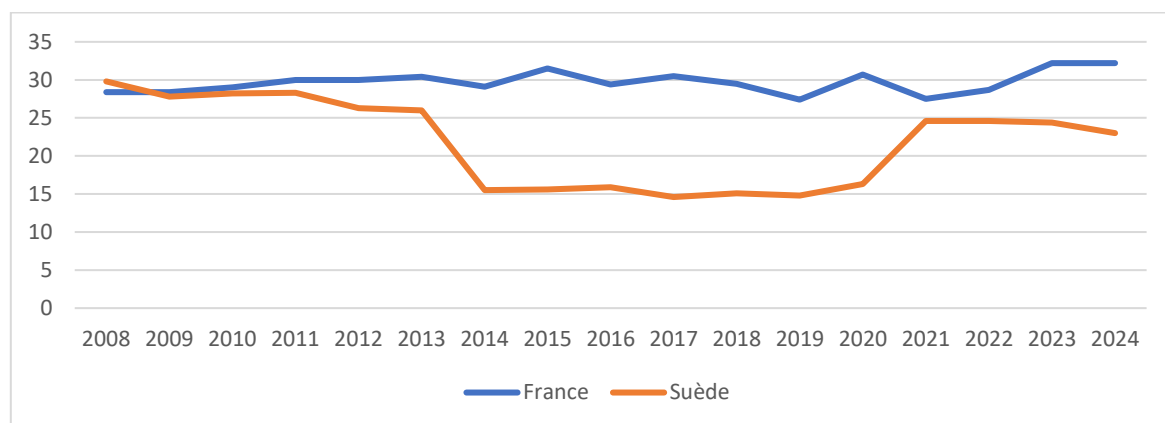
Morenz, A. M., Zhou, L., Wong, E. S., & Liao, J. M. (2023). Association Between Capitated Payments and Preventive Care Among U.S. Adults. *AJPM focus*, 2(3), 100116. <https://doi.org/10.1016/j.focus.2023.100116>

Annexes

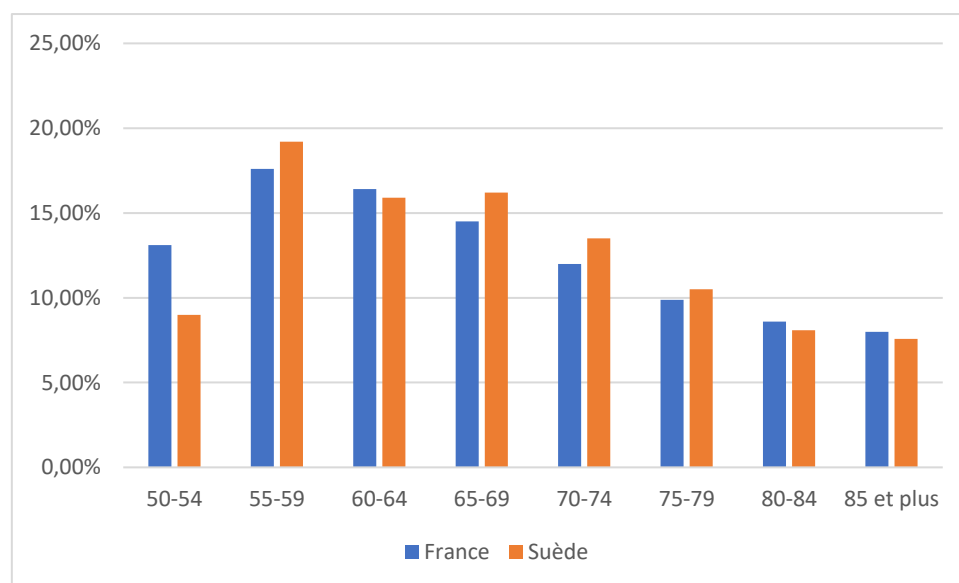
Annexe 1: Espérance de vie en bonne santé à 50 ans, comparaison entre la France et la Suède

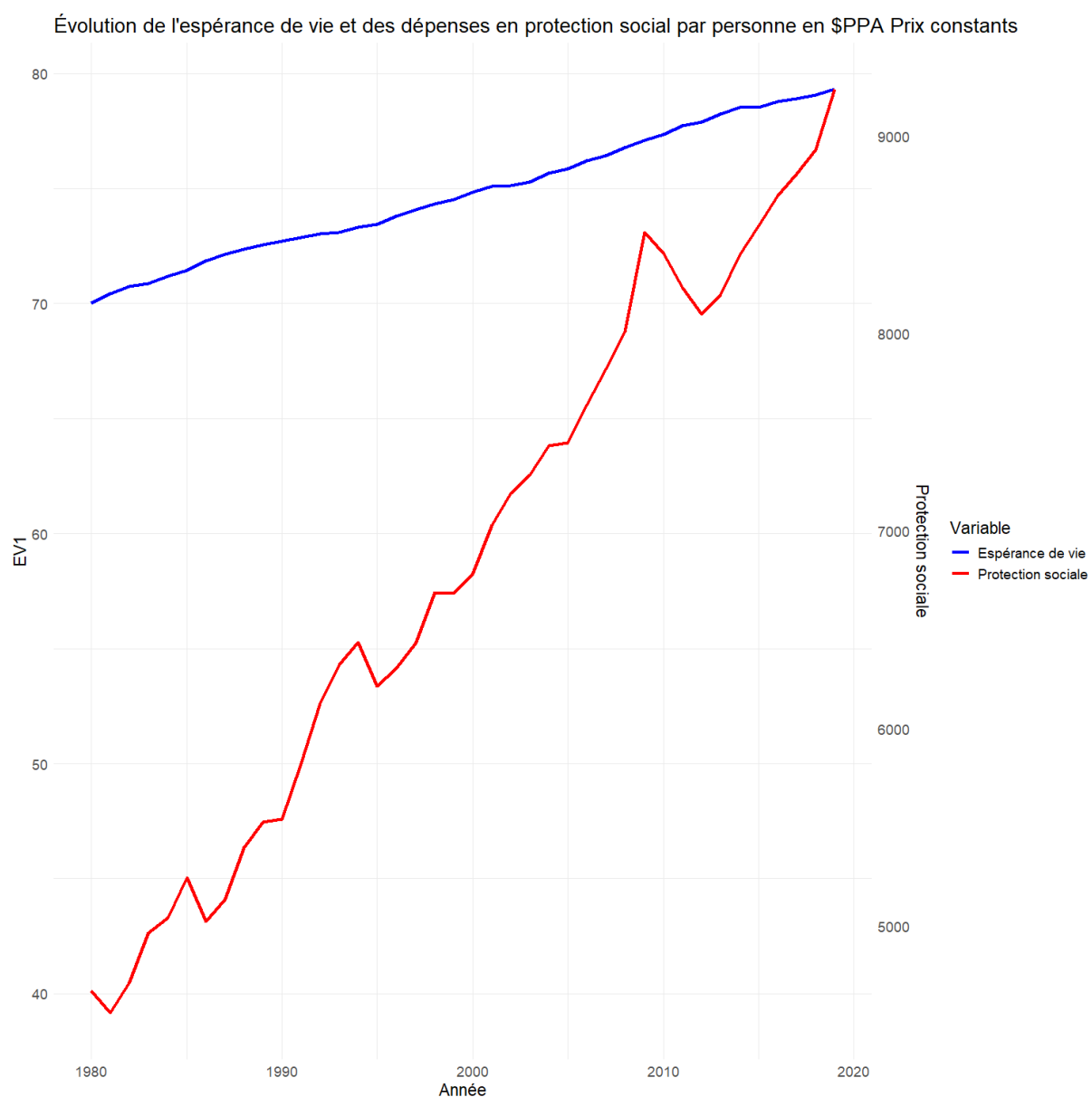


Annexe 2: Taux d'incapacité des Français et des Suédois entre 50 et 64 ans



Annexe 3: Distribution de l'âge





Annexe 4: Pourcentage de GALI en vague 9 (2021 – 2022) en France et en Suède

Pourcentage de GALI en vague 9 (2021 – 2022)	France	Suède
Activité socialisées	36.50	35.07
12 ans d'étude et plus (BAC et plus)	42.31	41.72
50 % des ménages les plus riches	44.23	42.04
Femme	48,45	49.32

Dépression	62.13	66.35
Travailleur manuel	52,94	50.96
Surpoids ou obésité	51.20	45.94
Solitude	55.00	64.23
Inactivité physique	82.37	80.13
A déjà fumé de manière journalière	47,65	47,73