

Le recours aux pensions d'invalidité selon les revenus du travail en début de carrière

How Does the Probability of Benefiting From a Disability Pension Vary With Early Career Earned Income?

Anam Mohammad*, Delphine Roy**, Maxime Tô***
et Todor Tochev**

Résumé – Cet article analyse le lien entre revenus du travail en début de carrière et risque de devenir bénéficiaire d'une pension d'invalidité à différents âges, à partir des échantillons interrégimes des cotisants (EIC, 2009-2017). Pour les hommes, nous mettons en évidence un gradient marqué : le risque d'invalidité est 1,5 fois plus élevé pour les premiers déciles par rapport à la médiane, et 2,5 fois plus faible pour le dernier décile. Ce gradient, moins prononcé chez les femmes, persiste après contrôle des caractéristiques socioprofessionnelles et de santé en début de carrière, même s'il est alors atténué. Les inégalités face à l'invalidité sont particulièrement fortes aux âges où elle est encore relativement rare (entre 40 et 50 ans) et se sont accentuées au fil des générations récentes, pour les hommes. La probabilité de bénéficier d'une pension d'invalidité de façon précoce semble donc être un indicateur pertinent d'inégalités de santé.

Abstract – In this article, we analyse the links between earned income in the early years of an individual's career, and the risk that they will become beneficiaries of a disability pension at different points in later life, using the inter-pension schemes sample (EIC, 2009-2017). For men, we identify a clear gradient: the risk of benefiting from a disability pension is 1.5 times greater than the median for the lowest income deciles, and 2.5 times lower for the top decile. This gradient, which is less pronounced for women, remains present even when controlling for socio-professional status and health parameters in the early career, although it is attenuated. Inequality with regard to disability is particularly high at the ages when disability remains relatively rare (between the ages of 40 and 50), and has become more pronounced among more recent generations of men. The probability that an individual will receive a disability pension at an early age thus appears to be a relevant indicator of health inequality.

JEL : J14, I14, H55

Mots-clés : invalidité, inégalités sociales de santé, retraite, protection sociale, revenu

Keywords: disability, health inequality, pension, social protection, income

* Institut des Politiques Publiques – DREES ; ** Institut des Politiques Publiques ; *** Institut des Politiques Publiques - Institute for Fiscal Studies – CREST.
Correspondance : maxime.to@ipp.eu

Nous remercions Patrick Aubert, Dominique Goux, Julie Labarthe, Anthony Marino, Pauline Meinzel, ainsi que les deux rapporteurs pour leurs commentaires et suggestions.

Reçu en janvier 2024, accepté en mai 2025.

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

Citation: Mohammad, A., Roy, D., Tô, M. & Tochev, T. (2025). How Does the Probability of Benefiting From a Disability Pension Vary With Early Career Earned Income? *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 546, 11–37. doi: 10.24187/ecostat.2025.546.2131

Les liens entre inégalités de santé et inégalités de revenus font l'objet de débats importants dans la littérature économique et épidémiologique. Si la corrélation entre un état de santé dégradé et de faibles revenus est largement documentée, la nature et le sens de la causalité restent discutés (Deaton, 2002 ; Pickett & Wilkinson, 2015 ; Barnay & Jusot, 2018). Un mauvais état de santé peut en effet entraver l'insertion professionnelle et la progression des revenus, particulièrement dans le cas du handicap où cette relation apparaît marquée (Banks *et al.*, 2024 ; Minkler *et al.*, 2006 ; Enroth & Fors, 2021 ; Chatzitheochari *et al.*, 2022). Inversement, de faibles revenus peuvent constituer un frein à l'accès aux soins et, plus généralement, à l'adoption de comportements favorables à la santé.

Des recherches récentes ont mis en évidence la complexité des mécanismes causaux. Une partie de ces inégalités trouve son origine dès l'enfance (Case *et al.*, 2002 ; Apouey & Geoffard, 2015, 2016), voire à la naissance (Panico *et al.*, 2015 ; Panico & Tô, 2023) : la survenue précoce d'un handicap peut compromettre la poursuite d'études et l'accès à l'emploi. D'autre part, les individus aux revenus les plus faibles développent des maladies chroniques plus précocement, et les personnes atteintes de maladies chroniques connaissent plus souvent des trajectoires de revenus descendantes (Danesh *et al.*, 2024). Ces recherches ont également montré que l'impact des accidents sur la suite de la carrière était plus important pour les femmes que pour les hommes (Duguet & Le Clainche, 2014). Ces inégalités de santé se retrouvent dans les gradients d'espérance de vie selon le revenu, amplement documentés depuis les travaux de Chetty *et al.* (2016) aux États-Unis. En France, si ce gradient existe également (Blanpain, 2018 ; Mélard *et al.*, 2024), il apparaît moins prononcé.

L'étude des pensions d'invalidité offre une perspective particulièrement intéressante pour analyser ces inégalités de santé. En effet, l'attribution d'une pension d'invalidité, conditionnée à une incapacité de travail d'origine non professionnelle, constitue un marqueur objectif de l'état de santé. Cette mesure est d'autant plus pertinente que les personnes en situation d'invalidité connaissent une espérance de vie significativement réduite (Aubert, 2024), soulignant ainsi le caractère défavorable de cette situation sur le plan sanitaire. Notre article s'appuie sur les données de l'échantillon inter-régimes des cotisants (EIC) empilées de 2009 à 2017 pour examiner le lien entre le niveau de revenus individuels du travail entre 30 et 35 ans

et la probabilité de devenir bénéficiaire d'une pension d'invalidité à un âge ultérieur. Nous explorons en particulier quatre questions.

Premièrement, nous analysons le pouvoir prédictif du revenu du travail entre 30 et 35 ans sur la probabilité de bénéficier ultérieurement d'une pension d'invalidité, et décrivons comment cette probabilité varie avec le revenu. Deuxièmement, nous examinons dans quelle mesure ce lien entre revenus et probabilité d'invalidité, que nous appellerons dans la suite « gradient », est le reflet d'autres caractéristiques individuelles corrélées aux revenus, telles que le niveau de diplôme, la catégorie socioprofessionnelle ou le secteur d'activité¹. Troisièmement, nous étudions la dynamique d'évolution de ce gradient au cours de la vie active, afin de mieux comprendre à quels moments se creusent les inégalités face à l'invalidité. Enfin, nous analysons l'évolution de ce gradient au fil des générations récentes, apportant un éclairage sur la dynamique temporelle des inégalités de santé telles qu'elles se reflètent dans l'incapacité de travail reconnue par les pensions d'invalidité.

Nos résultats révèlent l'existence d'un gradient marqué, particulièrement prononcé chez les hommes, pour lesquels le risque de connaître l'invalidité est jusqu'à 1,5 fois plus élevé pour les premiers déciles de revenus par rapport à la médiane². Ce gradient persiste, quoique atténué, après la prise en compte des caractéristiques socioprofessionnelles. De manière frappante, les inégalités apparaissent particulièrement fortes aux âges relativement jeunes (40 à 45 ans) et tendent à s'atténuer aux âges plus élevés. Pour les hommes, elles tendent à s'accroître au fil des générations, notamment dans le bas de la distribution des revenus.

La suite de cet article est organisée de la manière suivante. Les sections 1 et 2 détaillent le contexte institutionnel et les données utilisées. La section 3 présente les méthodes empiriques utilisées et la section 4 les résultats, avant la conclusion.

1. De manière analogue à la littérature en santé publique et épidémiologie (voir, par exemple Marmot *et al.*, 1991), nous appelons « gradient » la relation épidémiologique entre revenus du travail et probabilité de connaître l'invalidité, c'est-à-dire le fait que le risque d'invalidité diffère selon le niveau de revenu.

2. Dans la suite de l'article, par simplification, on utilisera parfois « invalidité » pour signifier « bénéfice d'une pension d'invalidité ». Lorsqu'on voudra parler de l'état d'invalidité pris indépendamment de la perception d'une pension, c'est-à-dire au sens d'une « altération des fonctions qui entraîne une restriction d'activité », on parlera plutôt de handicap, afin de ne pas créer de confusion avec l'invalidité au sens institutionnel de « bénéfice d'une pension d'invalidité ».

1. Contexte institutionnel

Cet article contribue à décrire la population des bénéficiaires des pensions d'invalidité. Différentes études ont permis d'établir l'importance de ce dispositif dans les fins de carrières des travailleurs (Barnay, 2008) et l'augmentation de la prévalence de l'invalidité avec l'élévation des bornes d'âge du système des retraites (Aubert *et al.*, 2016 ; Rabaté & Rochut, 2020). Plusieurs publications de la Caisse nationale d'assurance vieillesse - CNAV (Di Porto, 2011 ; Couhin & Floderer, 2023) ont par ailleurs décrit le profil des retraités pour inaptitude. Le dispositif de la retraite au titre de l'inaptitude permet aux assurés du secteur privé reconnus inaptes au travail d'obtenir une retraite au taux plein dès l'âge légal, et cela, quelle que soit la durée d'assurance validée. La retraite pour inaptitude doit donc être distinguée de l'invalidité, même si la majorité (55 %) des retraités pour inaptitude sont des personnes ayant bénéficié de pensions d'invalidité et qui, à l'âge d'ouverture des droits à la retraite, bénéficient de la retraite pour inaptitude³. La retraite pour inaptitude ne concerne que les salariés du secteur privé, et notre étude couvre ainsi un champ plus large. Les fonctionnaires reconnus invalides perçoivent une pension de retraite servie par anticipation au titre de l'invalidité.

Mis à part ces études sur le régime général, il existe en France peu d'analyses reliant le bénéfice d'une pension d'invalidité aux carrières des travailleurs⁴. Ce déficit est en partie lié à la difficulté d'accès aux données individuelles permettant une telle analyse, comme les données de l'EIC ou celles de l'échantillon interrégimes de retraités (EIR). Ce manque apparaît comme particulièrement dommageable étant donné l'importance quantitative des pensions d'invalidité dans notre système de protection sociale : elles concernent près de 827 000 personnes en 2021, pour une dépense annuelle de plus de 8,2 milliards d'euros (Marc *et al.*, 2022). Pour une génération donnée, plus de 7 % des travailleurs passent par l'invalidité (Marino & Cheloudko, 2024), et cette part de la population est susceptible de s'accroître avec les réformes récentes du système des retraites (Aubert *et al.*, 2016).

1.1. L'invalidité, un risque couvert par une multitude de caisses, entre retraites et maladie

Les pensions d'invalidité sont des prestations de sécurité sociale versées aux assurés dont la capacité de travail est réduite de façon substantielle

et permanente, à la suite d'un accident ou d'une maladie d'origine non professionnelle. Les pathologies entraînant l'invalidité sont diverses. On y trouve les troubles de la santé mentale, les maladies du système ostéo-articulaire, les tumeurs malignes, les AVC, les accidents, etc. Les bénéficiaires d'une pension d'invalidité cumulent souvent plusieurs pathologies (Cour des comptes, 2019).

Une fois l'invalidité reconnue, celle-ci donne droit à une pension qui compense en partie la réduction ou la perte du revenu professionnel. En France, l'assurance invalidité a d'abord été créée pour les agents publics sous la forme de pensions de retraite anticipée, puis au sein de l'assurance maladie pour les salariés du secteur privé. Aujourd'hui, ces pensions sont versées par la Caisse nationale de l'assurance maladie (CNAM) pour les salariés du régime général ou par les caisses de retraites pour les fonctionnaires et les salariés affiliés à des régimes spéciaux.

D'après l'enquête annuelle auprès des caisses de retraite (EACR), 843 000 personnes perçoivent une pension d'invalidité de droit direct fin 2022. 12,5 % d'entre eux sont de nouveaux bénéficiaires en 2022. La grande majorité des invalides (85,5 %) sont affiliés au régime général. Ils sont 9,5 % à percevoir une pension d'un régime de la fonction publique (fonction publique de l'État (FPE) civils ou militaires, Caisse nationale de retraites des agents des collectivités locales (CNRACL)). La répartition femmes-hommes des invalides est plutôt similaire à la structure par sexe dans chaque régime : la part des femmes parmi les invalides des régimes de la fonction publique (hors militaires) est plus élevée que celle des femmes parmi les invalides des régimes du secteur privé (63 % de femmes au sein de la FPEC et 69 % à la CNRACL, contre 56 % à la CNAM et 58 % à la caisse nationale des industries électriques et gazières (CNIEG)) (Marino & Cheloudko, 2024).

3. Les autres départs à la retraite pour inaptitude concernent les bénéficiaires de l'allocation pour adulte handicapé (AAH), qui peuvent également demander une pension pour inaptitude à l'âge d'ouverture des droits, et d'autres personnes qui font la demande uniquement au moment de partir en retraite. Dans notre travail, nous n'observons pas l'AAH. Le bénéfice de l'invalidité et de l'AAH sont indépendants au sens où les individus peuvent percevoir l'un, l'autre, ou les deux. Les deux dispositifs répondent néanmoins à des exigences différentes en termes d'éligibilité : l'AAH est un minimum social, elle ne dépend que de conditions de revenu et de la reconnaissance d'un handicap entraînant une « restriction substantielle et durable d'accès à l'emploi », tandis que le bénéfice d'une pension d'invalidité est lié à des conditions contributives.

4. Dans le contexte des États-Unis, Meyer & Mok (2019) étudient dans quelle mesure le statut d'invalidité est lié à d'autres dimensions du bien-être telles que le revenu, la consommation et l'usage des périodes de loisir.

La couverture du risque invalidité par une multitude de régimes de retraite et la CNAM conduit à des situations diverses en termes de prise en charge. Comme indiqué précédemment, une différence notable est que dans le public, les fonctionnaires perçoivent une pension de retraite anticipée au titre de l'invalidité, tandis que dans le secteur privé, l'invalidité est un dispositif propre et les individus basculent à la retraite au titre de l'incapacité au moment de l'âge d'ouverture des droits⁵.

Au régime général et dans les régimes alignés, la décision de mise en invalidité dépend de conditions d'éligibilité relatives à l'âge et à des conditions médicales et administratives. L'individu doit avoir un âge inférieur à son âge légal d'ouverture des droits à la retraite, il doit avoir perdu les deux tiers de sa capacité de travail et doit respecter des durées d'affiliation et de cotisation à sa caisse de retraite d'affiliation. Par exemple, au régime général, l'invalidé doit être affilié au régime général depuis au moins douze mois et avoir cotisé pour un salaire au moins égal à 2 030 fois le Smic horaire au cours des douze derniers mois ou avoir travaillé au moins 600 heures au cours des douze derniers mois.

Dans les régimes de la fonction publique (hors militaires), la décision de mise en invalidité dépend de conditions médicales, d'âge et de statut. Pour bénéficier d'une mise à la retraite pour invalidité, l'individu doit : être fonctionnaire titulaire ; avoir un âge inférieur à l'âge limite pour continuer à exercer ses fonctions ; se trouver dans l'incapacité permanente de continuer à exercer ses fonctions ; et ne pas pouvoir être reclassé dans un emploi compatible avec son état de santé. Dans les cas où l'incapacité n'empêche pas la reprise des fonctions, il existe l'allocation temporaire d'invalidité, qui est accordée pour cinq ans et peut être reconduite. Le médecin-conseil du régime apprécie les infirmités et la non-imputabilité au service, puis calcule le taux d'invalidité dont dépend le montant de la pension d'invalidité.

1.2. Principales caractéristiques des bénéficiaires de pensions d'invalidité en 2022

Une fois la décision de mise en invalidité prise par le médecin-conseil du régime, les invalides du secteur privé sont classés dans trois catégories selon leur degré d'invalidité. Le montant de la pension dépend de la catégorie. Le classement n'est toutefois pas définitif et peut changer en fonction de l'évolution de l'état de santé de la personne.

– Catégorie 1 : invalides capables d'exercer une activité rémunérée. Le montant de la pension est égal à 30 % du salaire annuel moyen des dix meilleures années de la carrière.

– Catégorie 2 : invalides absolument incapables d'exercer une activité rémunérée. Le montant de la pension est égal à 50 % du salaire annuel moyen des dix meilleures années de la carrière.

– Catégorie 3 : invalides absolument incapables d'exercer une activité rémunérée et qui sont dans l'obligation d'avoir recours à l'assistance d'une tierce personne pour effectuer les actes ordinaires de la vie courante. Le montant de la pension est également fixé à 50 % du salaire annuel moyen des dix meilleures années de la carrière, auquel s'ajoute la majoration pour tierce personne (MTP).

La majorité des invalides du secteur privé bénéficient d'une pension de catégorie 2 (73 %) et 25 % d'une pension de catégorie 1. Ces derniers peuvent donc continuer à exercer une activité professionnelle sous certaines conditions. Les 2 % restants perçoivent une pension de catégorie 3 et ont donc droit à la majoration pour tierce personne (MTP).

Ces proportions varient selon les régimes : les invalides sont légèrement moins nombreux à être en catégorie 2 à la MSA non-salariés (59 %) et à la CNIEG (69 %) comparé au régime général (71 %). Ces caisses ont, en revanche, un taux d'invalides de catégorie 1 plus élevé (39 % à la MSA non-salariés ou 30 % à la CNIEG, contre 27 % à la CNAM). Le taux d'invalides de catégorie 3, quant à lui, varie peu selon les régimes : de 1 % à 2 % (Marino & Cheloudko, 2024).

Les invalides de la fonction publique, quant à eux, ne sont pas classés selon ces trois catégories d'invalidité mais ont un taux d'invalidité calculé par le médecin conseil du régime.

1.3. Des montants de pension dispersés, qui dépendent avant tout de la catégorie d'invalidité

Les pensions d'invalidité ont des montants plancher et plafond par catégorie d'invalidité révisés chaque année par décret. Ils sont revalorisés au 1^{er} avril de chaque année, selon l'inflation. Au 1^{er} janvier 2024, le montant mensuel minimum de la pension est de 328,07 euros et les montants maximum sont de 1 159,20 euros pour les bénéficiaires d'une pension de catégorie 1, et de 1 932 euros pour les catégories 2 et 3.

5. La récente réforme des retraites adoptée en 2023 distingue l'âge légal de départ à la retraite au titre de l'incapacité (62 ans) de l'âge légal pour le reste de la population (64 ans). Avant cette réforme, les deux âges étaient les mêmes.

Le montant annuel de la pension est égal à 50 % du salaire annuel moyen des dix meilleures années de la carrière, auquel s'ajoute éventuellement la majoration pour tierce personne (MTP). La MTP est une aide versée à certains invalides de la catégorie 3 afin de financer le recours à une tierce personne pour accomplir les actes de leur vie quotidienne. Au 1^{er} avril 2024, son montant s'élève à 1 226,60 euros par mois.

La pension d'invalidité est transformée automatiquement en pension de retraite pour inaptitude à l'âge légal d'ouverture des droits à la retraite (AOD), pour les personnes n'exerçant plus d'emploi. S'ils exercent une activité professionnelle, les invalides peuvent continuer à bénéficier de la pension au maximum jusqu'à l'âge de l'annulation de la décote. La retraite pour inaptitude au titre de l'invalidité permet d'obtenir une pension de retraite pour inaptitude calculée au taux plein dès l'AOD, même si la durée d'assurance n'est pas satisfaite.

Pour les anciens fonctionnaires, la formule de calcul est similaire à la formule de calcul de la retraite : 75 % du traitement observé au cours des six derniers mois d'activité que multiplie le coefficient de proratisation. Ce coefficient de proratisation est égal au ratio entre la durée cotisée dans le régime et la durée cible pour le taux plein. Il n'existe pas de montant minimum ou maximum pour les pensions d'invalidité versées par les régimes de la fonction publique. En revanche, lorsque le taux d'invalidité est supérieur ou égal à 60 %, il existe un montant minimum de pension qui correspond à 50 % du traitement utilisé pour le calcul de la pension. La pension d'invalidité étant identique à la pension de retraite dans le secteur public, il n'existe pas de transition au moment du passage de l'âge d'ouverture des droits.

Le montant moyen de pension d'invalidité (majoration pour tierce personne incluse) observé dans les données de l'EACR 2022 est de 840 euros par mois, tous régimes confondus, pour un montant médian de 680 euros. Dans les régimes du secteur privé, de manière attendue, plus le degré d'invalidité est élevé, plus le montant de pension l'est aussi. En 2022, au régime général, les pensionnés de la catégorie 1 bénéficient d'un montant de pension mensuel moyen de 610 euros ; ceux de la catégorie 2, de 910 euros ; et ceux de la catégorie 3, de 2 020 euros. À catégorie d'invalidité donnée, les montants moyens des pensions versées par le régime général et la MSA salariés sont assez proches. En revanche, les montants alloués par la CNIEG sont significativement plus élevés,

et ceux de la MSA non-salariés nettement inférieurs. Cela s'explique surtout par des rémunérations plus élevées à la CNIEG qu'à la MSA avant le passage à l'invalidité – les pensions étant calculées sur la base des anciens salaires perçus – mais également par des différences de calcul entre les régimes de la CNIEG et de la MSA (Marino & Cheloudko, 2024).

2. Données

2.1. L'échantillon interrégimes des cotisants

Les données utilisées correspondent à l'empilement des individus de l'ensemble des vagues des échantillons interrégimes des cotisants (EIC) de 2009 à 2017. L'EIC 2017 couvre les générations 1946 à 1994. L'utilisation des vagues précédentes de l'EIC permet d'observer l'ensemble des individus encore vivants en 2009, même s'ils sont décédés avant la vague de 2017.

Dans sa version la plus récente, cette base de données, collectée et diffusée par la DREES⁶, comprend les individus nés certains jours de certaines années et qui sont ou ont été affiliés à au moins un des principaux régimes de retraite français au cours de leur carrière. La date de naissance est donc le principal critère d'inclusion dans l'échantillon. Les jours de naissance utilisés varient selon l'année de naissance, faisant varier la part des générations incluses : elle est de 4,4 % pour une génération paire sur deux à partir de 1946 et de 2,2 % pour les autres générations paires à partir de 1952. Dans la mesure où les jours de naissance peuvent être considérés comme aléatoires, cet échantillon est donc représentatif des cotisants aux principaux régimes de retraites.

Pour chaque individu, les régimes de retraite versent à la base de données des informations concernant l'historique des périodes et revenus validés au titre de la retraite. Il est ainsi possible d'observer les emplois et les revenus du travail successifs des individus, ainsi que les trimestres validés au titre de l'emploi, du chômage, de la maladie ou de l'invalidité.

Ces informations permettent donc d'observer le moment où les individus deviennent bénéficiaires d'une pension d'invalidité, mais aussi de décrire les trajectoires individuelles. Les périodes de maladie correspondent à des arrêts maladie de plus de six semaines et permettent de repérer certaines fragilités antérieures à l'entrée

6. Voir <https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/sources-outils-et-enquetes/03-lechantillon-interregimes-de-cotisants-eic>

en invalidité, ayant donné lieu à ce type d'arrêts. Il convient néanmoins d'indiquer que ces périodes mesurent également les arrêts maternité qui sont administrativement enregistrés comme des périodes de « maladie ». L'interprétation de l'impact de ces variables est donc différente pour les hommes et les femmes.

L'EIC est, de plus, apparié avec deux bases de données permettant d'enrichir l'analyse : le panel tous salariés (PTS) et l'échantillon démographique permanent (EDP). Ces données permettent l'observation de caractéristiques additionnelles des individus : le PTS permet d'une part d'affiner les niveaux de salaires observés⁷ et d'autre part de disposer de la catégorie socioprofessionnelle et du secteur d'activité. L'EDP permet, de surcroît, d'observer le niveau de diplôme des individus. La mesure du niveau de diplôme n'est cependant qu'imparfaite pour deux raisons. Le critère d'échantillonnage de l'EDP repose tout d'abord sur des jours de naissance, tout comme l'EIC, mais ces jours diffèrent et l'appariement est donc incomplet⁸. En outre, le diplôme est observé dans l'EDP à partir des recensements exhaustifs et des enquêtes annuelles de recensement. Cette variable n'est donc pas observée pour les individus jamais recensés⁹. En conséquence, la part d'individus pour lesquels le diplôme est manquant est proche de 40 %. Afin de ne pas altérer la taille de l'échantillon tout en gardant la possibilité d'utiliser ces variables, nous avons choisi de conserver dans notre échantillon d'analyse l'ensemble des observations, en incluant dans l'analyse une modalité correspondant aux valeurs manquantes des variables explicatives.

2.2. Construction de l'échantillon d'analyse et des variables d'intérêt

Notre analyse porte sur la probabilité d'entrer en invalidité entre 35 et 60 ans, mesurée par la première occurrence dans les données d'un trimestre validé au titre de l'invalidité, et sur la corrélation de cette probabilité avec le décile de revenus du travail observé avant 35 ans.

Le choix de l'âge de 35 ans résulte d'un arbitrage entre, d'une part, le besoin de disposer d'une situation déjà suffisamment établie sur le marché du travail et d'un historique de carrière suffisamment long (pour les arrêts maladie par exemple), et, d'autre part, le risque d'avoir un nombre trop important d'entrées en invalidité avant l'âge choisi. On retient l'âge de 35 ans, qui est également le choix fait par Aubert (2024) comme situation de référence. Par ailleurs, les entrées en invalidité sont relativement peu fréquentes avant 35 ans : c'est le cas de 10,3 %

des pensionnés d'invalidité présents dans l'EIR 2016¹⁰. Ces entrées les plus précoces sont donc exclues de l'échantillon d'analyse.

Les données utilisées permettent d'inclure dans l'analyse, outre le sexe, l'âge et la génération, les éléments suivants : le niveau de diplôme, des éléments de situation professionnelle et de revenus entre 30 et 35 ans, et des indicateurs de fragilité du parcours (arrêts maladie et chômage avant 35 ans). La variable de revenus est calculée comme le décile de revenus du travail moyen observé conditionnellement au sexe et à la cohorte de naissance. Elle revêt ainsi un caractère relatif, positionnant l'individu dans la distribution des revenus de sa cohorte et de son sexe. Nous choisissons de prendre la moyenne des revenus entre 30 et 35 ans afin de lisser la variabilité existant dans les revenus.

2.3. Statistiques descriptives

L'échantillon d'analyse est composé de 174 984 hommes et 153 497 femmes, dont 7 965 hommes et 6 965 femmes non reconnus comme invalides à 35 ans et ayant bénéficié d'une pension d'invalidité plus tard dans leur carrière.

La figure I décrit la composition de l'échantillon d'analyse en termes de cohortes de naissance. L'échantillon comprend des individus nés entre 1950 et 1976. La différence de taille d'échantillon selon la cohorte de naissance reflète le fait que le nombre de jours de naissance inclus dans l'échantillon varie selon les années de naissance (voir section 2.1 ci-dessus).

Comme le montre la figure II, les générations les plus âgées au moment de l'observation (c'est-à-dire en 2017) sont naturellement surreprésentées parmi les personnes passées au moins une fois dans leur vie par le dispositif d'invalidité. En 2017, près de 9 % de la génération 1950 avait connu un épisode d'invalidité, cette proportion atteignant près de 12 % pour la génération 1956. Le taux d'invalidité pour la génération 1956 est plus élevé que celui de la génération 1950, potentiellement du fait de l'augmentation de l'âge d'ouverture des droits à la retraite, qui passe de 60 à 62 ans entre la génération 1950 et la génération 1955.

7. Dans les données de l'EIC, les données de salaires sont souvent plafonnées au plafond de la sécurité sociale. L'utilisation du PTS permet de déplafonner ces montants.

8. L'EDP concerne les individus nés les quatre premiers jours d'octobre et a été étendu aux quatre premiers jours de chaque trimestre en 2004.

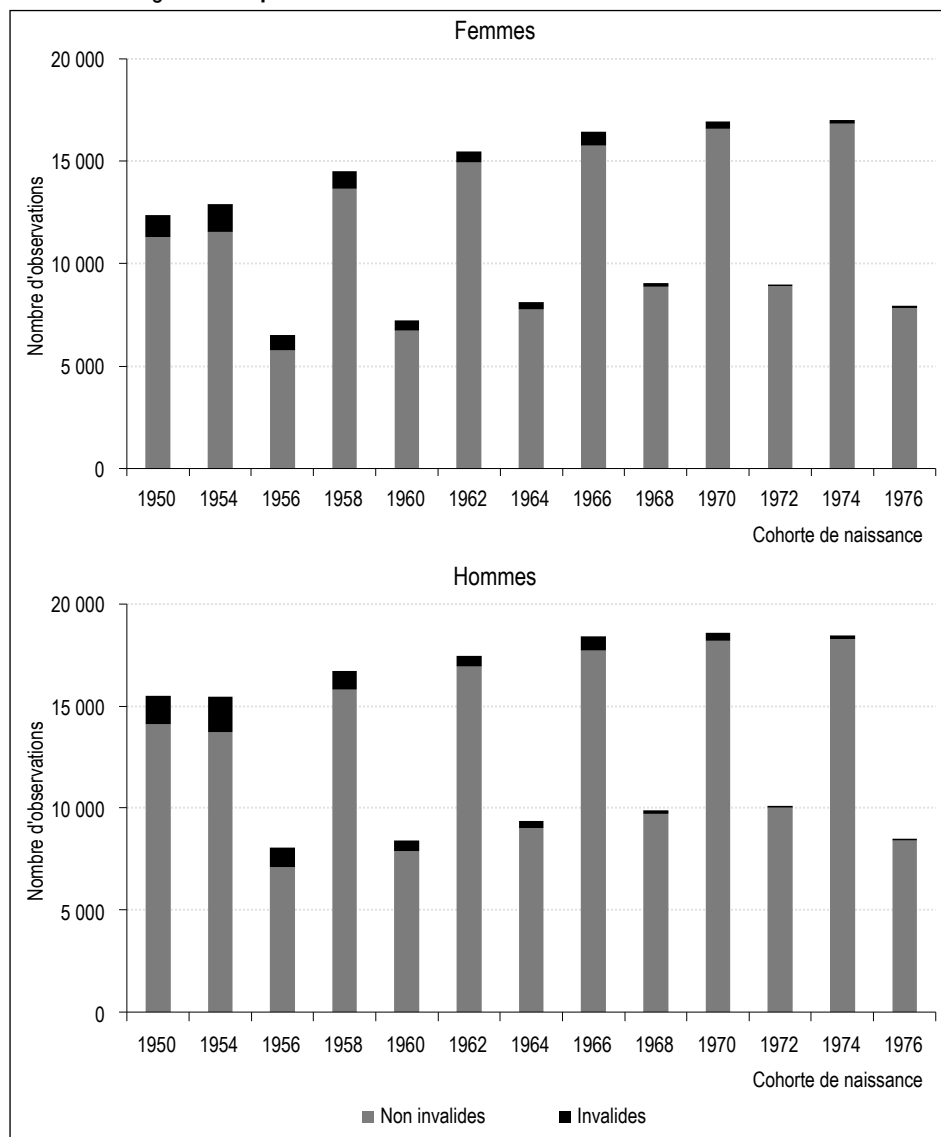
9. Lorsqu'un individu est recensé plusieurs fois, nous avons gardé l'information la plus récente sur le diplôme.

10. L'EIR 2016 collectait pour la première fois des informations sur l'ensemble des bénéficiaires de pensions d'invalidité, quel que soit leur âge.

Davantage de personnes sont donc susceptibles de connaître une situation d'invalidité avant de partir en retraite (Rabaté & Rochut, 2020). Les générations suivantes, n'ayant pas encore atteint 60 ans au moment de la collecte des données, affichent des taux d'invalidité plus faibles : environ 6 % pour les générations 1958 et 1960, cette proportion décroissant jusqu'à 1,5 % pour la génération 1976. Bien qu'il existe quelques différences, les taux d'invalidité restent relativement similaires entre les hommes et les femmes. Il convient d'indiquer que ces prévalences sont légèrement supérieures à celles observées par la DREES (Marino & Cheloudko, 2024). Cette différence s'explique principalement par le fait que la prévalence de l'invalidité est d'habitude mesurée au moment de la transition vers la

retraite. Or dans notre cas, nous incluons dans notre échantillon les personnes qui décèdent avant d'atteindre cet âge d'une part, et les personnes qui sortent de l'invalidité d'autre part. Les sorties de l'invalidité peuvent se faire pour différentes raisons : les personnes peuvent perdre le bénéfice en raison de l'amélioration de leur état de santé, ou dans le cas où leurs revenus du travail excèdent les montants maximum autorisés. Nous observons dans les données que 22,7 % des personnes entrant en invalidité à 35 ans connaissent au moins une année ultérieure où elles valident des trimestres d'emploi sans cumuler de trimestre d'invalidité. Cette part tombe à 15,7 % pour les personnes entrant en invalidité à 45 ans et à 5,9 % pour les personnes entrant à 55 ans.

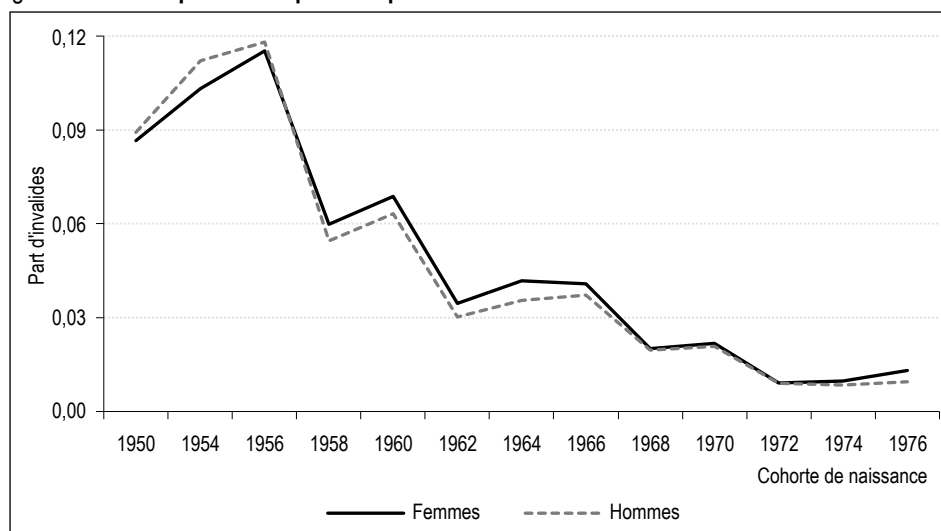
Figure I – Répartition de l'échantillon selon la cohorte de naissance



Lecture : la cohorte 1950 de l'échantillon comporte environ 124 000 femmes, dont 1 100 ont validé au moins un trimestre pour invalidité, et 155 000 hommes dont 1 400 ont validé au moins un trimestre pour invalidité.

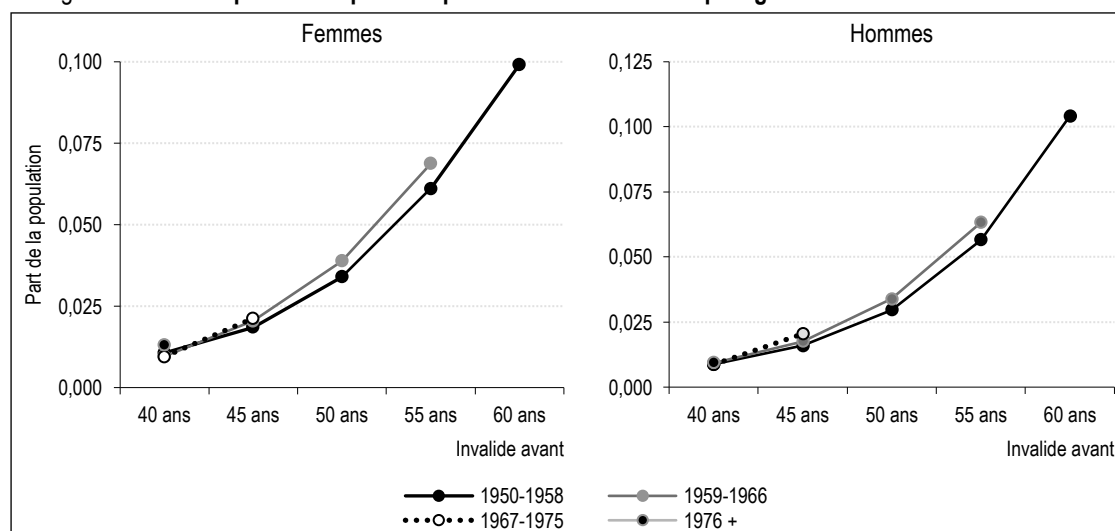
Source : EIR-EIC - Calcul des auteurs.

Figure II – Part de personnes passées par l'invalidité avant 2017 selon la cohorte de naissance



Lecture : parmi la cohorte née en 1950, 8,6 % des femmes et 8,9 % des hommes ont validé au moins un trimestre pour invalidité avant 2017. Ces proportions passent à 11,5 et 11,8 %, respectivement, pour la cohorte 1956 puis à 6,0 et 5,5 % pour la cohorte 1958.
Source : EIR-EIC - Calcul des auteurs.

Figure III – Part de personnes passées par l'invalidité avant chaque âge selon la cohorte de naissance



Lecture : 3,4 % des femmes de la génération 1950-58 et 3,9 % de celles de la génération 1959-1966 ont validé au moins un trimestre pour invalidité avant l'âge de 50 ans. Pour les hommes, ces proportions sont de 3,0 % parmi la génération 1950-1958 et 3,4 % parmi la génération 1959-1966.
Source : EIR-EIC - Calcul des auteurs.

Les différences de taux d'invalidité entre les cohortes de naissance s'expliquent essentiellement par leur observation à des âges différents. La figure III représente le taux d'invalidité pour les différentes générations conditionnellement à l'âge. On observe ainsi une augmentation tendancielle de la prévalence de l'invalidité au fil des générations, avec des hausses à tous les âges entre 45 et 55 ans entre les générations 1950-1958 et 1959-1966.

Le tableau 1 présente les caractéristiques moyennes des individus de notre échantillon, selon le sexe et selon qu'ils ont été bénéficiaires

ou non d'une pension d'invalidité avant l'âge de 60 ans.

Les statistiques descriptives révèlent des disparités marquées entre les personnes passées par l'invalidité et celles qui n'ont connu aucun épisode d'invalidité avant leurs 60 ans. On observe une surreprésentation des invalides dans les catégories socioprofessionnelles les moins qualifiées, notamment chez les hommes ouvriers (45,6 % d'ouvriers parmi les invalides contre 37,1 % parmi les non invalides), tandis que les cadres et professions intellectuelles supérieures sont nettement moins concernés par le passage

par l'invalidité (−13,1 points de cadres invalides que de cadres sans épisode d'invalidité pour les hommes, −8,2 points pour les femmes).

Cette stratification sociale se reflète également dans le niveau de diplôme, avec une surreprésentation des non-diplômés (+5,8 points pour les hommes et +4,1 points pour les femmes) et une sous-représentation des diplômés du supérieur (−11 points pour les hommes, −11,7 points pour les femmes) parmi les invalides. Les secteurs d'activité montrent des variations significatives, l'industrie comptant davantage d'invalides (particulièrement chez les femmes, +5,1 points), tandis que l'administration publique en compte moins (−4,9 points pour les hommes, −8,2 points pour les femmes).

La fragilité des parcours professionnels avant 35 ans apparaît comme un marqueur important, avec une présence accrue des épisodes de chômage (+5 points pour les hommes, +4,1 points pour les femmes) et surtout des arrêts maladie (+27,4 points pour les hommes, +14,1 points pour les femmes) parmi les futurs invalides. Il convient de préciser à nouveau ici que les trimestres maladie ne peuvent être distingués des trimestres maternité, ce qui explique la très forte présence de ce type d'évènement avant 35 ans pour les femmes.

L'échantillon présente finalement une proportion notable de valeurs manquantes, particulièrement pour la variable mesurant le niveau de diplôme (environ 40 %) pour les raisons évoquées précédemment. On note cependant que les proportions de valeurs manquantes du diplôme sont très peu

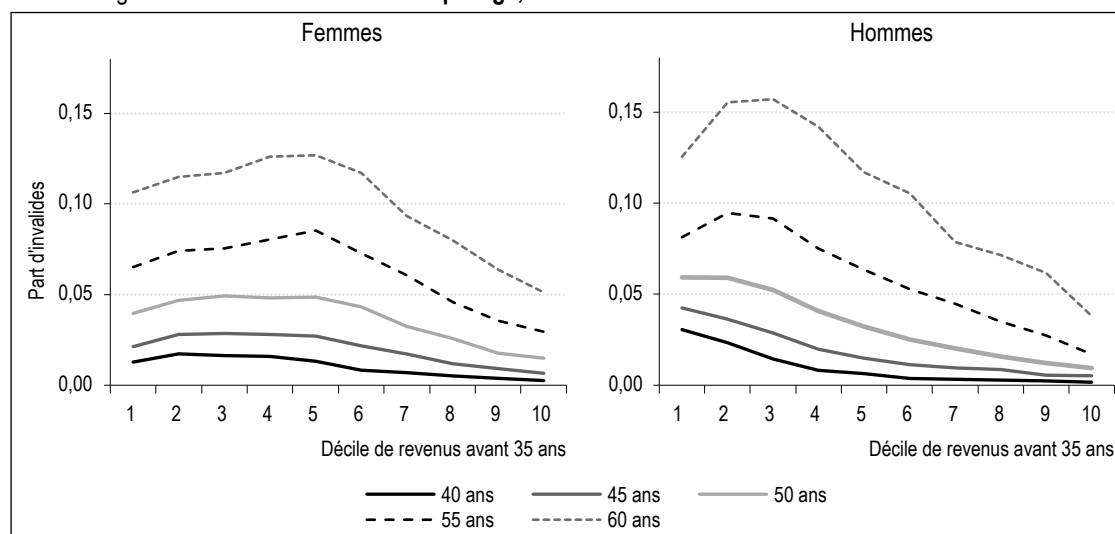
variables selon le sexe et l'invalidité, confirmant le caractère a priori aléatoire de ces valeurs manquantes.

Enfin, la figure IV montre la probabilité d'avoir connu l'invalidité selon trois dimensions principales : l'âge, le niveau de revenus et le sexe. Comme précédemment, la progression avec l'âge est visible, avec des taux qui restent contenus entre 0,2 % et 2,5 % à 40 ans, et atteignent des niveaux nettement plus élevés à 60 ans, variant de 3,8 % à plus de 16 % selon les catégories.

Cette progression avec l'âge s'accompagne d'un gradient social particulièrement marqué. Les premiers déciles de revenus présentent systématiquement des taux d'invalidité plus élevés que les déciles supérieurs, et cet écart tend à s'accroître avec l'âge. Ainsi, à 60 ans, le taux d'invalidité atteint 16 % pour les hommes du troisième décile, alors qu'il n'est que de 2,5 % environ pour ceux du dernier décile. Cette disparité suggère un effet cumulatif des inégalités sociales au cours de la carrière.

Les différences entre hommes et femmes apparaissent plus nuancées mais méritent d'être soulignées. Les écarts entre déciles de revenus semblent plus prononcés chez les hommes que chez les femmes, et les différences entre les cinq premiers déciles sont très faibles parmi les femmes. À 60 ans, les hommes des premiers déciles présentent des taux d'invalidité légèrement supérieurs à ceux des femmes (16 % contre environ 12 %), tandis que ces écarts s'estompent dans les déciles supérieurs.

Figure IV – Part d'invalides à chaque âge, selon le décile de revenus du travail avant 35 ans



Lecture : les femmes du 5^e décile des revenus du travail moyens mesurés entre 30 et 35 ans sont 1,3 % à avoir connu l'invalidité avant 40 ans, 4,9 % avant 50 ans, et 12,7 % avant 60 ans.

Source : EIR-EIC - Calcul des auteurs.

Tableau 1 – Statistiques descriptives

	Hommes			Femmes		
	Invalides	Non invalides	Différence	Invalides	Non invalides	Différence
CS avant 35 ans						
Agriculteurs	0,029	0,027	0,002	0,013	0,011	0,002
Artisans, commerçants	0,123	0,107	0,016	0,044	0,042	0,002
Cadres, prof. intellectuelles supérieures	0,050	0,181	-0,131	0,043	0,124	-0,082
Employés	0,122	0,129	-0,007	0,477	0,477	0,000
Ouvriers	0,456	0,371	0,085	0,183	0,117	0,067
Professions intermédiaires	0,087	0,162	-0,076	0,109	0,200	-0,091
Manquant	0,134	0,023	0,111	0,131	0,029	0,102
Secteur d'activité avant 35 ans						
Activités de services	0,026	0,035	-0,008	0,051	0,076	-0,025
Activités scientifiques et techniques	0,118	0,122	-0,003	0,128	0,118	0,010
Administration publique	0,114	0,163	-0,049	0,314	0,396	-0,082
Autres	0,056	0,082	-0,026	0,075	0,079	-0,003
Commerce	0,242	0,248	-0,006	0,220	0,197	0,024
Construction	0,133	0,098	0,034	0,008	0,012	-0,004
Industrie	0,236	0,212	0,025	0,152	0,100	0,051
Manquant	0,075	0,041	0,035	0,052	0,023	0,029
Diplôme						
Aucun diplôme	0,150	0,091	0,058	0,117	0,076	0,041
Niveau inférieur au bac	0,321	0,252	0,070	0,308	0,215	0,093
Baccalauréat	0,061	0,090	-0,029	0,087	0,112	-0,025
Études supérieures	0,054	0,163	-0,110	0,088	0,204	-0,117
Manquant	0,415	0,404	0,011	0,400	0,393	0,007
Évènement avant 35 ans						
Chômage	0,548	0,498	0,050	0,574	0,533	0,041
Maladie/maternité	0,446	0,172	0,274	0,733	0,592	0,141
Nombre d'observations	7 965	167 019		6 965	146 532	

Ces résultats mettent ainsi en évidence l'existence d'un gradient d'invalidité selon les revenus du travail avant 35 ans important, et qui apparaît dès l'âge de 40 ans. Ces résultats descriptifs mélangent néanmoins potentiellement des effets âge et des effets cohortes qu'il conviendra de distinguer par la suite.

3. Stratégie empirique

L'interprétation du lien statistique entre revenus du travail avant 35 ans et probabilité de connaître l'invalidité est complexifiée par l'existence de variables corrélées aux revenus du travail telles que la profession, le niveau de diplôme ou l'état de santé, qui peuvent agir comme variables confondantes. Au-delà de la première analyse descriptive, notre analyse empirique a pour objectif de vérifier si le lien observé entre niveau de revenus et

invalidité à différents âges persiste en contrôlant ces variables. Sans prétendre établir un lien de causalité, cette approche permet de minimiser l'influence directe des autres variables observées, et de voir dans quelle mesure elles atténuent le gradient initial.

Nous modélisons le fait de bénéficier pour la première fois du dispositif d'invalidité avant un âge donné. Pour atténuer les problèmes de causalité inverse, nous utilisons comme variables explicatives les revenus observés en début de carrière ainsi que les variables de contrôle mesurées avant 35 ans.

Nous formalisons le modèle à partir de Y_{ia} la variable indicatrice égale à 1 si l'individu i est observé au moins une fois en situation d'invalidité avant l'âge a . Cette variable dépend du signe de la variable latente Y_{ia}^* :

$$Y_{ia}^* = \sum_{k=1}^{10} 1\{D_i = k\} \delta_{ka} + X_i \beta_a + \varepsilon_{ia}$$

où D_i désigne le décile de revenus du travail observé avant l'âge de 35 ans, et X_i est un ensemble de variables de contrôle qui varie selon les spécifications. Nous faisons en outre l'hypothèse que ε_{ia} suit une loi logistique : le modèle estimé est donc un modèle *logit*.

Les paramètres δ_{ka} sont les logarithmes de rapports de risques relatifs (log odds ratio) d'être invalide à l'âge a entre les personnes appartenant à différents déciles de revenus avant 35 ans. Si le signe et la significativité de ces coefficients est informatif concernant les différences de risque entre groupes de population, ils demeurent difficilement interprétables. Nous utilisons donc des risques relatifs entre groupes de population :

$$RR(k, k', a) = \frac{\sum_i \hat{P}(Y_{ia} = 1 | D_i = k, X_i)}{\sum_i \hat{P}(Y_{ia} = 1 | D_i = k', X_i)}$$

qui est égal au ratio entre la moyenne des probabilités prédites d'invalidité si les individus appartaient tous au groupe k et celle obtenue s'ils appartaient tous au groupe k' . Les deux moyennes sont prises sur l'ensemble de la population pour tenir compte de la composition de la population. En pratique, sauf exception (voir figure VII-A), nous rapportons les risques à celui du groupe médian ($k' = 5$).

Nous distinguons enfin quatre spécifications :

(i) la première spécification n'inclut que les variables de décile de revenus du travail avant 35 ans, et ne comprend donc aucune variable de contrôle. Cette spécification permet de retrouver le gradient d'invalidité brut ;

(ii) dans la deuxième spécification, nous ajoutons le fait d'avoir connu des épisodes donnant droit à des trimestres maladie ou maternité ou de chômage avant l'âge de 35 ans. Ces variables de contrôle permettent de capter l'hétérogénéité qui pourrait être imputable à des situations prédéterminées ;

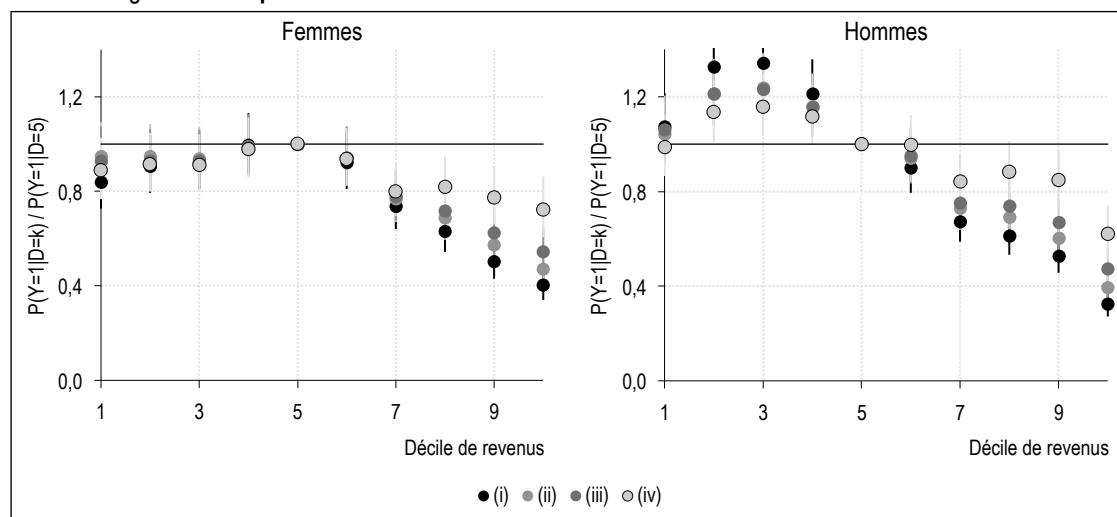
(iii) la troisième spécification contrôle le niveau de diplôme des individus en plus des variables décrites précédemment ;

(iv) cette spécification ajoute le secteur d'activité et la catégorie socioprofessionnelle (à 1 chiffre) avant 35 ans.

4. Résultats

La figure V présente les principaux résultats de notre estimation, distinguant les risques relatifs d'invalidité avant 60 ans selon le genre. On retient la limite de 60 ans car elle correspond à l'âge auquel, pour une grande partie de l'échantillon, les pensions d'invalidité sont automatiquement converties en pensions de retraite. Les risques relatifs présentés dans la figure sont obtenus à partir des résultats de régression présentés dans les tableaux 2 pour les hommes et 3 pour les femmes.

Figure V – Risque relatif d'invalidité avant 60 ans selon le décile de revenus avant 35 ans



Note : ces graphiques présentent les résultats des estimations des modèles logistiques présentés dans la section 3. Les points représentent les coefficients des variables indicatrices de chaque décile de revenus du travail entre 30 et 35 ans. Les barres verticales représentent les intervalles de confiance.

Lecture : le risque relatif de connaître l'invalidité avant 60 ans d'une femme du dixième décile est 0,4 fois celui d'une femme du cinquième décile sans variables de contrôle (spécification i) ; il est 0,7 fois celui d'une femme du cinquième décile une fois toutes les variables de contrôles ajoutées (spécification iv).

Champ : cohortes ayant atteint 60 ans ou plus en 2017 (générations 1950, 1954 et 1956).

Source : EIR-EIC - Calcul des auteurs.

Tableau 2 – Probabilité d'être invalide avant 60 ans, hommes

	(i)	(ii)	(iii)	(iv)
Constante	-2,020*** (0,049)	-2,364*** (0,053)	-3,015*** (0,093)	-3,601*** (0,120)
Décile de revenus entre 30 et 35 ans (Réf. : 5)				
1	0,080 (0,073)	0,047 (0,074)	0,070 (0,074)	-0,016 (0,079)
2	0,326*** (0,067)	0,225*** (0,068)	0,226** (0,069)	0,150* (0,071)
3	0,340*** (0,066)	0,251*** (0,067)	0,245*** (0,068)	0,176* (0,069)
4	0,220*** (0,067)	0,173* (0,068)	0,168* (0,068)	0,131 (0,069)
6	-0,120 (0,071)	-0,069 (0,072)	-0,060 (0,072)	-0,006 (0,073)
7	-0,438*** (0,076)	-0,359*** (0,077)	-0,326*** (0,077)	-0,202** (0,078)
8	-0,541*** (0,078)	-0,418*** (0,079)	-0,344*** (0,080)	-0,147 (0,082)
9	-0,699*** (0,082)	-0,568*** (0,083)	-0,454*** (0,083)	-0,193* (0,086)
10	-1,211*** (0,096)	-1,021*** (0,097)	-0,831*** (0,099)	-0,548*** (0,103)
Diplôme (Réf. : études supérieures)				
Aucun			0,900*** (0,092)	0,532*** (0,098)
Inférieur au bac			0,696*** (0,083)	0,383*** (0,089)
Baccalauréat			0,470*** (0,104)	0,285** (0,107)
Manquant			0,619*** (0,081)	0,285*** (0,086)
CS (Réf. : professions intermédiaires)				
Agriculteurs				0,540*** (0,125)
Artisans, commerçants				0,441*** (0,072)
Cadres				-0,252** (0,092)
Employés				0,320*** (0,079)
Ouvriers				0,407*** (0,064)
Manquant				1,358*** (0,076)
Secteur (Réf. : administration publique)				
Activités de services				0,421*** (0,115)
Activités scientifiques et techniques				0,404*** (0,079)
Commerce				0,513*** (0,066)
Construction				0,732*** (0,075)
Industrie				0,548*** (0,068)
Autres				0,376*** (0,088)
Manquant				0,536*** (0,083)
Événements avant 35 ans				
Chômage		0,213*** (0,037)	0,234*** (0,037)	0,251*** (0,038)
Maladie/maternité		0,952*** (0,036)	0,917*** (0,036)	0,863*** (0,037)
Logvraisemblance	-12 695,37	-12 337,97	-12 280,07	-11 963,52
AIC	25 410,74	24 699,95	24 592,15	23 985,05
BIC	25 496,46	24 802,81	24 729,30	24 233,64

4.1. Un gradient d'invalidité marqué

4.1.1. Gradients bruts d'entrée en invalidité : des effets semblables à ceux sur la mortalité

L'analyse confirme tout d'abord ce que révélait la figure IV, à savoir un gradient de risque d'invalidité décroissant avec les revenus du travail, particulièrement marqué chez les hommes. Les

hommes des trois premiers déciles de la distribution des revenus (mesurés entre 30 et 35 ans) présentent un risque d'invalidité environ 1,2 fois supérieur à celui des hommes proches de la médiane. À l'autre extrémité de la distribution, les hommes des deux déciles supérieurs ont un risque 2,5 fois moindre d'entrer en invalidité avant 60 ans.

Tableau 3 – Probabilité d'être invalide avant 60 ans, femmes

	(i)	(ii)	(iii)	(iv)
Constante	-1,928*** (0,053)	-2,428*** (0,063)	-2,958*** (0,094)	-3,276*** (0,108)
Décile de revenus entre 30 et 35 ans (Réf. : 5)				
1	-0,198* (0,083)	-0,062 (0,084)	-0,083 (0,084)	-0,138 (0,086)
2	-0,112 (0,077)	-0,059 (0,078)	-0,083 (0,078)	-0,103 (0,080)
3	-0,090 (0,077)	-0,073 (0,077)	-0,084 (0,077)	-0,106 (0,079)
4	-0,006 (0,075)	-0,012 (0,075)	-0,016 (0,076)	-0,025 (0,076)
6	-0,091 (0,076)	-0,068 (0,076)	-0,067 (0,076)	-0,075 (0,077)
7	-0,344*** (0,080)	-0,294*** (0,080)	-0,283*** (0,080)	-0,257** (0,081)
8	-0,515*** (0,083)	-0,417*** (0,084)	-0,374*** (0,084)	-0,229** (0,085)
9	-0,755*** (0,088)	-0,618*** (0,089)	-0,527*** (0,090)	-0,294** (0,093)
10	-0,990*** (0,095)	-0,828*** (0,096)	-0,676*** (0,097)	-0,370*** (0,102)
Diplôme (Réf. : études supérieures)				
Aucun			0,822*** (0,096)	0,402*** (0,102)
Inférieur au bac			0,643*** (0,081)	0,312*** (0,087)
Baccalauréat			0,391*** (0,100)	0,200 (0,103)
Manquant			0,501*** (0,079)	0,205* (0,083)
CS (Réf. : professions intermédiaires)				
Agriculteurs				0,691*** (0,162)
Artisans, commerçants				0,328*** (0,099)
Cadres				-0,361*** (0,108)
Employés				0,316*** (0,067)
Ouvriers				0,683*** (0,083)
Manquant				1,166*** (0,081)
Secteur (Réf. : administration publique)				
Activités de services				-0,024 (0,092)
Activités scientifiques et techniques				0,269*** (0,069)
Commerce				0,306*** (0,057)
Construction				-0,193 (0,224)
Industrie				0,309*** (0,064)
Autres				0,317*** (0,076)
Manquant				0,249** (0,085)
Évènements avant 35 ans				
Chômage		0,204*** (0,040)	0,221*** (0,040)	0,246*** (0,041)
Maladie/maternité		0,561*** (0,042)	0,538*** (0,042)	0,512*** (0,043)
Logvraisemblance	-10 147,94	-10 029,51	-9 981,81	-9 748,89
AIC	20 315,87	20 083,02	19 995,63	19 555,78
BIC	20 399,54	20 183,42	20 129,50	19 798,41

Pour les femmes, le gradient apparaît moins prononcé, principalement en raison d'un effet très atténué dans le bas de la distribution : en deçà du 6^e décile, le risque d'invalidité reste relativement stable. En revanche, dans le haut de la distribution, les risques relatifs (par rapport au 5^e décile) s'avèrent comparables à ceux observés chez les hommes.

Cette configuration rappelle les résultats établis sur le lien entre revenu individuel et espérance de vie (Blanpain, 2018 ; Mélard *et al.*, 2024). La relation plus faible observée chez les femmes, particulièrement dans le bas de la distribution, s'explique généralement par une plus forte proportion de femmes sans revenu individuel du travail, sans que cela ne reflète nécessairement

un faible niveau de vie, du fait de la mise en commun des ressources au sein des couples. La mortalité comme l'invalidité étant pour partie conséquences d'un état de santé dégradé, il n'est pas surprenant de retrouver ce résultat ici.

4.1.2. Les chocs de santé et les épisodes de chômage avant 35 ans sont liés à l'invalidité

Notre analyse intègre ensuite des indicateurs d'épisodes de chômage ou d'arrêts maladie longs (au moins deux mois) ou maternité avant 35 ans, permettant de capter indirectement l'état de santé initial des individus. Cette approche vise à traiter le problème de causalité inverse bien identifié dans les mesures d'inégalité de santé (Goldman, 2001). Il convient de noter que les arrêts maladie considérés correspondent à des incapacités d'au moins 60 jours, signalant des chocs potentiellement importants, même si l'information est beaucoup moins précise pour les femmes du fait de l'inclusion des congés maternité dans cette même variable.

L'inclusion de ces variables (modèle ii) produit des effets différenciés selon le niveau de revenus et le sexe. Dans le haut de la distribution, l'effet est modéré : pour les femmes, le risque relatif (figure V) du 10^e décile passe progressivement de 0,40 à 0,47¹¹, tandis que pour les hommes, la réduction est similaire, de 0,33 à 0,40. Dans le bas de la distribution masculine, l'effet est marqué : le risque relatif du 2^e décile par rapport au 5^e décile diminue de 1,32 à 1,21. Ainsi, le contrôle par les marqueurs de fragilité n'atténue que partiellement le gradient d'invalidité initialement observé.

4.1.3. Bien que les pensions d'invalidité soient conditionnées à un handicap d'origine non professionnelle, en bénéficier est lié à la catégorie socioprofessionnelle et au secteur d'activité

La pension d'invalidité étant liée à une incapacité de travail d'origine non professionnelle, nous avons examiné dans quelle mesure le gradient observé s'explique néanmoins par des caractéristiques individuelles telles que la catégorie socioprofessionnelle, le niveau de diplôme ou le secteur d'activité. Cette démarche est motivée par une importante littérature documentant les différences sociales dans les comportements à risque (Khlat *et al.*, 2020) et l'impact des conditions de travail sur les chocs de santé (Kivimäki *et al.*, 2012) et sur l'entrée en invalidité (Albertsen *et al.*, 2007).

La probabilité de connaître l'invalidité est très liée à la position sociale telle que mesurée par

la catégorie socioprofessionnelle (CS) : les hommes cadres ont un risque relatif plus faible que les professions intermédiaires (leur risque est 0,8 fois celui des professions intermédiaires), tandis que les employés (risque 1,4 fois celui des professions intermédiaires), les ouvriers (1,5), et enfin les agriculteurs (1,7) ont un risque plus élevé, à décile de revenu, niveau de diplôme et secteur d'activité égaux¹². L'absence d'information sur la CS (modalité « Manquant ») dans les sources statistiques (ici la base tous salariés (BTS) appariée avec l'EDP) est liée à un risque d'invalidité 3,6 fois plus élevé. Cette absence d'information sur la CS dans la BTS signale peut-être un emploi peu stable qui serait lié au statut d'invalidité (les problèmes de santé à l'origine de l'invalidité pouvant également être à l'origine d'un lien plus ténu à l'emploi).

Enfin, les secteurs d'activité de l'industrie et de la construction sont associés à des risques respectivement 1,7 et 2 fois plus élevés que ceux de l'administration publique, et ici encore, la modalité « manquante » est associée à un risque plus élevé (multiplié par 1,7).

Il n'est, ici encore, pas possible de tirer de ces corrélations une conclusion quant à un lien causal entre conditions d'emploi et invalidité, et donc à une potentielle origine professionnelle de l'invalidité. La CS en particulier est une variable de stratification sociale qui regroupe des individus ayant des caractéristiques communes dans l'espace social, au-delà du revenu et du diplôme, et peut donc impliquer des attitudes communes, en matière de comportement de santé par exemple. Le secteur d'activité est peut-être davantage lié aux conditions de travail, mais il peut également être lié à d'autres facteurs non observés qui accroîtraient ou diminueraient le risque d'invalidité, du fait de conditions de vie ou de comportements hors travail.

4.1.4. Diplôme, CS et secteur d'activité atténuent l'effet du revenu sans le faire disparaître

Ainsi, l'inclusion de ces variables de contrôle atténue le lien entre revenu et risque d'invalidité, particulièrement dans le haut de la distribution. Pour les hommes, le risque relatif du 10^e décile par rapport au 5^e passe de 2,5 à 2,1 en ajoutant le niveau de diplôme (modèle iii) puis à 1,6 en ajoutant le secteur d'activité et la catégorie socioprofessionnelle (modèle iv). Pour les

11. En inversant la relation, les individus du 10^e décile ont ainsi 2,50 fois moins de chance d'entrer en invalidité que ceux du 5^e décile selon le modèle (i) et 2,13 fois moins selon le modèle (ii).

12. Ces risques relatifs sont calculés pour une personne de référence à partir des coefficients du tableau 2.

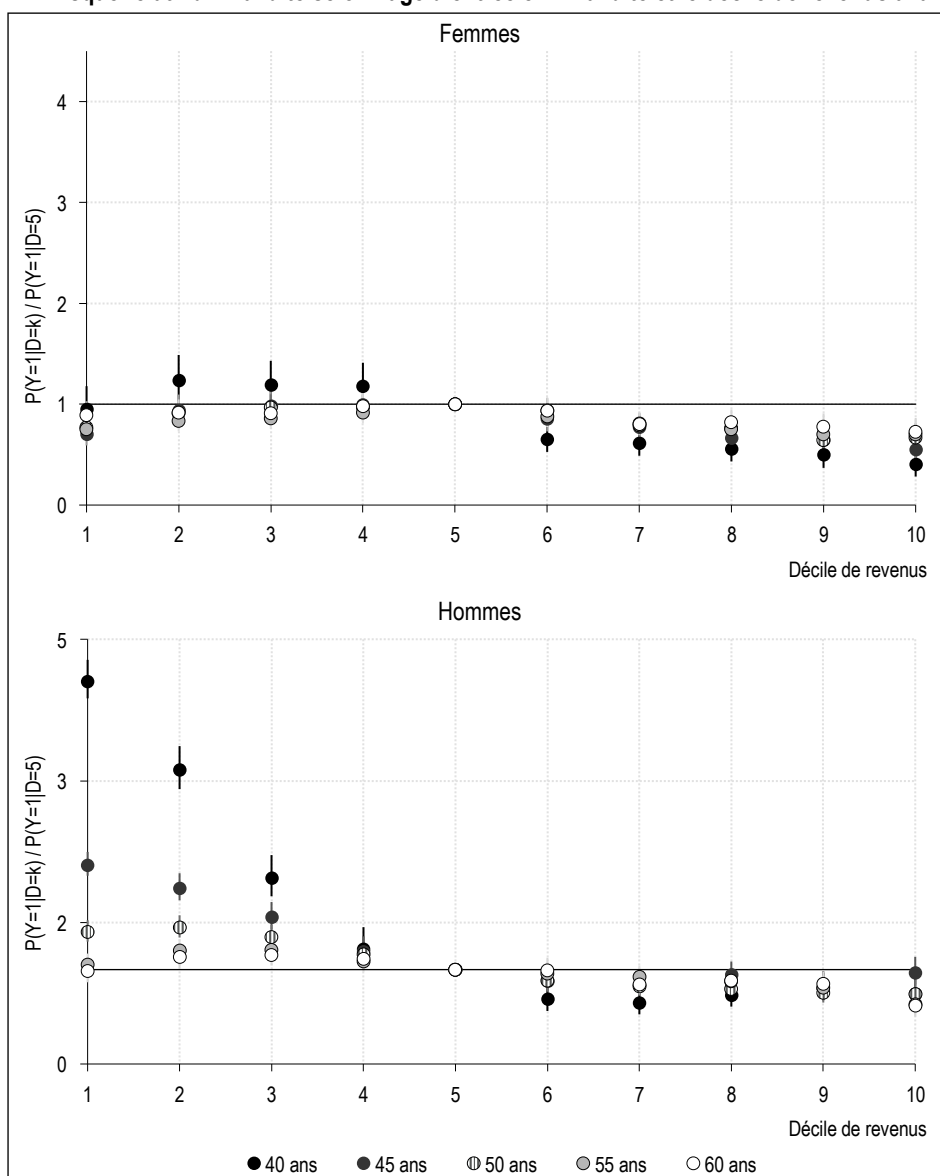
femmes, ce même écart se réduit de 2,1 à 1,4. Plus généralement, le gradient apparaît plus plat entre le 5^e et le 10^e décile, reflétant une moindre importance du revenu dans le haut de la distribution une fois que l'on contrôle des caractéristiques de l'emploi avant 35 ans.

En revanche, dans le bas de la distribution, l'ajout de ces variables de contrôle n'a qu'un impact limité, tant chez les femmes (où le gradient reste plat) que chez les hommes. La comparaison des différentes spécifications révèle que les variables liées à l'emploi ont l'impact le plus significatif,

le diplôme ne jouant qu'un rôle marginal dans la réduction du gradient. Ce résultat montre que même si elle assure contre une incapacité de travail d'origine non-professionnelle, l'invalidité reste très corrélée à la profession et au secteur d'activité, et ce même lorsque l'on contrôle du niveau de diplôme.

Cette analyse révèle ainsi des mécanismes différents selon le niveau de revenus : chez les hommes, les variables de catégorie socioprofessionnelle et de secteur d'activité expliquent davantage le gradient dans le haut

Figure VI – Risque relatif d'invalidité selon l'âge d'entrée en invalidité et le décile de revenus avant 35 ans



Note : ces graphiques présentent les résultats des estimations du modèle (iv) décrit dans la section 3. Les points représentent les coefficients des variables indicatrices de chaque décile de revenus du travail entre 30 et 35 ans. Les barres verticales représentent les intervalles de confiance. Lecture : le risque relatif de connaître l'invalidité avant 40 ans, pour un homme du premier décile de revenus du travail avant 35 ans, est 4 fois celui d'un homme du cinquième décile (point noir). Son risque d'invalidité avant 50 ans n'est que 1,4 fois plus élevé (point rayé), et leurs risques de connaître l'invalidité avant 60 ans ne sont pas différents (point blanc). Champ : Cohortes 1950 à 1976. Les coefficients pour un âge donné sont estimés sur les cohortes ayant atteint ou dépassé cet âge en 2017. Source : EIR-EIC - Calcul des auteurs.

de la distribution, tandis que les indicateurs de fragilité sont plus déterminants dans le bas de la distribution.

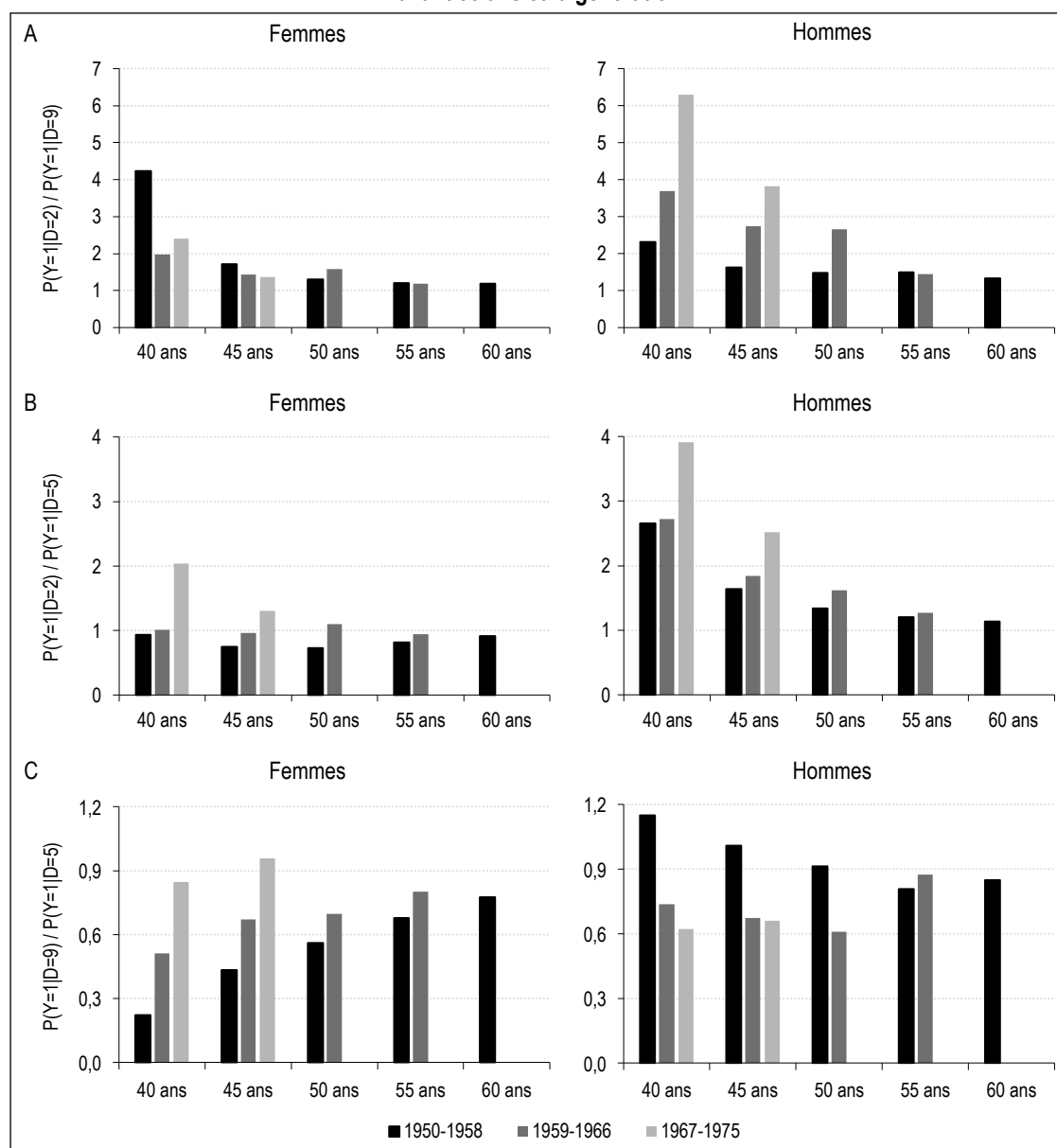
Dans l'ensemble, l'ajout de variables de contrôle dans les régressions atténue donc les différences de risque d'invalidité selon les revenus individuels, mais n'affecte pas le résultat initial montrant un risque plus élevé d'entrée en invalidité pour les individus aux revenus du travail les plus faibles en début de carrière, surtout pour les

hommes, et un risque moindre pour les individus aux revenus les plus élevés en début de carrière, pour les femmes comme pour les hommes.

4.2. Évolution dans le temps du lien entre revenus du travail et risque d'invalidité

Les résultats présentés précédemment montrent l'existence d'un lien négatif entre le risque d'invalidité et le niveau des revenus du travail avant 35 ans et ce, même après l'inclusion de

Figure VII – Risque relatif d'invalidité selon l'âge d'entrée en invalidité, le décile de revenus avant 35 ans et la génération



Note : ces graphiques présentent les résultats des estimations du modèle (iv) décrit dans la section 3. Les barres verticales représentent les risques relatifs estimés, et chaque couleur une génération. Le graphique A compare les risques du deuxième décile au neuvième, le graphique B compare le deuxième décile au cinquième, et le graphique C le neuvième décile au cinquième.

Lecture : le risque de connaître l'invalidité avant 40 ans, pour un homme du deuxième décile de revenus du travail avant 35 ans, est 2,3 fois celui d'un homme du neuvième décile pour la génération 1950-1958. Cet écart passe à 3,7 pour la génération 1959-1966 et à 6,3 pour la génération 1967-1975.

Source : EIR-EIC - Calcul des auteurs.

différentes variables explicatives. Ce résultat est obtenu en analysant la probabilité d'être invalide et en utilisant l'ensemble des individus observés dans notre échantillon, quelle que soit leur année de naissance. Nous nous penchons à présent sur l'hétérogénéité de cet effet selon deux dimensions : l'âge de la survenue de l'invalidité d'une part et la cohorte de naissance d'autre part. L'ensemble des analyses repose sur le modèle utilisant l'ensemble des variables de contrôle (modèle iv)¹³.

4.2.1. Évolution selon l'âge

La figure VI révèle une évolution marquée du gradient selon l'âge. Pour les hommes du premier décile, le risque relatif d'invalidité par rapport au 5^e décile diminue fortement avec l'âge, passant de 4,06 à 40 ans à 2,1 à 45 ans, puis à 1,4 à 50 ans, 1,05 à 55 ans, et enfin légèrement en dessous de 1 à 60 ans. En revanche, dans le haut de la distribution, le gradient reste relativement plus stable avec l'âge, avec des risques relatifs qui varient entre 1 et 1,6 selon l'âge. Chez les femmes le risque relatif varie beaucoup moins avec l'âge en bas de la distribution. Le risque relatif est néanmoins de moins en moins important pour les déciles élevés lorsque l'âge augmente.

4.2.2. Évolution générationnelle

Nous analysons finalement l'évolution de la probabilité d'avoir connu l'invalidité avant un âge donné, selon la cohorte. Pour ce faire, nous estimons des coefficients par cohortes et à différents âges. La figure VII montre le risque relatif entre les déciles 2 et 9 (partie A du graphique), qui peut être décomposé comme le produit des risques relatifs entre les déciles 2 et 5 d'une part (partie B) et 5 et 9 d'autre part (partie C).

Cette analyse révèle des tendances distinctes selon le sexe. Pour les femmes, la réduction du rapport des risques avec l'âge s'observe pour toutes les générations. L'évolution n'est pas monotone entre générations, avec une baisse du gradient à 40 ans entre les générations 1950-1958 et 1959-1966, suivie d'une hausse pour la génération 1967-1975.

Pour les hommes, le gradient croît fortement au fil des générations. Le risque relatif du 2^e décile par rapport au 9^e décile passe d'environ 2 pour les générations 1950-1958 à plus de 6 pour les générations 1967-1975. Cette augmentation persiste à 45 et 50 ans pour les cohortes observables à ces âges. L'absence d'inégalités à 55 ans suggère une survenue plus précoce des invalidités, mais sans augmentation sur l'ensemble de la carrière.

La décomposition entre bas (graphique B, D2 vs D5) et haut (graphique C, D9 vs D5) de la distribution montre que l'accroissement des écarts aux âges jeunes (40-45 ans) est principalement tiré par le bas de la distribution chez les hommes. Ce résultat souligne l'importance croissante des inégalités précoces dans le phénomène d'invalidité, particulièrement pour les hommes aux revenus les plus modestes.

* *
*

Cette étude analyse la probabilité de passage par le statut d'invalidité en fonction des revenus du travail en début de carrière à partir des données de l'échantillon interrégimes des cotisants. Nous montrons l'existence d'un gradient marqué, particulièrement prononcé chez les hommes, pour lesquels le risque d'invalidité est jusqu'à 1,5 fois plus élevé pour les premiers déciles de revenus par rapport à la médiane. Ce gradient persiste, bien qu'atténué, après la prise en compte des caractéristiques socioprofessionnelles, du niveau de diplôme et des indicateurs de fragilité avant 35 ans que sont les trimestres validés pour chômage ou arrêt maladie. On observe en particulier un risque plus élevé de passage par l'invalidité pour les hommes aux revenus les plus modestes, et un risque moindre pour les personnes aux revenus du travail élevés, tant parmi les hommes que les femmes.

La prise en compte de ces variables de contrôle ne permet néanmoins pas de conclure à un effet causal du niveau de revenu individuel sur la probabilité de connaître l'invalidité. La possibilité d'une causalité inverse ne peut être écartée. Des caractéristiques inobservées de santé pourraient en effet affecter simultanément les revenus du travail en début de carrière et le risque ultérieur d'invalidité.

Pour les hommes, on observe un renforcement du lien statistique entre les revenus et la probabilité de connaître l'invalidité en début de carrière, au fil des générations. Cet accroissement est observé jusqu'à 50 ans, et il est principalement dû à l'augmentation de la prévalence dans le bas de la distribution des revenus. Cela fait écho aux travaux sur la perte d'autonomie qui ont montré que les inégalités face à celle-ci étaient surtout marquées aux âges jeunes (perte d'autonomie entre 60 et 75 ans). La probabilité

13. Les coefficients estimés des régressions sont présentés en annexe dans les tableaux A5, A6, A7 et A8 pour les femmes et A1, A2, A3 et A4 pour les hommes.

de connaître l'invalidité, la dépendance ou la mortalité précoce¹⁴ semble donc particulièrement révélatrices des inégalités sociales de santé et de conditions de vie, davantage peut-être que les écarts d'âge moyen lors de la survenue de ces événements. Après 50 ans, la comparaison des générations observées à ces âges ne révèle pas de changement dans le lien entre revenu et prévalence de l'invalidité.

Couplé avec le fait que les personnes invalides ont une plus faible espérance de vie (Aubert, 2024), et que les gains récents d'espérance de vie sont principalement obtenus à des âges avancés et ne bénéficient donc pas aux personnes qui meurent précocement (Dahl *et al.*, 2024), il est probable que cet accroissement du gradient d'invalidité aux âges jeunes contribue dans les

années à venir à l'accroissement du gradient d'espérance de vie à la naissance.

L'existence d'une inégalité devant la probabilité de connaître l'invalidité selon les revenus pose finalement la question des politiques qui pourraient être mises en place pour limiter ce risque. L'existence de ce gradient dès le milieu de carrière, à des âges relativement jeunes (40, 45 ans), devrait inciter à renforcer les efforts de prévention en direction des salariés aux revenus les plus faibles ou précaires en début de carrière. □

14. Bouhia (2008) montre qu'une part significative des chômeurs (24,8 %) et des inactifs (30,4 %) entre 30 et 35 ans décède avant 60 ans, contre 11,7 % dans l'ensemble de la population pour les générations entre 1940 et 1945.

BIBLIOGRAPHIE

- Albertsen, K., Lund, T., Christensen, K. B., Kristensen, T. S. & Villadsen, E. (2007).** Predictors of disability pension over a 10-year period for men and women. *Scandinavian Journal of Public Health*, 35(1), 78–85. <https://doi.org/10.1080/14034940600858474>
- Apouey, B. & Geoffard, P.-Y. (2015).** The health status gradient and intergenerational transfer of health during childhood. *Economie & Statistique*. <https://doi.org/10.3406/estat.2015.10529>
- Apouey, B. & Geoffard, P.-Y. (2016).** Parents' education and child body weight in France: The trajectory of the gradient in the early years. *Economics & Human Biology*, 20(C), 70–89. <https://doi.org/10.1016/j.ehb.2015.10.005>
- Aubert, P. (2024).** Permettre aux personnes qui vivent moins longtemps de partir plus tôt à la retraite : quel bilan des réformes depuis les années 1970 ? Technical report.
- Aubert, P., Kuhn, L., Solard, G., Pollak, C. & Jess, N. (2016).** Invalidité et minima sociaux : quels effets du passage de la retraite de 60 à 62 ans ? *Les dossiers de la DREES* N° 6. <https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/sites/default/files/2020-08/dd06.pdf>
- Banks, J., Karjalainen, H. & Waters, T. (2024).** Inequalities in Disability. *Oxford Open Economics*, 3(Supplement_1), i529–i548. <https://doi.org/10.1093/oec/odad091>
- Barnay, T. (2008).** Chômage et invalidité après 50 ans : deux dispositifs alternatifs de sortie de l'emploi pour les seniors en mauvaise santé ? *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 411, 47–63. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/1377102?sommaire=1377106>
- Barnay, T. & Jusot, F. (2018).** *Travail et santé*. Conseil d'orientation des retraites, Document N° 3. Presses de Sciences Po. <https://www.cor-retraites.fr/sites/default/files/2019-06/doc-4550.pdf>
- Blanpain, N. (2018).** L'espérance de vie par niveau de vie - méthode et principaux résultats. Insee, *Document de travail* N° F1801, 1–47. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/3322051>
- Bouhia, R. (2008).** Mourir avant 60 ans, le destin de 12 % des hommes et 5 % des femmes d'une génération de salariés du privé. Insee, coll. *Références*, France, portrait social - édition 2008, 175–193. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/1372953?sommaire=1372956>
- Case, A., Lubotsky, D. & Paxson, C. (2002).** Economic status and health in childhood: The origins of the gradient. *American Economic Review*, 92(5), 1308–1334. <https://doi.org/10.1257/000282802762024520>

- Chatzitheochari, S., Velthuis, S. & Connelly, R. (2022).** Childhood disability, social class and social mobility: A neglected relationship. *The British Journal of Sociology*, 73(5), 959–966.
<https://doi.org/10.1111/1468-4446.12974>
- Chetty, R., Stepner, M., Abraham, S., Lin, S., Scuderi, B., Turner, N., Bergeron, A. & Cutler, D. (2016).** The Association Between Income and Life Expectancy in the United States, 2001–2014. *JAMA*, 315(16), 1750–1766.
<https://doi.org/10.1001/jama.2016.4226>
- Couhin, J. & Floderer, S. (2023).** Quel est le profil des nouveaux retraités qui obtiennent une pension au titre de l'incapacité au régime général en 2021 ? une exploitation à partir des données du RNCPS. Cnav - Etude, 2023-014.
https://www.statistiques-recherche.lassuranceretraite.fr/app/uploads/2023/04/incapacite-2021_dispositifs-retraite.pdf
- Cour des comptes, A. (2019).** Les pensions d'invalidité : une modernisation indispensable au service d'un accompagnement renforcé des assurés. Rapport sur la sécurité sociale, chapitre IV.
- Dahl, G. B., Kreiner, C. T., Nielsen, T. H. & Serena, B. L. (2024).** Understanding the Rise in Life Expectancy Inequality. *Review of Economics and Statistics*, 106(2), 566–575. https://doi.org/10.1162/rest_a_01148
- Danesh, K., Kolstad, J. T., Parker, W. D. & Spinnewijn, J. (2024).** The Chronic Disease Index: Analyzing Health Inequalities Over the Lifecycle. NBER, *Working Paper* 32577. <https://doi.org/10.3386/w32577>
- Deaton, A. (2002).** Policy Implications of the Gradient of Health and Wealth. *Health Affairs*, 21(2), 13–30.
<https://doi.org/10.1377/hlthaff.21.2.13>
- Di Porto, A. (2011).** Les retraites pour incapacité comparaison avec les retraites « normales ». *Les cahiers de la CNAV* n° 3.
https://www.statistiques-recherche.lassuranceretraite.fr/app/uploads/2011/06/Cahiers-Cnav-03_cahier-cnav.pdf
- Duguet, E. & Le Clainche, C. (2014).** The Effect of Non-Work Related Health Events on Career Outcomes: An Evaluation in the French Labor Market. *Revue d'économie politique*, 124(3), 437–465.
<https://doi.org/10.3917/redp.243.0437>
- Goldman, N. (2001).** Social inequalities in health: disentangling the underlying mechanisms. *Annals of the New York Academy of Sciences*, 954(1), 118–139.
<https://nyaspubs.onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1111/j.1749-6632.2001.tb02750.x?sid=nlm%3Apubmed>
- Khlat, M., Van Cleemput, O., Bricard, D. & Legleye, S. (2020).** Use of tobacco, alcohol and cannabis in late adolescence: roles of family living arrangement and socioeconomic group. *BMC Public Health*, 20(1), 1–9.
<https://doi.org/10.1186/s12889-020-09476-w>
- Kivimäki, M., Nyberg, S. T., Batty, G. D., Fransson, E. I., Heikkilä, K., Alfredsson, L., Björner, J. B., Borritz, M., Burr, H., Casini, A., Clays, E., De Bacquer, D., Dragano, N., ..., Zins, M., Steptoe, A. & Theorell, T. (2012).** Job strain as a risk factor for coronary heart disease: a collaborative meta-analysis of individual participant data. *The Lancet*, 380(9852), 1491–1497. [https://doi.org/10.1016/s0140-6736\(12\)60994-5](https://doi.org/10.1016/s0140-6736(12)60994-5)
- Marc, C., Lefebvre, G. & Portela, M. (2022).** La protection sociale en France et en Europe en 2021. *Panorama de la DREES*. <https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/sites/default/files/2023-05/CPS23MAJ0523.pdf>
- Marino, A. & Cheloudko, P. (2024).** Les retraités et les retraites. *Panorama de la DREES*.
<https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/sites/default/files/2024-10/RR24.pdf>
- Marmot, M., Smith, G., Stansfeld, S., Patel, C., North, F., Head, J., White, I., Brunner, E. & Feeney, A. (1991).** Health inequalities among British civil servants: the Whitehall II study. *Lancet*, 337, 1387–1393.
[https://doi.org/10.1016/0140-6736\(91\)93068-k](https://doi.org/10.1016/0140-6736(91)93068-k)
- Meyer, B. D. & Mok, W. K. (2019).** Disability, earnings, income and consumption. *Journal of Public Economics*, 171, 51–69. Trans-Atlantic Public Economics Seminar 2016. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2018.06.011>
- Minkler, M., Fuller-Thomson, E. & Guralnik, J. M. (2006).** Gradient of disability across the socioeconomic spectrum in the United States. *New England Journal of Medicine*, 355(7), 695–703.
<https://doi.org/10.1056/nejmsa044316>
- Mélard, A., Rabaté, S. & Tô, M. (2024).** Hidden redistribution in lifetime earnings: the role of differential mortality. IFS, *Working Paper* 24/44.
<https://ifs.org.uk/sites/default/files/2024-10/WP202444-Hidden-redistribution-in-lifetime-earnings-the-role-of-differential-mortality.pdf>
- Panico, L. & Tô, M. (2023).** A distributional decomposition of birthweight differences by maternal education: A comparison of France and the UK. *The Journal of Economic Inequality*, 1–27.
<https://doi.org/10.1007/s10888-023-09570-0>

Panico, L., Tô, M. & Thévenon, O. (2015). La fréquence des naissances de petit poids : quelle influence a le niveau d’instruction des mères ? Ined, *Population & Sociétés*, 523, 1–4.
https://www.ined.fr/fichier/s_rubrique/23849/population.societes.2015.523.naissance.petit.poid.influence.instruction.meres.fr.fr.pdf

Pickett, K. E. & Wilkinson, R. G. (2015). Income inequality and health: A causal review. *Social Science and Medicine*, 128, 316–326. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2014.12.031>

Rabaté, S. & Rochut, J. (2020). Employment and substitution effects of raising the statutory retirement age in France. *Journal of Pension Economics & Finance*, 19(3), 293–308. <https://doi.org/10.1017/S1474747218000392>

ANNEXE

TABLEAUX DE RÉSULTATS DES RÉGRESSIONS

Tableau A1 – Probabilité d'être invalide avant 40 ans, hommes

	(i)	(ii)	(iii)	(iv)
Constante	-5,078*** (0,094)	-6,280*** (0,109)	-6,349*** (0,145)	-6,511*** (0,180)
Décile de revenus entre 30 et 35 ans (Réf. : 5)				
1	1,621*** (0,107)	1,821*** (0,110)	1,828*** (0,111)	1,482*** (0,116)
2	1,347*** (0,107)	1,378*** (0,110)	1,382*** (0,111)	1,196*** (0,114)
3	0,863*** (0,113)	0,833*** (0,115)	0,837*** (0,115)	0,709*** (0,117)
4	0,297* (0,125)	0,238 (0,126)	0,238 (0,126)	0,203 (0,127)
6	-0,513*** (0,154)	-0,402** (0,155)	-0,398* (0,155)	-0,382* (0,155)
7	-0,692*** (0,163)	-0,496** (0,164)	-0,487** (0,164)	-0,438** (0,164)
8	-0,804*** (0,169)	-0,427* (0,170)	-0,407* (0,171)	-0,317 (0,173)
9	-0,927*** (0,177)	-0,416* (0,178)	-0,382* (0,180)	-0,223 (0,184)
10	-1,319*** (0,206)	-0,603** (0,209)	-0,550* (0,214)	-0,300 (0,230)
Diplôme (Réf. : études supérieures)				
Aucun			0,256* (0,121)	0,143 (0,126)
Inférieur au bac			0,094 (0,114)	-0,011 (0,118)
Baccalauréat			0,142 (0,137)	0,040 (0,139)
Manquant			-0,019 (0,110)	-0,201 (0,116)
CS (Réf. : professions intermédiaires)				
Agriculteurs				0,029 (0,209)
Artisans, commerçants				0,252 (0,131)
Cadres				-0,488* (0,193)
Employés				0,486*** (0,121)
Ouvriers				0,002 (0,114)
Manquant				1,735*** (0,129)
Secteur (Réf. : administration publique)				
Activités de services				-0,126 (0,155)
Activités scientifiques et techniques				-0,122 (0,101)
Commerce				0,018 (0,088)
Construction				-0,153 (0,115)
Industrie				0,101 (0,101)
Autres				0,262 (0,136)
Manquant				0,712*** (0,116)
Évènements avant 35 ans				
Chômage		-0,138* (0,062)	-0,137* (0,062)	0,018 (0,064)
Maladie/maternité		2,498*** (0,062)	2,486*** (0,063)	2,461*** (0,064)
Logvraisemblance	-8 267,27	-7 227,24	-7 220,13	-6 891,18
AIC	16 554,54	14 478,49	14 472,26	13 840,36
BIC	16 655,26	14 599,36	14 633,42	14 132,46

Tableau A2 – Probabilité d'être invalide avant 45 ans, hommes

	(i)	(ii)	(iii)	(iv)
Constante	-4,190*** (0,069)	-5,021*** (0,078)	-5,371*** (0,118)	-5,805*** (0,149)
Décile de revenus entre 30 et 35 ans (Réf. : 5)				
1	1,075*** (0,084)	1,170*** (0,086)	1,175*** (0,086)	0,802*** (0,091)
2	0,905*** (0,083)	0,882*** (0,085)	0,883*** (0,085)	0,668*** (0,088)
3	0,675*** (0,086)	0,603*** (0,087)	0,605*** (0,087)	0,473*** (0,088)
4	0,291** (0,092)	0,234* (0,093)	0,232* (0,093)	0,189* (0,093)
6	-0,267* (0,105)	-0,176 (0,106)	-0,165 (0,106)	-0,132 (0,106)
7	-0,459*** (0,110)	-0,299** (0,111)	-0,274* (0,112)	-0,179 (0,112)
8	-0,577*** (0,114)	-0,293* (0,116)	-0,239* (0,116)	-0,058 (0,118)
9	-0,967*** (0,130)	-0,592*** (0,132)	-0,501*** (0,134)	-0,224 (0,137)
10	-1,061*** (0,135)	-0,538*** (0,138)	-0,406** (0,142)	-0,031 (0,151)
Diplôme (Réf. : études supérieures)				
Aucun			0,579*** (0,105)	0,362*** (0,108)
Inférieur au bac			0,354*** (0,099)	0,169 (0,101)
Baccalauréat			0,310* (0,121)	0,157 (0,122)
Manquant			0,321*** (0,096)	0,049 (0,099)
CS (Réf. : professions intermédiaires)				
Agriculteurs				0,415** (0,159)
Artisans, commerçants				0,501*** (0,105)
Cadres				-0,497*** (0,149)
Employés				0,715*** (0,102)
Ouvriers				0,317*** (0,093)
Manquant				2,128*** (0,104)
Secteur (Réf. : administration publique)				
Activités de services				-0,013 (0,131)
Activités scientifiques et techniques				0,136 (0,084)
Commerce				0,085 (0,075)
Construction				-0,005 (0,093)
Industrie				0,215** (0,081)
Autres				0,254* (0,111)
Manquant				0,628*** (0,094)
Évènements avant 35 ans				
Chômage		0,132** (0,048)	0,137** (0,048)	0,262*** (0,049)
Maladie/maternité		1,782*** (0,044)	1,758*** (0,044)	1,715*** (0,045)
Logvraisemblance	-11 598,79	-10 717,60	-10 699,93	-10 166,14
AIC	23 217,59	21 459,20	21 431,87	20 390,28
BIC	23 315,93	21 577,21	21 589,22	20 675,48

Tableau A3 – Probabilité d'être invalide avant 50 ans, hommes

	(i)	(ii)	(iii)	(iv)
Constante	-3,407*** (0,053)	-4,039*** (0,060)	-4,539*** (0,099)	-5,029*** (0,128)
Décile de revenus entre 30 et 35 ans (Réf. : 5)				
1	0,642*** (0,070)	0,687*** (0,071)	0,693*** (0,072)	0,370*** (0,077)
2	0,635*** (0,068)	0,598*** (0,069)	0,597*** (0,069)	0,408*** (0,072)
3	0,510*** (0,068)	0,433*** (0,070)	0,434*** (0,070)	0,323*** (0,071)
4	0,252*** (0,072)	0,201** (0,073)	0,196** (0,073)	0,163* (0,073)
6	-0,256** (0,080)	-0,187* (0,081)	-0,175* (0,081)	-0,133 (0,081)
7	-0,477*** (0,086)	-0,340*** (0,087)	-0,309*** (0,087)	-0,205* (0,087)
8	-0,722*** (0,092)	-0,505*** (0,093)	-0,436*** (0,094)	-0,246* (0,096)
9	-0,990*** (0,101)	-0,709*** (0,102)	-0,595*** (0,103)	-0,301** (0,105)
10	-1,249*** (0,111)	-0,858*** (0,113)	-0,694*** (0,116)	-0,318* (0,123)
Diplôme (Réf. : études supérieures)				
Aucun			0,727*** (0,093)	0,460*** (0,096)
Inférieur au bac			0,496*** (0,087)	0,278** (0,090)
Baccalauréat			0,329** (0,108)	0,165 (0,110)
Manquant			0,505*** (0,084)	0,211* (0,088)
CS (Réf. : professions intermédiaires)				
Agriculteurs				0,514*** (0,127)
Artisans, commerçants				0,461*** (0,086)
Cadres				-0,420*** (0,118)
Employés				0,613*** (0,086)
Ouvriers				0,398*** (0,075)
Manquant				2,052*** (0,085)
Secteur (Réf. : administration publique)				
Activités de services				0,021 (0,116)
Activités scientifiques et techniques				0,255*** (0,073)
Commerce				0,151* (0,065)
Construction				0,127 (0,078)
Industrie				0,318*** (0,068)
Autres				0,261** (0,094)
Manquant				0,597*** (0,081)
Évènements avant 35 ans				
Chômage		0,202*** (0,038)	0,209*** (0,039)	0,306*** (0,039)
Maladie/maternité		1,420*** (0,036)	1,393*** (0,036)	1,339*** (0,037)
Logvraisemblance	-14 812,11	-14 018,03	-13 981,49	-13 348,36
AIC	29 644,21	28 060,07	27 994,99	26 754,72
BIC	29 740,24	28 175,30	28 148,63	27 033,20

Tableau A4 – Probabilité d'être invalide avant 55 ans, hommes

	(i)	(ii)	(iii)	(iv)
Constante	-2,690*** (0,050)	-3,165*** (0,056)	-3,782*** (0,098)	-4,313*** (0,125)
Décile de revenus entre 30 et 35 ans (Réf. : 5)				
1	0,266*** (0,072)	0,274*** (0,073)	0,292*** (0,073)	0,057 (0,079)
2	0,432*** (0,067)	0,363*** (0,068)	0,365*** (0,069)	0,213** (0,071)
3	0,394*** (0,066)	0,315*** (0,068)	0,312*** (0,068)	0,217** (0,070)
4	0,182** (0,069)	0,128 (0,070)	0,123 (0,070)	0,093 (0,070)
6	-0,196** (0,075)	-0,124 (0,076)	-0,110 (0,076)	-0,045 (0,076)
7	-0,369*** (0,078)	-0,255** (0,079)	-0,216** (0,079)	-0,084 (0,080)
8	-0,622*** (0,084)	-0,456*** (0,085)	-0,378*** (0,085)	-0,146 (0,087)
9	-0,887*** (0,091)	-0,684*** (0,092)	-0,553*** (0,093)	-0,231* (0,095)
10	-1,364*** (0,107)	-1,085*** (0,109)	-0,890*** (0,111)	-0,508*** (0,117)
Diplôme (Réf. : études supérieures)				
Aucun			0,911*** (0,093)	0,550*** (0,098)
Inférieur au bac			0,631*** (0,087)	0,332*** (0,091)
Baccalauréat			0,443*** (0,108)	0,236* (0,110)
Manquant			0,582*** (0,085)	0,223* (0,089)
CS (Réf. : professions intermédiaires)				
Agriculteurs				0,732*** (0,119)
Artisans, commerçants				0,487*** (0,080)
Cadres				-0,418*** (0,109)
Employés				0,456*** (0,084)
Ouvriers				0,473*** (0,070)
Manquant				1,867*** (0,080)
Secteur (Réf. : administration publique)				
Activités de services				0,328** (0,113)
Activités scientifiques et techniques				0,220** (0,078)
Commerce				0,244*** (0,066)
Construction				0,441*** (0,076)
Industrie				0,424*** (0,067)
Autres				0,307*** (0,091)
Manquant				0,522*** (0,081)
Évènements avant 35 ans				
Chômage		0,195*** (0,037)	0,210*** (0,037)	0,266*** (0,038)
Maladie/maternité		1,185*** (0,036)	1,152*** (0,036)	1,092*** (0,037)
Logvraisemblance	-13 675,62	-13 124,22	-13 066,97	-12 537,81
AIC	27 371,24	26 272,43	26 165,94	25 133,62
BIC	27 461,93	26 381,26	26 311,04	25 396,62

Tableau A5 – Probabilité d'être invalide avant 40 ans, femmes

	(i)	(ii)	(iii)	(iv)
Constante	-4,308*** (0,070)	-5,597*** (0,106)	-5,684*** (0,124)	-6,162*** (0,146)
Décile de revenus entre 30 et 35 ans (Réf. : 5)				
1	-0,026 (0,106)	0,212* (0,107)	0,191, (0,107)	-0,050 (0,112)
2	0,270** (0,094)	0,359*** (0,094)	0,343*** (0,094)	0,222* (0,096)
3	0,215* (0,094)	0,243* (0,094)	0,234* (0,095)	0,182 (0,096)
4	0,185 (0,095)	0,188* (0,095)	0,184 (0,095)	0,169 (0,095)
6	-0,488*** (0,112)	-0,465*** (0,113)	-0,458*** (0,113)	-0,435*** (0,113)
7	-0,680*** (0,119)	-0,586*** (0,120)	-0,572*** (0,120)	-0,497*** (0,120)
8	-0,958*** (0,131)	-0,768*** (0,133)	-0,740*** (0,133)	-0,597*** (0,134)
9	-1,307*** (0,149)	-0,991*** (0,152)	-0,952*** (0,152)	-0,710*** (0,158)
10	-1,651*** (0,171)	-1,307*** (0,174)	-1,264*** (0,174)	-0,916*** (0,189)
Diplôme (Réf. : études supérieures)				
Aucun			0,233* (0,106)	-0,060 (0,112)
Inférieur au bac			0,130 (0,087)	-0,089 (0,091)
Baccalauréat			-0,088 (0,109)	-0,200 (0,110)
Manquant			0,086 (0,082)	-0,143 (0,086)
CS (Réf. : professions intermédiaires)				
Agriculteurs				-0,198 (0,337)
Artisans, commerçants				0,022 (0,175)
Cadres				-0,345* (0,169)
Employés				0,331*** (0,100)
Ouvriers				0,333** (0,126)
Manquant				2,185*** (0,118)
Secteur (Réf. : administration publique)				
Activités de services				-0,073 (0,114)
Activités scientifiques et techniques				0,167 (0,091)
Commerce				0,130 (0,074)
Construction				-0,854* (0,384)
Industrie				0,239* (0,098)
Autres				0,407*** (0,107)
Manquant				0,653*** (0,115)
Évènements avant 35 ans				
Chômage		0,176** (0,060)	0,183** (0,060)	0,307*** (0,060)
Maladie/maternité		1,425*** (0,080)	1,427*** (0,080)	1,476*** (0,081)
Logvraisemblance	-8 409,04	-8 160,42	-8 155,34	-7 753,15
AIC	16 838,08	16 344,84	16 342,68	15 564,30
BIC	16 937,50	16 464,14	16 501,75	15 852,60

Tableau A6 – Probabilité d'être invalide avant 45 ans, femmes

	(i)	(ii)	(iii)	(iv)
Constante	-3,575*** (0,056)	-4,499*** (0,077)	-4,800*** (0,100)	-5,374*** (0,119)
Décile de revenus entre 30 et 35 ans (Réf. : 5)				
1	-0,260** (0,090)	-0,074 (0,091)	-0,099 (0,091)	-0,366*** (0,095)
2	0,034 (0,079)	0,106 (0,079)	0,086 (0,079)	-0,064 (0,082)
3	0,049 (0,078)	0,070 (0,078)	0,056 (0,078)	-0,017 (0,080)
4	0,028 (0,078)	0,030 (0,078)	0,024 (0,078)	-0,003 (0,079)
6	-0,233** (0,083)	-0,212* (0,084)	-0,203* (0,084)	-0,167* (0,084)
7	-0,468*** (0,089)	-0,387*** (0,089)	-0,365*** (0,090)	-0,273** (0,090)
8	-0,827*** (0,099)	-0,659*** (0,100)	-0,611*** (0,101)	-0,431*** (0,102)
9	-1,088*** (0,109)	-0,835*** (0,111)	-0,757*** (0,111)	-0,455*** (0,115)
10	-1,438*** (0,124)	-1,131*** (0,126)	-1,022*** (0,127)	-0,617*** (0,137)
Diplôme (Réf. : études supérieures)				
Aucun			0,462*** (0,093)	0,132 (0,099)
Inférieur au bac			0,343*** (0,078)	0,089 (0,083)
Baccalauréat			0,156 (0,097)	0,007 (0,099)
Manquant			0,325*** (0,074)	0,064 (0,078)
CS (Réf. : professions intermédiaires)				
Agriculteurs				0,275 (0,230)
Artisans, commerçants				0,197 (0,136)
Cadres				-0,288* (0,135)
Employés				0,485*** (0,084)
Ouvriers				0,539*** (0,103)
Manquant				2,255*** (0,097)
Secteur (Réf. : administration publique)				
Activités de services				-0,078 (0,095)
Activités scientifiques et techniques				0,301*** (0,071)
Commerce				0,126* (0,061)
Construction				-0,659* (0,285)
Industrie				0,171* (0,076)
Autres				0,264** (0,089)
Manquant				0,589*** (0,093)
Évènements avant 35 ans				
Chômage		0,272*** (0,047)	0,281*** (0,047)	0,385*** (0,048)
Maladie/maternité		0,949*** (0,054)	0,945*** (0,055)	0,988*** (0,056)
Logvraisemblance	-11 448,54	-11 224,04	-11 207,60	-10 620,46
AIC	22 917,08	22 472,07	22 447,21	21 298,93
BIC	23 013,99	22 588,37	22 602,27	21 579,98

Tableau A7 – Probabilité d'être invalide avant 50 ans, femmes

	(i)	(ii)	(iii)	(iv)
Constante	-2,969*** (0,048)	-3,644*** (0,061)	-3,998*** (0,083)	-4,430*** (0,097)
Décile de revenus entre 30 et 35 ans (Réf. : 5)				
1	-0,221** (0,076)	-0,075 (0,076)	-0,101 (0,076)	-0,276*** (0,080)
2	-0,042 (0,069)	0,016 (0,069)	-0,007 (0,069)	-0,104 (0,071)
3	0,010 (0,067)	0,027 (0,068)	0,011 (0,068)	-0,034 (0,069)
4	-0,010 (0,067)	-0,009 (0,068)	-0,017 (0,068)	-0,037 (0,068)
6	-0,129 (0,069)	-0,105 (0,069)	-0,098 (0,070)	-0,075 (0,070)
7	-0,418*** (0,074)	-0,349*** (0,075)	-0,327*** (0,075)	-0,250*** (0,075)
8	-0,659*** (0,080)	-0,517*** (0,081)	-0,463*** (0,081)	-0,292*** (0,082)
9	-1,052*** (0,091)	-0,846*** (0,092)	-0,754*** (0,093)	-0,468*** (0,096)
10	-1,222*** (0,096)	-0,976*** (0,098)	-0,842*** (0,099)	-0,434*** (0,107)
Diplôme (Réf. : études supérieures)				
Aucun			0,606*** (0,080)	0,238** (0,084)
Inférieur au bac			0,407*** (0,069)	0,119 (0,073)
Baccalauréat			0,214* (0,085)	0,047 (0,087)
Manquant			0,341*** (0,066)	0,059 (0,069)
CS (Réf. : professions intermédiaires)				
Agriculteurs				0,325 (0,176)
Artisans, commerçants				0,203 (0,106)
Cadres				-0,442*** (0,111)
Employés				0,365*** (0,067)
Ouvriers				0,567*** (0,082)
Manquant				1,952*** (0,079)
Secteur (Réf. : administration publique)				
Activités de services				-0,116 (0,083)
Activités scientifiques et techniques				0,247*** (0,061)
Commerce				0,248*** (0,051)
Construction				-0,410 (0,220)
Industrie				0,265*** (0,061)
Autres				0,229** (0,075)
Manquant				0,353*** (0,081)
Évènements avant 35 ans				
Chômage		0,297*** (0,038)	0,308*** (0,038)	0,378*** (0,039)
Maladie/maternité		0,643*** (0,041)	0,636*** (0,042)	0,652*** (0,043)
Logvraisemblance	-14 416,24	-14 228,41	-14 194,90	-13 593,34
AIC	28 852,48	28 480,82	28 421,80	27 244,68
BIC	28 946,94	28 594,18	28 572,94	27 518,63

Tableau A8 – Probabilité d'être invalide avant 55 ans, femmes

	(i)	(ii)	(iii)	(iv)
Constante	-2,371*** (0,048)	-2,933*** (0,060)	-3,458*** (0,088)	-3,887*** (0,104)
Décile de revenus entre 30 et 35 ans (Réf. : 5)				
1	-0,290*** (0,078)	-0,153 (0,079)	-0,182* (0,079)	-0,314*** (0,082)
2	-0,152* (0,072)	-0,101 (0,072)	-0,129 (0,072)	-0,203** (0,074)
3	-0,134 (0,071)	-0,114 (0,071)	-0,132 (0,072)	-0,170* (0,073)
4	-0,065 (0,070)	-0,067 (0,070)	-0,080 (0,070)	-0,098 (0,071)
6	-0,171* (0,071)	-0,153* (0,071)	-0,150* (0,071)	-0,145* (0,072)
7	-0,367*** (0,074)	-0,315*** (0,075)	-0,299*** (0,075)	-0,236** (0,075)
8	-0,663*** (0,080)	-0,551*** (0,081)	-0,500*** (0,081)	-0,321*** (0,082)
9	-0,932*** (0,087)	-0,772*** (0,088)	-0,675*** (0,089)	-0,395*** (0,091)
10	-1,121*** (0,093)	-0,927*** (0,094)	-0,759*** (0,096)	-0,399*** (0,102)
Diplôme (Réf. : études supérieures)				
Aucun			0,828*** (0,087)	0,394*** (0,093)
Inférieur au bac			0,624*** (0,076)	0,294*** (0,081)
Baccalauréat			0,400*** (0,093)	0,215* (0,096)
Manquant			0,503*** (0,074)	0,184* (0,078)
CS (Réf. : professions intermédiaires)				
Agriculteurs				0,589*** (0,166)
Artisans, commerçants				0,374*** (0,100)
Cadres				-0,405*** (0,113)
Employés				0,358*** (0,068)
Ouvriers				0,740*** (0,081)
Manquant				1,687*** (0,078)
Secteur (Réf. : administration publique)				
Activités de services				-0,043 (0,088)
Activités scientifiques et techniques				0,325*** (0,064)
Commerce				0,292*** (0,054)
Construction				-0,146 (0,211)
Industrie				0,286*** (0,061)
Autres				0,339*** (0,074)
Manquant				0,299*** (0,080)
Évènements avant 35 ans				
Chômage		0,213*** (0,038)	0,226*** (0,038)	0,268*** (0,039)
Maladie/maternité		0,608*** (0,041)	0,586*** (0,041)	0,581*** (0,043)
Logvraisemblance	-12 300,37	-12 151,67	-12 096,58	-11 630,28
AIC	24 620,75	24 327,35	24 225,17	23 318,56
BIC	24 709,63	24 434,01	24 367,38	23 576,32