

# Economie Statistique **ET**

---

# Economics **AND** Statistics

Dossier  
**Marché du travail**  
Varia  
Retraite et santé

---

Thematic Section  
**Labour Market**  
Varia  
Retirement and Health

# Economie Statistique <sup>ET</sup>

## Economics AND Statistics

### Conseil scientifique / Scientific Committee

Jacques LE CACHEUX, président (Université de Pau et des pays de l'Adour)  
Frédérique BEC (Thema, CY Cergy Paris Université et CREST-ENSAE)  
Flora BELLONE (Université Côte d'Azur et GREDEG-CNRS)  
Céline BESSIERE (Université Paris-Dauphine, IRISSO, PSL Research University)  
Carole BONNET (Institut national d'études démographiques)  
Jérôme BOURDIEU (École d'Économie de Paris)  
Pierre CAHUC (Sciences Po)  
Sandrine CAZES (OCDE)  
Olivier GODECHOT (Sciences Po, CRIS, CNRS et AxPo)  
Dominique GOUX (Insee)  
Yannick L'HORTY (Université Gustave Eiffel - Erudite, TEPP)  
Ivaylo PETEV (CREST, CNRS, ENSAE, Institut Polytechnique de Paris)  
Katheline SCHUBERT (École d'Économie de Paris, Université Paris I)  
François-Charles WOLFF (Université de Nantes)

### Comité éditorial / Editorial Advisory Board

Lucio BACCARO (Max Planck Institute for the Study of Societies et Département de Sociologie-Université de Genève)  
Clément CARBONNIER (Université Paris 8 Vincennes-Saint-Denis et LIEPP-Sciences Po)  
Erwan GAUTIER (Banque de France)  
Pauline GIVORD (Insee et CREST)  
Claire LOUPIAS (Université d'Evry Val d'Essonne)  
Dominique MEURS (Université de Paris Nanterre)  
Pierre PORA (Insee)  
Ariell RESHEF (École d'Économie de Paris, Centre d'Économie de la Sorbonne et CEPPI)

### Directeur de la publication / Director of Publication:

Fabrice LENGART

### Rédactrice en chef / Editor in Chief:

Dominique GOUX

### Rédacteur en chef adjoint / Deputy Editor in Chief:

Riyad ABBAS

### Assistante éditoriale / Editorial Assistant: Véronique EGLOFF

### Traductions / Translations: FLUENT PLANET

Château Rouge Wood Parc bâtiment C-D 274 ter/3,  
Avenue de la Marne, 59700 Marcq-en-Baroeul, France

### Maquette PAO / CAP: LUMINESS

1, rue du Docteur-Sauvé, BP3, 53101 Mayenne, France

### Impression / Printing: DILA

26, rue Desaix, 75015 Paris, France

La revue est en accès libre sur le site [www.insee.fr](http://www.insee.fr).  
Il est possible de s'abonner aux avis de parution sur le site. La revue peut être achetée sur le site [www.insee.fr](http://www.insee.fr), rubrique « Services / Acheter nos publications ».

The journal is available in open access on the Insee website [www.insee.fr](http://www.insee.fr). Publication alerts can be subscribed online. The printed version of the journal (in French) can be purchased on the Insee website [www.insee.fr](http://www.insee.fr).

*Economie et Statistique / Economics and Statistics*  
**Numéro 549 – 2025**

RETRAITE ET SANTÉ

**3 Les inégalités de durée espérée de retraite et de durée espérée de retraite sans incapacité**

*Julien Blasco et Ulysse Lojkine*

MARCHÉ DU TRAVAIL

**31 Trois approches des discriminations sur le marché du travail à l'encontre des personnes originaires d'Afrique du Nord**

*Émilie Arnoult*

**51 Protéger les emplois, préserver l'efficacité : tour d'horizon de dispositifs européens d'activité partielle**

*Natalia Bermúdez, Muriel Dejemeppe et Giulia Tarullo*

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.

# Les inégalités de durée espérée de retraite et de durée espérée de retraite sans incapacité

## *Inequalities in Expected Retirement Duration and Expected Disability-Free Retirement Duration*

Julien Blasco\* et Ulysse Lojkine\*\*

---

**Résumé** – Cet article construit, en complément de l'espérance de durée de retraite (ER), un indicateur d'espérance de durée de retraite sans incapacité (ERSI) à partir de données de mortalité, d'incapacité et de retraite, puis mesure les inégalités de durée de retraite sans incapacité selon le sexe, la catégorie socioprofessionnelle ou le diplôme, sur données françaises de 2009 à 2019. Le gradient social d'ERSI, à sexe donné, est plus fort que celui d'ER : un ouvrier peut s'attendre à moins d'années de retraite qu'un cadre du même sexe, et parmi elles, à plus d'années de retraite avec des incapacités. Ces inégalités d'ERSI s'expliquent par des écarts d'incapacité et de mortalité, compensés en partie chez les hommes par un départ à la retraite plus précoce des ouvriers et des moins diplômés. Sur la période, l'ER diminue du fait du départ plus tardif à la retraite, alors que grâce au recul des incapacités l'ERSI augmente chez les femmes et pour les plus diplômés.

**Abstract** – This paper develops an indicator of disability-free retirement expectancy (DFRE) based on mortality, disability and retirement data, alongside the retirement expectancy (or expected retirement duration – RE) indicator. It then measures inequalities in disability-free retirement expectancy by gender, socio-occupational category and educational attainment, using French data from 2009 to 2019. The social gradient of DFRE, for a given sex, is steeper than that observed for RE: a blue-collar worker can expect fewer years of retirement than a manager of the same sex, and for these years, more years of retirement with disabilities. These inequalities in DFRE are explained by differences in disability and mortality, partly offset among men by the earlier retirement of blue-collar workers and the less educated. Over the period, RE declined as a result of later retirement, whereas, due to a reduction in disability, DFRE rose among women and the more highly educated.

---

JEL : I14, J14, J26

Mots-clés : retraite, santé, inégalités

Keywords: retirement, health, inequalities

\* LIEPP, Sciences Po ; \*\* Axpo & CRIS, Sciences Po. Correspondance : [ulyссе.lojkine@sciencespo.fr](mailto:ulyссе.lojkine@sciencespo.fr)

Reçu en janvier 2025, accepté en novembre 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 : Blasco, J. & Lojkine, U. (2025). Inequalities in Expected Retirement Duration and Expected Disability-Free Retirement Duration. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 549, 3–29. <https://doi.org/10.24187/ecostat.2025.549.2142>

Les débats sur la soutenabilité et l'équité du système de retraite et de ses paramètres posent souvent la question du partage du temps de la vie entre années d'activité et années de retraite. Par exemple, selon l'exposé des motifs du projet de loi sur la réforme des retraites de 2003, l'article 5 avait « pour objet de stabiliser à l'horizon 2020 le rapport entre le temps de travail et le temps de retraite afin d'assurer la pérennité des régimes par répartition et l'équité entre générations » (Fillon, 2003).

L'espérance de vie, en particulier son évolution dans le temps et sa distribution dans la population, a ainsi été fréquemment mobilisée dans le débat public et la recherche économique et statistique sur le système de retraites français. L'espérance de vie augmente en effet de manière continue depuis plusieurs décennies, que ce soit pour celle à la naissance ou celle à 60 ans<sup>1</sup> (Thélot, 2025). Sans réforme visant à reporter l'âge de départ en retraite, une majorité de ces gains d'espérance de vie se seraient probablement traduits en une augmentation de la durée de retraite, diminuant le ratio durée de travail sur durée de retraite. Les réformes de 2003, 2010 et 2014 auraient tendu à stabiliser ce ratio (Aubert & Rabaté, 2014).

Ce ratio moyen peut cependant cacher d'importantes différences entre les catégories de population, notamment selon le sexe et la catégorie sociale. Les femmes, bien que vivant plus longtemps que les hommes, ont tendance à partir plus tard à la retraite (Bonnet *et al.*, 2006). De même, les ouvriers, bien que partant à la retraite en moyenne plus tôt que les cadres, ont une espérance de vie plus faible (Blanpain, 2024b). L'espérance de durée passée à la retraite, indicateur du nombre d'années qu'un individu peut espérer passer à la retraite, peut ainsi être mobilisée pour mesurer comment ces différents facteurs se combinent : Bonnet *et al.* (2023) montrent que les ouvriers, en dépit d'un âge de départ moyen plus précoce, passent moins de temps à la retraite que les cadres (2 ans chez les hommes). Les femmes y passent entre 3 et 5 ans de plus que les hommes, selon la profession et catégorie socioprofessionnelle (PCS).

Un tel indicateur traite cependant toutes les années de retraite de manière égale. Or, avec notamment la perte d'autonomie liée à l'âge, ces années peuvent être très différentes en matière de santé et de ses conséquences sur la vie quotidienne. Il peut ainsi être intéressant de mobiliser l'indicateur de l'espérance de vie sans incapacité (ou « espérance de vie en bonne santé »), où la notion d'incapacité renvoie à des limitations

durables dans les activités quotidiennes pour raison de santé.

Entre 2008 et 2023, l'espérance de vie sans incapacité à la naissance a beaucoup moins augmenté que l'espérance de vie pour les hommes, et a même légèrement diminué pour les femmes (Deroyon, 2024). La part d'années vécues sans incapacité dans l'ensemble de la vie a ainsi diminué en moyenne. L'espérance de vie sans incapacité à 65 ans, plus pertinente pour mesurer les conditions dans lesquelles la population vieillit, a en revanche augmenté plus vite que l'espérance de vie, pour les hommes comme pour les femmes. Cette tendance longue se retrouve dans la plupart des pays développés (Robine *et al.*, 2020).

À nouveau, ces tendances générales masquent des différences importantes entre catégories de population, et en particulier entre catégories sociales. On sait ainsi que les ouvriers, par rapport aux cadres, subissent une « double peine » : non seulement leur espérance de vie est plus faible, mais ils passent également une plus grande part de ces années en incapacité (Cambois *et al.*, 2008 ; Cambois *et al.*, 2011). D'autres travaux nationaux ont mis en évidence le même phénomène selon le niveau de diplôme : les personnes ayant un niveau d'instruction secondaire ou inférieur vivent moins longtemps, et avec plus d'incapacités que les personnes diplômées du supérieur (Sihvonen *et al.* (1998) le montrent en Finlande, Remund & Cullati (2022) en Suisse). Cambois *et al.* (2020) montrent, dans une revue de littérature internationale, que ce phénomène de double peine, bien que d'amplitude variable selon le sexe et le pays, se retrouve dans tous les pays développés.

Qu'elle soit mesurée à la naissance ou à 65 ans, l'espérance de vie sans incapacité ne peut cependant donner qu'une idée partielle du temps passé à la retraite sans incapacité. Pour pouvoir mesurer celui-ci, il faut prendre en compte la répartition des années d'incapacité dans la vie, et l'âge auquel les personnes partent en retraite. Or, celui-ci est fortement corrélé aux incapacités.

Le lien entre avoir des incapacités, durée de la carrière et âge de liquidation des droits à la retraite n'est cependant pas univoque : d'un côté, certains mécanismes permettent aux personnes

1. L'espérance de vie à la naissance est passée de 81,9 ans pour les femmes en 1995 à 85,6 ans en 2024 (+3,7 ans), et de 73,8 à 80,0 ans pour les hommes (+6,2 ans). L'espérance de vie à 60 ans a également augmenté significativement sur la période, de 2,9 ans pour les femmes et de 4,0 ans pour les hommes.

avec des incapacités<sup>2</sup> de prendre leur retraite plus tôt que le reste de la population. De l'autre, les personnes avec des incapacités ont généralement des carrières moins complètes, les forçant à partir plus tard à la retraite pour atteindre un certain niveau de pension. On sait par ailleurs que le départ à la retraite a un impact sur la santé (Caroli *et al.*, 2023). Finalement, en France, les personnes avec des incapacités fortes liquident en moyenne leur retraite plus tard que le reste de la population (Aubert, 2020). Les analyses en comparaison internationale montrent par ailleurs de grandes variations entre les durées relatives des carrières avec ou sans incapacité : dans certains pays, la part d'années passées à travailler avec des incapacités (en absolu ou relativement aux nombres d'années totales passées en incapacité) est beaucoup plus élevée que dans d'autres (Lièvre *et al.*, 2008).

Les inégalités selon les générations, le sexe ou la catégorie socioprofessionnelle en matière d'espérance de durée passée à la retraite (ER dans la suite) se combinent ainsi à des inégalités face aux incapacités qui peuvent, selon les cas, les renforcer ou les compenser. On sait que les ouvriers vivent moins de temps sans incapacité que les cadres, et qu'ils vivent également moins d'années à la retraite. Dans quelle mesure vivent-ils moins d'années de retraite sans incapacité ? Leur départ à la retraite plus précoce leur permet-il de profiter de plus d'années de retraite sans incapacité ?

Plusieurs travaux ont calculé des durées de retraite sans incapacité. Par exemple, à partir de données d'incapacités et une simulation des carrières, le Conseil d'orientation des retraites (2015) et Cazenave-Lacroutz & Godet (2016) font des projections temporelles et une comparaison par sexe de durées de retraite sans incapacité. Aubert (2020, 2022) passe de cette approche par simulation de carrières à une approche calquée sur le principe de l'espérance de vie, c'est-à-dire une trajectoire fictive construite à partir de données instantanées. Aubert (2020) calcule ainsi pour les femmes et les hommes la proportion d'années passées en incapacité au sein de la durée de retraite, et montre que les premières passent une part plus importante de leur retraite en incapacité, car elles atteignent des âges plus avancés. Aubert (2022) calcule de manière approchée une espérance de durée passée à la retraite sans incapacité (ERSI dans la suite), en mobilisant des données agrégées de prévalence des incapacités et de taux de retraités par âge, nécessitant de faire l'hypothèse forte que ces deux variables ne sont pas corrélées.

Nous reprenons l'approche de l'ERSI, en mobilisant cette fois des données individuelles croisant le statut d'incapacité et celui de retraite, et en la déclinant par sexe et catégorie socio-professionnelle et par sexe et diplôme et en décrivant l'évolution sur presque dix ans. Nous introduisons également une méthode de décomposition des écarts d'ER ou d'ERSI (qu'il soit entre deux périodes, entre sexes, ou entre deux catégories socioprofessionnelles ou de diplôme) pour expliquer ces écarts par les différences de mortalité, d'âge de départ à la retraite et de prévalence des incapacités. Outre l'estimation d'espérances de retraite sans incapacité pour les deux sexes et pour différentes catégories socioprofessionnelles ou de diplômes, l'analyse de la décomposition de ces écarts est, à notre connaissance, une contribution originale de cet article.

Nous appliquons ces indicateurs à des données françaises sur la période 2009-2019 en combinant les tables de mortalité par catégorie socioprofessionnelle et par diplôme publiées par l'Insee et des mesures du statut d'incapacité et de retraite à partir de l'enquête Statistiques sur les ressources et les conditions de vie (SRCV). Nous calculons ainsi pour chaque période (2009-2013 et 2017-2019) l'espérance de vie et de retraite avec et sans incapacité modérée ou forte, par sexe et catégorie socioprofessionnelle, et par sexe et diplôme.

Nous mettons principalement en lumière les quatre phénomènes suivants.

1. La « double peine » des catégories populaires : non seulement les catégories populaires (employés et ouvriers) ont une espérance de retraite plus faible que les catégories supérieures (cadres), mais l'écart est encore plus important en matière d'espérance de retraite sans incapacité. Ce résultat actualise et prolonge la « double peine des ouvriers » observée par Cambois *et al.* (2008) et Cambois *et al.* (2011) en matière d'espérance de vie. Nous montrons également que ce phénomène s'observe aussi selon le diplôme, quand on compare les diplômés inférieurs au baccalauréat et les diplômés du supérieur.

2. Si les inégalités sociales d'espérance de retraite s'expliquent par les différences de mortalité, les inégalités sociales d'espérance de retraite sans incapacité s'expliquent en majeure partie par les différences d'incapacité entre groupes sociaux. Dans les deux cas, chez les hommes, le départ en retraite plus précoce des catégories populaires joue un rôle compensateur partiel.

2. Il existe des mécanismes de départ anticipé pour carrières longues, métiers pénibles ou incapacité permanente au travail (cf. Aubert, 2025). Toutefois, dans ce dernier cas, les personnes concernées ne profiteront a priori pas ou peu d'années de retraite sans incapacité.

3. Entre la période 2009-2013 et la période 2017-2019, l'espérance de retraite diminue chez les hommes et chez les femmes, tandis que l'espérance de retraite sans incapacité augmente chez les femmes, mais pas chez les hommes.

4. Ces évolutions moyennes cachent des disparités selon le diplôme ou selon la catégorie sociale. En particulier, entre les deux périodes, les écarts entre diplômés du supérieur et diplômés inférieurs au baccalauréat en matière d'espérance de retraite et d'espérance de retraite sans incapacité se sont creusés.

Dans la suite de cet article, nous commençons par décrire les données utilisées ainsi que la méthode de calcul des indicateurs utilisés et de décomposition des écarts entre catégories (section 1). Nous présentons nos résultats dans la section 2 et discutons leur interprétation ainsi que certains choix méthodologiques dans la section 3, avant de conclure.

## 1. Données et méthode

### 1.1. Données

Les tables de mortalité par sexe, âge, catégorie socioprofessionnelle et diplôme que nous utilisons sont calculées par l'Insee (Blanpain, 2024b) à partir de l'Échantillon démographique permanent, un panel individuel produit par l'Insee qui comprend notamment des données issues des recensements. Ces tables sont calculées sur des périodes de quelques années successives, dont les plus récentes sont 2000-08, 2009-13, 2017-19 et 2020-22, et elles sont redressées et lissées<sup>3</sup>.

Nous retenons deux périodes, 2009-2013 et 2017-2019<sup>4</sup>. Dans la suite du texte, lorsqu'une affirmation ne fait pas référence explicitement à une période, elle porte sur la période 2017-2019. Ces données portent sur la France entière, hors Mayotte pour 2009-2013 et incluant Mayotte pour 2017-2019.

Dans ces tables de mortalité, nous utilisons la colonne « Survie ». Calculée à partir des quotients de mortalité, elle donne la probabilité de survie par âge atteint dans l'année : la survie à l'âge  $a$ ,  $a \geq 30$  ans, correspond à la probabilité de survie au 1<sup>er</sup> janvier de l'année de son  $a$ -ième anniversaire d'une cohorte fictive de personnes de 30 ans qui connaîtrait à chaque âge les probabilités de décès observées au cours de la période considérée.

Nous construisons également, par période et par sexe, une table de mortalité agrégée pour la catégorie de diplôme « Baccalauréat ou moins » qui regroupe toutes les catégories de diplôme sauf

les diplômes du supérieur, comme moyenne, à chaque âge, des quotients de mortalité de ces sous-catégories, pondérée par leur poids respectif dans la population<sup>5</sup>. Nous utilisons la même procédure pour calculer des quotients de mortalité par catégorie sociale, tous sexes confondus.

Les proportions de retraités et non retraités avec ou sans incapacité modérée ou forte sont estimées à partir de l'enquête Statistique sur les ressources et les conditions de vie (SRCV), qui porte sur la France métropolitaine<sup>6</sup>. Pour les comparaisons synchroniques entre catégories, nous empilons les données correspondant aux périodes des tables de mortalité décrites ci-dessus (de 2009 à 2013 d'une part, de 2017 à 2019 de l'autre).

Nous mobilisons le premier niveau de la nomenclature des professions et catégories socioprofessionnelles (PCS), qui comporte six modalités, appelées catégories socioprofessionnelles (CS). Pour des raisons de taille d'échantillon (et parce que les incapacités par âge différaient peu entre sexes), la prévalence par âge des incapacités pour les agriculteurs et les artisans, commerçants et chefs d'entreprise est calculée tous sexes confondus. Dans le corps de l'article et les figures, nous nous concentrons sur les quatre catégories socioprofessionnelles les plus nombreuses (cadres, professions intermédiaires, employés et ouvriers).

Les niveaux de diplôme pour leur part sont issus de la question DIP11 de SRCV (DIP14 avant 2013) et regroupés de la manière suivante pour correspondre aux tables de mortalité par diplôme de l'Insee : sans diplôme ; brevet des collèges, certificat d'études primaires ; CAP, BEP ou équivalents ; baccalauréat (général, technologique, professionnel) ou équivalent ; diplôme supérieur (y compris paramédical et social de niveau bac+2, BTS, DUT, licence, master)<sup>7</sup>.

3. Blanpain (2024a) explique le détail des méthodes de lissage utilisées – une méthode de Brass (Leridon & Toulemon, 1997) aménagée jusqu'en 2009-2013, et la méthode des splines (Camarda, 2012) ensuite. Le même document indique que pour les périodes qui nous intéressent, les données brutes étant de bonne qualité, ces traitements sont mineurs.

4. Pour les périodes précédentes, nous n'aurions pas de données sur les incapacités et la retraite à mettre en regard, à cause d'une rupture de série depuis l'enquête SRCV 2008. Enfin, nous ne prenons pas en compte les données les plus récentes (2020-2022) car elles correspondent à la période du Covid, exceptionnelle du point de vue de la mortalité et de la santé.

5. Ce poids est mesuré dans l'enquête SRCV au sein de la catégorie d'âge correspondante (cf. infra sur les catégories d'âge utilisées).

6. Nous reproduisons également nos calculs, pour la période 2017-2019, à partir de l'enquête Emploi ; ce test de robustesse est discuté dans l'annexe 2.

7. L'ajout de la dimension du diplôme à celle de la catégorie socioprofessionnelle a plusieurs avantages : le niveau de diplôme est plus stable après 30 ans, il est plus facilement comparable entre pays. Voir la section 3.2 pour une discussion des différences entre ces deux indicateurs.

Cette enquête est menée, sur la période qui nous intéresse, auprès de l'ensemble des ménages ordinaires de France métropolitaine. Le nombre d'observations est d'environ 25 000 chaque année, dont plus de 7 000 individus entre 30 et 100 ans de chaque sexe. Au final, on dispose de plus de 2 000 observations d'individus ayant entre 30 et 100 ans pour chaque catégorie de sexe  $\times$  période  $\times$  diplôme ou de sexe  $\times$  période  $\times$  CS pour les cadres, professions intermédiaires, employés et ouvriers. Par ailleurs, le champ de l'enquête exclut les habitations collectives, ce qui tend à sous-estimer la prévalence des limitations dans les âges les plus avancés, où la part de personnes vivant en habitations collectives (EHPAD) augmente, en particulier parmi les personnes ayant des incapacités dans la vie quotidienne<sup>8</sup>.

Les incapacités sont mesurées de manière déclarative ; la question posée aux personnes enquêtées est : « Êtes-vous limité(e), depuis au moins 6 mois, à cause d'un problème de santé, dans les activités que les gens font habituellement ? ». Trois réponses sont possibles, « Oui, fortement limité(e) », « Oui, limité(e), mais pas fortement » ou « Non, pas limité(e) du tout ». La mesure des incapacités par cette question est appelée GALI, pour *Global activity limitation index*<sup>9</sup>. C'est le même indicateur, issu de la même enquête, qui est utilisé par la Drees (Deroyon, 2024) pour calculer les espérances de vie sans incapacité par sexe. L'indicateur GALI est également mobilisé en comparaison européenne, via le dispositif d'enquêtes EU-SILC (*Statistics on Income and Living Conditions*).

Le statut de retraité ou non est lui aussi mesuré de manière déclarative, par la réponse à la question sur la « situation principale vis-à-vis du travail » de l'enquête SRCV, en considérant également toute personne de 70 ans ou plus comme retraitée<sup>10</sup>.

Suivant la méthode de calcul de l'espérance de vie sans incapacité de la Drees, la série de la prévalence jointe du statut d'incapacité et de celui de retraité est construite en calculant une moyenne par tranche d'âge de 5 ans (30 à 34 ans, ..., 80 à 84 ans) puis une catégorie de 85 à 100 ans correspondant aux âges où les observations sont moins nombreuses<sup>11</sup>. En moyenne, ces cellules de sexe  $\times$  période  $\times$  (CS ou diplôme)  $\times$  tranche d'âge regroupent plusieurs centaines d'observations. Les plus petites correspondent aux hommes employés de 85 ans et plus en 2017-2019 (27 observations) et, à la même période et pour la même classe d'âge, aux femmes diplômées du supérieur (52 observations).

## 1.2. Méthode et indicateurs

Nous disposons ainsi, pour chaque groupe  $G$  (groupes de sexe, de CS, de diplôme) et pour chaque âge  $a$ , à la date  $t$ , des variables suivantes :

- $SI_{G,a,t}$  la proportion d'individus sans incapacité (au sens de l'indicateur GALI) parmi les personnes d'âge  $a$  du groupe  $G$  au temps  $t$  ;
- $Retraite_{G,a,t}$  la proportion de retraités ;
- $SIR_{G,a,t}$  la proportion de personnes sans incapacité parmi les retraités ;
- $Survie_{G,a,t}^{atteint}$  la proportion de survivants dans le groupe  $G$  l'année  $t$ , à l'âge atteint  $a$ .

Nous calculons à partir de cette dernière variable la survie en âge exact (probabilité de survie le jour du  $a$ -ième anniversaire pour la cohorte fictive mentionnée ci-dessus) :  $Survie_{G,30,t}^{exact} = 1$  et, pour les âges suivants,  $Survie_{G,a,t}^{exact} = \frac{1}{2} (Survie_{G,a,t}^{atteint} + Survie_{G,a+1,t}^{atteint})$ , puis le nombre d'années-personnes<sup>12</sup> à l'âge  $a$  (le nombre d'années vécues à l'âge  $a$  au sein de cette même cohorte fictive) :

$$L_{G,a,t} = \frac{1}{2} (Survie_{G,a,t}^{exact} + Survie_{G,a+1,t}^{exact}).$$

On peut alors définir l'espérance de vie à 30 ans – toutes les espérances de vie, totale ou sans incapacité, et de durée de retraite, totale ou sans incapacité, que nous calculons dans cet article le sont à 30 ans – comme :

$$EV_{G,30,t} = \sum_{a=30}^{100} L_{G,a,t}.$$

Rappelons que l'espérance de vie une année donnée est un calcul statistique qui mesure la durée moyenne de la vie d'une génération fictive qui serait soumise aux quotients de mortalité observés une année donnée. Elle diffère de la durée moyenne de vie.

La méthode de Sullivan (1971) (voir Jagger *et al.*, 2001 pour une présentation plus récente) permet

8. En 2021, 5% des 65 ans ou plus vivent hors logement ordinaire (Daguet, 2025). Nous discutons en section 3.1 les implications de cette exclusion, et montrons qu'elle n'est pas de nature à changer les conclusions.

9. Pour une discussion plus détaillée de l'intérêt et des limites de cet indicateur, nous renvoyons à Cambois *et al.* (2015) qui étudient l'effet de variations dans la formulation de la question, à Dauphin & Eideliman (2021) ou Louvel & Monirjavid (2024) qui étudient le recoupement de cet indicateur avec d'autres indicateurs déclaratifs ou administratifs de handicap et à Galenkamp *et al.* (2020) pour un point de vue international.

10. Voir l'annexe 3 pour deux tests de robustesse concernant l'effet sur nos résultats de la définition du statut de retraité.

11. Dans l'annexe 1, à titre de test de robustesse, nous explorons une méthode d'imputation alternative fondée, aux âges avancés, sur un modèle linéaire de la prévalence des incapacités en fonction de l'âge ; les résultats se montrent peu sensibles à cette variante.

12. Sauf pour le dernier âge, où nous appliquons l'hypothèse conventionnelle d'un quotient de mortalité constant pour toutes les années qui suivent, ce qui donne :  $L_{G,100,t} = Survie_{G,100,t}^{exact} / m_{G,99,t}$ . Où  $m_{G,99,t}$  désigne le quotient de mortalité central à 99 ans — cf. Jagger *et al.* (2001), p. 25-26 et Preston *et al.* (2001), p. 48.

de combiner des tables de mortalité par âge et des tables de prévalence d'incapacités par âge pour calculer une espérance de vie sans incapacité :

$$EVS_{G,30,t} = \sum_{a=30}^{100} L_{G,a,t} \times SI_{G,a,t}$$

Il s'agit donc de l'espérance du nombre d'années de vie sans incapacité pour une cohorte fictive qui aurait à chaque âge le risque de décès observé à cet âge dans la population, et, conditionnellement à sa survie, le risque d'incapacité observé à cet âge. Cette méthode de calcul de l'espérance de vie et de l'espérance de vie sans incapacité à 30 ans est celle de l'Insee et de la Drees et de fait, les valeurs que nous mesurons pour chaque sexe et chacune de nos deux périodes correspondent à la moyenne, dans chaque période, des valeurs annuelles rapportées par Deroyon (2024)<sup>13</sup>.

Cette définition de l'espérance de vie sans incapacité selon la méthode de Sullivan repose sur des données de prévalence d'incapacité aux différents âges. Une définition alternative parfois utilisée repose sur des données de flux, c'est-à-dire d'entrée ou de sortie de l'incapacité. La rareté de cette information dans les enquêtes explique que la méthode de Sullivan se soit imposée<sup>14</sup>. Si les flux d'incapacité à chaque âge sont stables au cours du temps, les deux acceptions coïncident, alors que si les flux vers l'incapacité à chaque âge ont tendance à diminuer au cours du temps, alors l'indicateur de Sullivan a une valeur plus élevée que l'indicateur fondé sur les flux.

Les années d'incapacité mesurées dans l'espérance de vie sans incapacité ne sont pas nécessairement consécutives, ni nécessairement vécues en fin de vie. D'une part, si les incapacités visées par la question utilisée durent au moins 6 mois, elles peuvent cependant être temporaires. D'autre part, il faut rappeler que l'indicateur de l'espérance de vie sans incapacité ne reflète pas une trajectoire de vie, mais le cumul des années vécues avec ou sans incapacité par les différents âges d'une population.

Notons que le calcul d'un taux de survie ou d'une espérance de vie par catégorie sociale suppose de mettre bout à bout des données de mortalité par âge, sans prendre en compte la mobilité au cours de la vie entre catégories sociales : l'indicateur décrit alors une cohorte fictive qui appartiendrait pendant toute sa carrière à la même catégorie sociale. Ce choix de négliger la mobilité entre catégories après trente ans paraît légitime dans le cas des catégories de diplôme. Pour la catégorie socioprofessionnelle agrégée en 6 groupes, si l'immobilité est forte, la mobilité est bien

réelle : ainsi, entre 1998 et 2003, Deauvieau & Dumoulin (2010) observent un flux de l'ordre de 10 à 20 % de mobilité sortante pour chaque catégorie socioprofessionnelle. Il faut donc garder en tête que les indicateurs mesurés concernent des trajectoires fictives internes aux CS. Cette hypothèse paraît néanmoins plus légitime pour les catégories socioprofessionnelles que pour des catégories fines de revenu (Lojkin, 2022).

**Espérance de durée de retraite.** La durée espérée de retraite est calculée, elle aussi, selon la méthode de Sullivan, c'est-à-dire qu'on simule la trajectoire d'un individu en supposant que les années personnes vécues en retraite à l'âge  $a$  sont le produit des années personnes calculées à partir de la table de mortalité, et de la proportion de retraités observée à cet âge. On obtient alors une espérance de retraite  $ER_{G,30,t}$  comme cela est fait dans la littérature (par exemple Leinonen *et al.*, 2018) :

$$ER_{G,30,t} = \sum_{a=30}^{100} L_{G,a,t} \times Retraite_{G,a,t}$$

Cette méthode de calcul obéit exactement au même principe que l'espérance de durée de travail (Weber & Loichinger, 2022). Notons que cette notion d'espérance de retraite ne se superpose pas exactement avec une autre notion usuelle, celle de durée de retraite conjoncturelle calculée comme différence entre l'espérance de vie et l'âge conjoncturel de départ à la retraite. En effet, l'espérance de retraite combine les proportions de retraités observées à chaque âge avec les quotients de mortalité, alors que l'âge conjoncturel de départ n'est pas affecté par la possibilité de mort avant la retraite. L'estimation de la durée de retraite par l'écart entre espérance de vie et âge conjoncturel de départ est donc systématiquement inférieure à l'espérance de retraite. L'ampleur de ce biais, pour les espérances et pour les écarts d'espérances entre catégories, est commentée dans l'Annexe en ligne S1 (lien de l'Annexe en ligne à la fin de l'article).

**Espérance de durée de retraite sans incapacité.** De la même manière, on calcule l'espérance de durée de retraite sans incapacité  $ERSI_{G,30,t}$  :

$$ERSI_{G,30,t} = \sum_{a=30}^{100} L_{G,a,t} \times Retraite_{G,a,t} \times SIR_{G,a,t}$$

13. La correspondance est à 0,1 an près pour certains chiffres. Cela peut s'expliquer par notre usage des taux de survie de Blanpain (2024b) calculés directement sur des périodes pluriannuelles, ce qui ne coïncide pas nécessairement exactement avec la moyenne de courbes de survie obtenues à partir de la mortalité pour chaque année séparément.

14. L'enquête SRCV est une enquête de panel qui permettrait en théorie d'estimer des probabilités de transition entre statuts d'incapacité, mais la taille de l'échantillon de l'enquête ne nous permettrait pas d'obtenir des estimations fiables de ces probabilités de transition par CS ou par diplôme.

De nouveau, l'usage de la méthode de Sullivan fondé sur les données de prévalence à âge donné conduit à une mesure différente de celle qui serait fondée sur l'observation des flux, lorsque ces flux ne sont pas stables au cours du temps. En l'occurrence, l'âge de départ à la retraite recule légèrement chaque année dans la période que nous étudions, et l'ERSI calculée avec la méthode de Sullivan est donc plus élevée qu'une ERSI qui serait calculée à partir des flux de départ à la retraite.

**Décomposition des différences d'ER et d'ERSI.** Lorsque deux groupes, par exemple les hommes ouvriers et les hommes cadres, ont une ER différente, quelle est la part de cette différence expliquée par la différence dans le profil des âges de retraite, et quelle est la part expliquée par la différence dans les quotients de mortalité à chaque âge ? Nous répondons à cette question en la précisant de la manière suivante : si les hommes ouvriers avaient les mêmes quotients de mortalité que les cadres, et ne différaient d'eux que par les âges de retraite, quelle serait la différence entre leurs espérances d'ER ? Ou si les hommes ouvriers avaient la même proportion de retraités que les cadres à chaque âge, et ne différaient d'eux que par les quotients de mortalité, quelle serait la différence entre leurs ER ? Formellement, cela revient à décomposer l'écart d'ER entre deux groupes  $G$  et  $G'$  de la manière suivante<sup>15</sup> :

$$\begin{aligned} ER_{G,30,t} - ER_{G',30,t} &= \sum_{a=30}^{100} (L_{G,a,t} \times \text{Retraite}_{G,a,t} - L_{G',a,t} \\ &\times \text{Retraite}_{G',a,t}) = \sum_{a=30}^{100} (L_{G,a,t} - L_{G',a,t}) \times \text{Retraite}_{G,a,t} \\ &+ \sum_{a=30}^{100} L_{G,a,t} \times (\text{Retraite}_{G,a,t} - \text{Retraite}_{G',a,t}) \\ &- \sum_{a=30}^{100} (L_{G,a,t} - L_{G',a,t}) \times (\text{Retraite}_{G,a,t} - \text{Retraite}_{G',a,t}). \end{aligned}$$

On appelle le premier terme l'écart expliqué par la survie, le second l'écart expliqué par la retraite, le troisième le résidu, ou terme d'interaction. La même méthode s'applique naturellement pour donner une décomposition semblable d'un écart d'ERSI :

$$\begin{aligned} \Delta ERSI_{G-G',30,t} &= \underbrace{\sum_{a=30}^{100} \Delta \text{Survie}_{G-G',a,t} \times \text{Retraite}_{G,a,t} \times \text{SIR}_{G,a,t}}_{\text{écart d'ERSI}} \\ &+ \underbrace{\sum_{a=30}^{100} \text{Survie}_{G,a,t} \times \Delta \text{Retraite}_{G-G',a,t} \times \text{SIR}_{G,a,t}}_{\text{du à la mortalité}} \\ &+ \underbrace{\sum_{a=30}^{100} \text{Survie}_{G,a,t} \times \text{Retraite}_{G,a,t} \times \Delta \text{SIR}_{G-G',a,t}}_{\text{du à la retraite}} + \text{Résidu}, \\ &\quad \text{du aux incapacités} \end{aligned}$$

où le premier terme désigne l'écart expliqué par la mortalité, le second l'écart expliqué la retraite et le troisième l'écart expliqué par la santé. Cette

méthode permet également de décomposer l'évolution temporelle de ces indicateurs pour un groupe  $G$ , d'une date  $t$  à une date  $t'$ .

**Intervalle de confiance.** Comme indiqué plus haut, nos données de mortalité sont celles de Blanpain (2024b), qui sont livrées sans intervalles de confiance<sup>16</sup>. Les intervalles de confiance présentés ici rendent compte de la seule erreur dans la mesure des prévalences de retraite, d'incapacité et de retraite sans incapacité.

Comme indiqué plus haut, ces prévalences sont calculées par moyenne au sein de catégories d'âge. Si on note  $C = \{[[30, 34]], \dots, [[85, 100]]\}$  l'ensemble de ces catégories d'âge, on peut alors écrire (comme Jagger *et al.*, 2001, p. 27) :

$$EVS I_{G,30,t} = \sum_{A \in C} \sum_{a \in A} L_{G,a,t} \times SI_{G,a,t},$$

d'où

$$V(EVS I_{G,30,t}) = \sum_{A \in C} \left( \sum_{a \in A} L_{G,a,t} \right)^2 \times V(SI_{G,a,t}).$$

La variance  $V(SI_{G,a,t})$  est calculée sous l'hypothèse de tirages indépendants entre observations d'individus différents (sans prendre en compte le plan de sondage de l'enquête SRCV), mais en tenant compte de la corrélation entre les éventuelles observations successives d'un même individu-panel dans les millésimes empilés de SRCV (*clustered standard error*).

Le même principe permet de calculer la variance de l'ER et de l'ERSI. Les intervalles de confiance à 95 % sont ensuite calculés à partir de ces variances. Si ces intervalles de confiance rendent compte de l'erreur dans l'estimation des prévalences due au nombre d'observations dans chaque catégorie d'âge à groupe social et période donnés, ils ignorent par construction deux autres sources d'erreur : d'une part, comme indiqué plus haut, celle due à la mortalité ; d'autre part, l'erreur due à la méthode d'imputation des prévalences par catégorie d'âge. Sur le second point, nous renvoyons à l'annexe 1 pour une comparaison avec une autre méthode d'imputation.

## 2. Résultats

Dans un premier temps, nous présentons les écarts d'espérance de durée de retraite (ER) et d'espérance de durée de retraite sans incapacité

15. Nous retenons cette décomposition parce que les indicateurs produits sont interprétables de la manière citée. Nous nous écartons ainsi légèrement de la décomposition des différences d'espérance de vie sans incapacité proposée par Nusselder & Looman (2004, p. 317), qui a cependant l'avantage de ne pas impliquer de résidu.

16. Blanpain (2024a, p. 33-34) présente des intervalles de confiance à 90 % pour les espérances de vie par catégorie sociale, mais pas pour les quotients de mortalité ou les taux de survie.

(ERSI) entre catégories sociales pour la période 2017-2019, puis décomposons ces écarts en contributions respectives des différences de mortalité, d'incapacité et de retraite. Nous étudions ensuite l'évolution entre 2009-2013 et 2017-2019 de l'ER et de l'ERSI par sexe, en mesurant les contributions de leurs différents déterminants. Nous désagrégeons enfin cette analyse en présentant l'évolution des écarts entre catégories sociales et entre niveaux de diplôme.

## 2.1. La « double peine » des classes populaires

Sur la période 2017-2019, l'espérance de durée de retraite d'une femme de 30 ans est de 24,3 ans, dont 12,2 ans d'espérance de durée de retraite sans incapacité et 19,0 ans sans incapacité forte. Pour un homme, l'espérance de durée de retraite est de 20,2 ans, dont 10,8 ans sans incapacité et 16,4 ans sans incapacité forte. L'avantage des femmes sur les hommes en matière d'ERSI (1,4 an) est ainsi bien plus faible qu'en matière d'ER (4,1 ans).

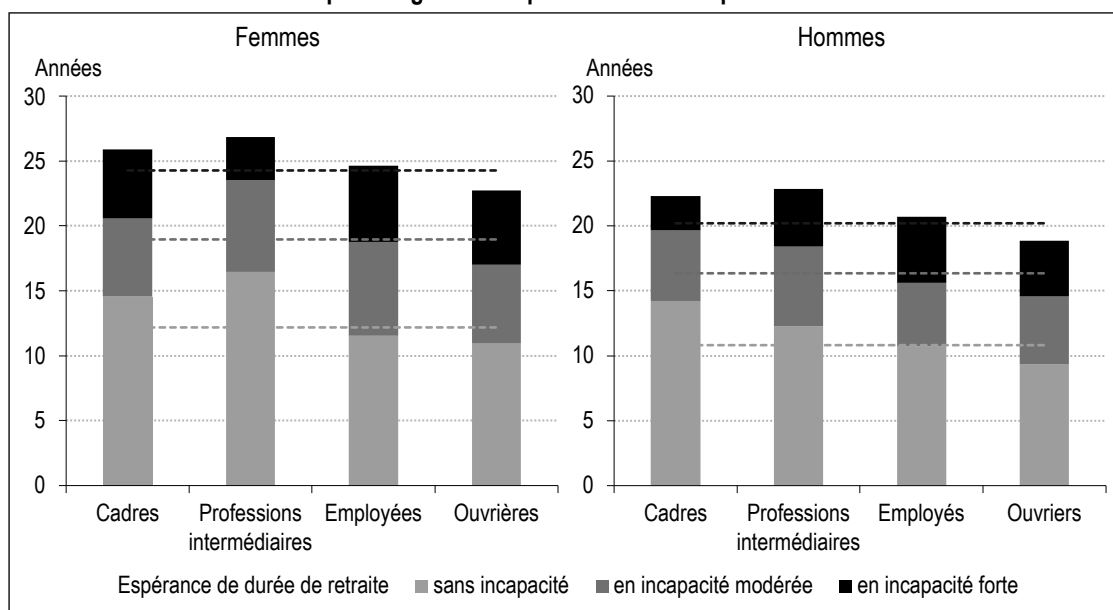
Les catégories populaires, qu'elles soient définies par les catégories employé et ouvrier, ou par un diplôme inférieur au bac, ont une plus faible ER que les catégories supérieures, entendues comme les cadres ou les diplômés du supérieur. Ainsi, un homme ouvrier peut s'attendre à 18,9 années de retraite, soit 3,5 de moins qu'un cadre (figure I).

Mais elles passent aussi moins d'années de retraite sans incapacité : l'espérance de retraite sans incapacité des hommes ouvriers est de 9,3 années, soit 4,9 de moins qu'un cadre. L'écart d'ERSI excède ainsi l'écart d'ER de 1,4 année. De la même manière, un homme sans diplôme peut quant à lui s'attendre à vivre 4,9 ans de retraite de moins qu'un diplômé du supérieur, mais 5,7 années de moins en retraite sans incapacité (figure II). Ainsi, le fait que les ouvriers partent en moyenne plus tôt à la retraite ne permet pas de compenser, d'une part leur plus faible espérance de vie, et d'autre part leur plus forte exposition aux incapacités. Sur les 10,4 années sans incapacité en moins sur l'ensemble de la vie (depuis 30 ans), un peu plus de la moitié sont ainsi « prises » sur la période de retraite.

Le même phénomène est présent chez les femmes. L'écart entre une employée et une cadre est de 1,3 an en termes d'ER, mais de 3,0 ans en termes d'ERSI (si on compare une ouvrière et une cadre, on passe plus modestement de 3,2 à 3,6 ans entre les deux indicateurs, et la différence n'est plus significative). De même, l'écart entre une femme sans diplôme et une diplômée du supérieur est de 5,2 ans en termes d'ER mais de 6,6 ans en termes d'ERSI.

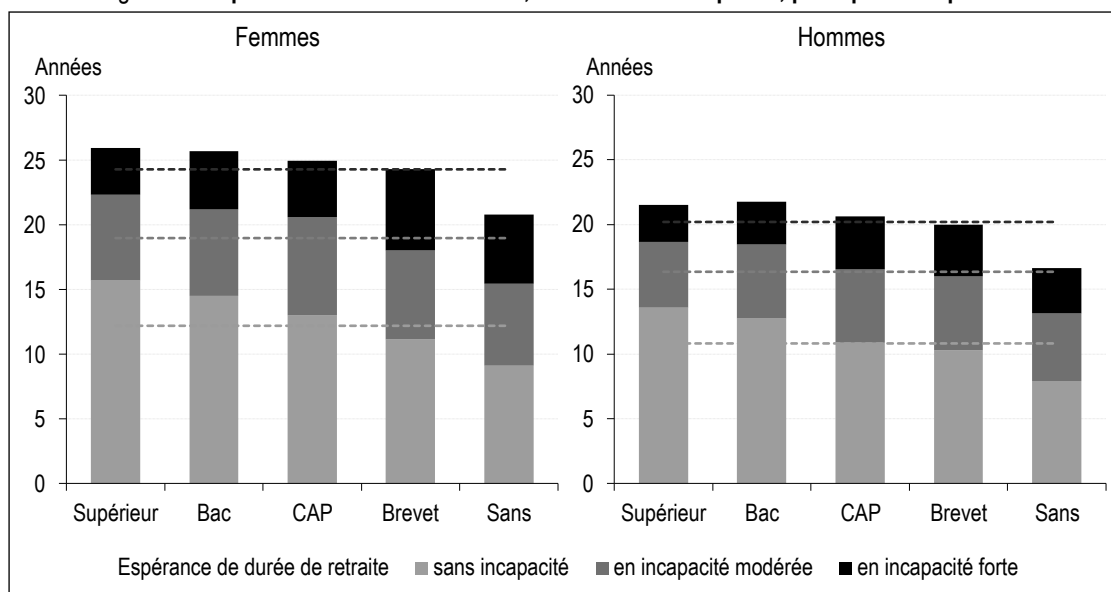
L'expression de « double peine des classes populaires » est inspirée de l'article de Cambois *et al.* (2008) intitulé « La 'double

Figure I – Espérance de durée de retraite, avec et sans incapacité, par catégorie socioprofessionnelle et par sexe



Note : les lignes pointillées représentent, de bas en haut, la moyenne par sexe des espérances de durée de retraite sans incapacité, sans incapacité forte et totale.  
Source : SRCV, 2017-2019 et Tables de mortalité par catégorie sociale, 2017-2019, Insee.

Figure II – Espérance de durée de retraite, avec et sans incapacité, par diplôme et par sexe



Note : les lignes pointillées représentent, de bas en haut, la moyenne par sexe des espérances de durée de retraite sans incapacité, sans incapacité forte et totale.

Source : SRCV, 2017-2019 et Tables de mortalité par diplôme, 2017-2019, Insee.

peine<sup>7</sup> des ouvriers », qui, sur des données de 2003, décrivait un phénomène semblable en matière d'espérance de vie : l'écart entre CS d'espérance de vie sans incapacité était plus important que l'écart d'espérance de vie. Nous montrons que le phénomène reste présent en 2009-2013 et en 2017-2019, et bien que leurs données ne soient pas strictement comparables aux nôtres, nous observons des écarts relativement stables au cours du temps (voir l'Annexe en ligne S2, figure S2-I). Nous montrons aussi qu'il s'observe selon le diplôme (Annexe en ligne S2, figure S2-II). Cette approche par le diplôme permet notamment de capter des écarts d'espérance de vie et de durée de retraite plus importants – l'écart entre une personne sans diplôme et un diplômé du supérieur est plus grand que l'écart entre un ouvrier et un cadre.

Les écarts d'ERSI sont également supérieurs à ceux d'ER si on compare les cadres aux employés ou les diplômés du supérieur aux titulaires du brevet, d'un CAP ou équivalent. C'est le cas aussi en matière d'incapacité forte.

En somme, chez les hommes comme chez les femmes, c'est l'ensemble du gradient social d'espérance de retraite sans incapacité qui est plus important que celui d'espérance de retraite (voir l'Annexe en ligne S2, figures S2-III et S2-IV). La seule exception concerne les femmes de profession intermédiaire, dont l'espérance de durée de retraite totale et sans incapacité est supérieure à celle des femmes cadres.

Lorsqu'on calcule les mêmes indicateurs par CS, mais tous sexes confondus, on observe également le phénomène de « double peine » pour les durées de retraite des ouvriers (voir annexe 4, figure A4-I) : leur écart par rapport aux cadres est de 3,4 ans en matière d'ER, de 4,7 ans en matière d'ERSI. La situation est différente pour les autres catégories puisque tous sexes confondus, l'espérance de retraite des employés et des professions intermédiaires est plus élevée que celle des cadres. Cela s'explique par un effet de composition par sexe : les femmes, qui vivent en moyenne plus longtemps, sont surreprésentées dans ces deux catégories, et sous-représentées parmi les cadres. Lorsqu'on approche la catégorie sociale par le diplôme tous sexes confondus, ces effets de composition sont moins marqués et on observe bien le gradient social d'ER comme le gradient plus important d'ERSI (voir annexe 4, figure A4-II).

## 2.2. Décomposition des écarts

La méthode proposée dans la section 1.2 permet de décomposer les écarts entre catégories en contributions respectives des différences de mortalité, d'incapacité, et de retraite. Les figures III et IV montrent que les écarts d'espérance de durée de retraite entre catégories socioprofessionnelles et entre catégories de diplôme sont essentiellement dus à des écarts de mortalité. Les différences d'âge de départ à la retraite, pour leur part, jouent un rôle partiellement compensateur, surtout chez les hommes.

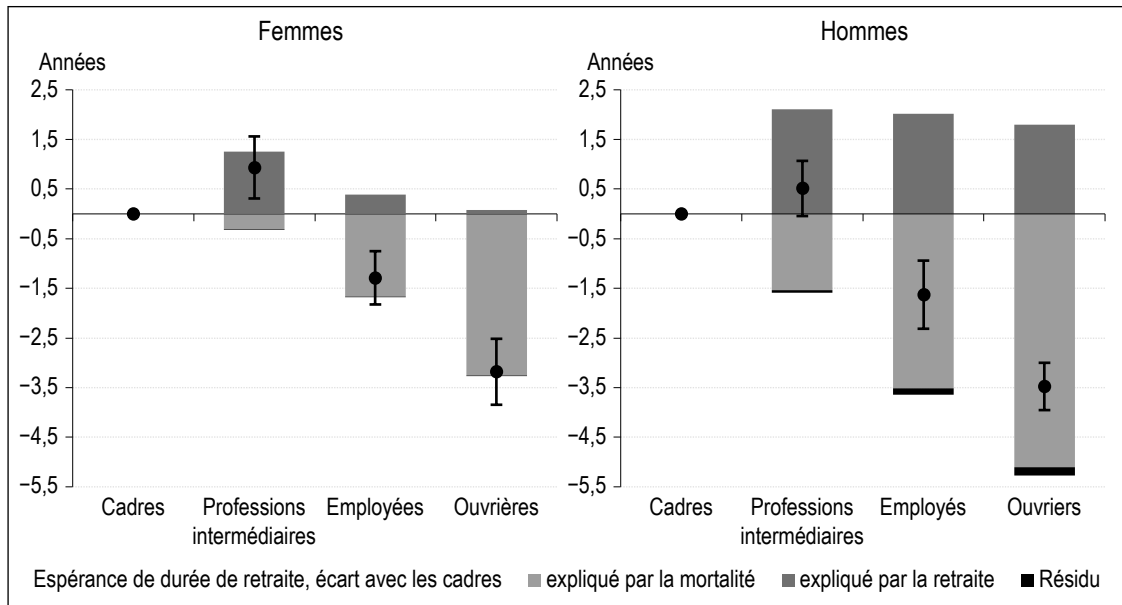
Ainsi, si les hommes ouvriers partaient à la retraite au même âge que les hommes cadres, et ne différaient d'eux que par la mortalité, leur écart d'espérance de retraite passerait de 3,5 à 5,1 années.

C'est ce même effet compensateur de l'âge de départ en retraite qui explique que malgré des quotients de mortalité plus élevés à chaque âge, les hommes (resp. les femmes) de profession intermédiaire bénéficient d'une espérance de

durée de retraite plus élevée que les hommes (resp. les femmes) cadres. Pour ces catégories, l'âge plus précoce de départ à la retraite fait plus que compenser leur moindre espérance de vie<sup>17</sup>.

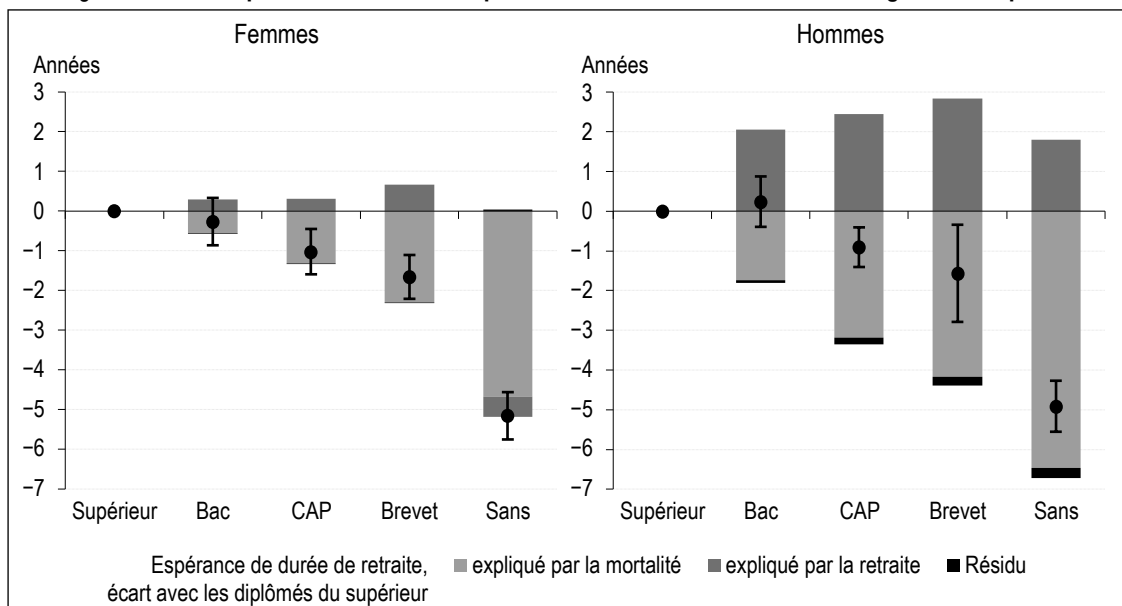
17. Aubert (2024) montre par ailleurs que, de manière générale, l'espérance de vie restante à l'âge du taux plein est plus élevée pour ceux qui atteignent le taux plein plus jeunes. Cela nuance l'idée selon laquelle les réformes des trente dernières années permettant d'anticiper le taux plein ont uniquement bénéficié aux groupes de plus faible espérance de vie.

Figure III – Décomposition de l'écart d'espérance de durée de retraite entre catégories socioprofessionnelles



Source : SRCV, 2017-2019 et Tables de mortalité par catégorie sociale, 2017-2019, Insee.

Figure IV – Décomposition de l'écart d'espérance de durée de retraite entre catégories de diplôme

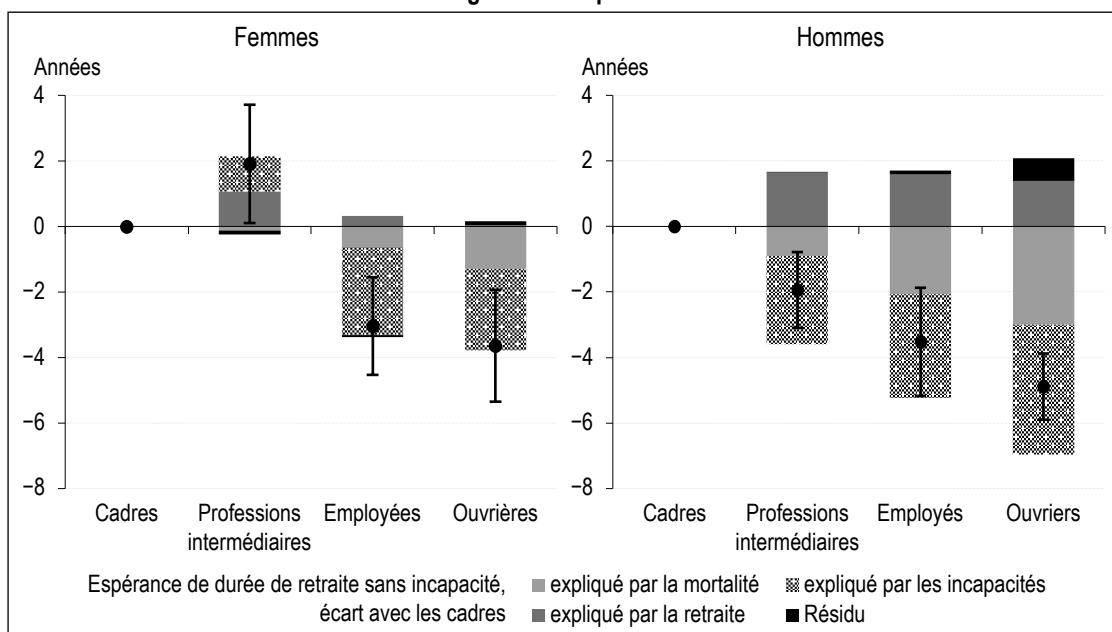


Source : SRCV, 2017-2019 et Tables de mortalité par diplôme, 2017-2019, Insee.

Les figures V et VI reproduisent le même exercice pour les écarts d'espérance de retraite sans incapacité, respectivement entre catégories socioprofessionnelles et entre catégories de diplômes. Ces écarts s'expliquent pour une majeure partie par les différences d'incapacité, et en moindre partie par les différences de mortalité ; l'âge de départ à la retraite joue de nouveau un rôle partiellement compensateur chez les

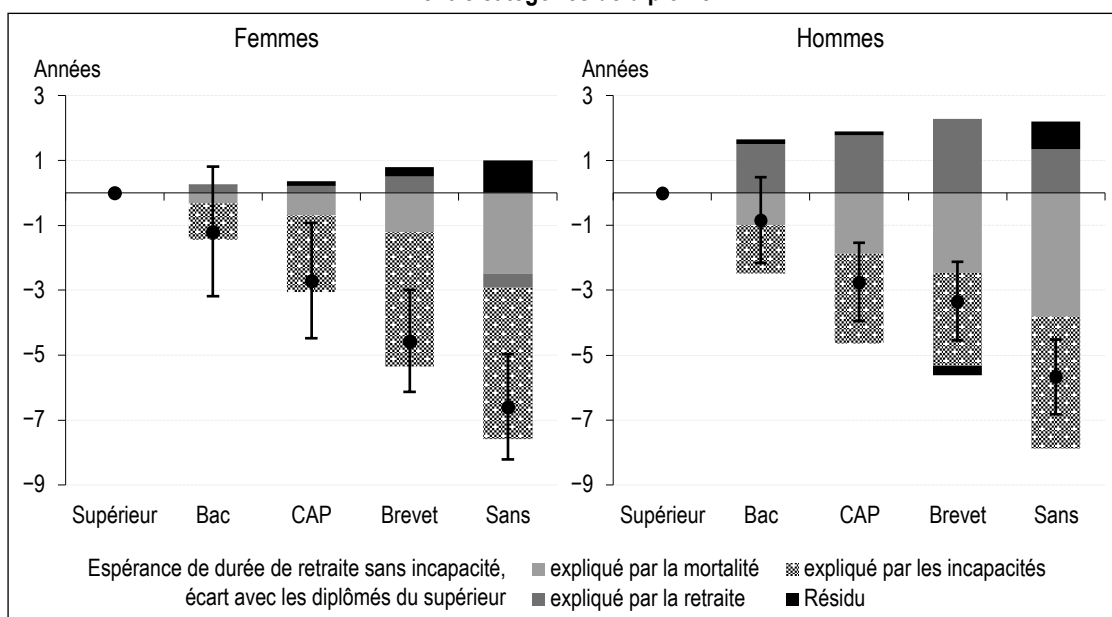
hommes. Par exemple, l'écart d'espérance de retraite sans incapacité entre hommes ouvriers et cadres, de -3,5 ans, se décompose comme suit : -3,2 ans expliqués par les différences d'incapacité, -2,1 ans expliqués par les différences de mortalité, et une compensation de +1,6 an expliquée par les différences d'âge de départ à la retraite.

Figure V – Décomposition de l'écart d'espérance de durée de retraite sans incapacité entre catégories socioprofessionnelles



Source : SRCV, 2017-2019 et Tables de mortalité par catégorie sociale, 2017-2019, Insee.

Figure VI – Décomposition de l'écart d'espérance de durée de retraite sans incapacité entre catégories de diplôme



Source : SRCV, 2017-2019 et Tables de mortalité par diplôme, 2017-2019, Insee.

Chez les femmes, de nouveau, l'effet compensateur de l'âge de départ à la retraite entre catégories socioprofessionnelles est beaucoup plus faible, et les écarts s'expliquent principalement par les différences d'incapacité. Par exemple, entre femmes employées et cadres, l'écart d'espérance de retraite sans incapacité est de  $-3,0$  ans, qui se décompose en  $-2,7$  ans dus aux incapacités,  $-0,6$  an dû à la mortalité, avec un effet compensateur de  $+0,3$  an de l'âge de départ à la retraite.

Notons enfin que le rôle compensateur de l'âge de départ à la retraite s'exerce également selon la dimension du sexe. Les femmes bénéficient, par rapport aux hommes, de  $4,1$  ans d'ER de plus et de  $1,4$  an d'ERSI de plus. La différence dans les âges de départ à la retraite réduit d' $1,0$  an le premier écart, et de  $0,7$  an le second (voir figure A4-III en annexe). Cela s'explique par le départ plus tardif des femmes, dû à des interruptions de carrière plus fréquentes retardant l'accumulation des annuités nécessaires à l'obtention du taux plein de pension (voir par exemple Bonnet *et al.*, 2006).

### 2.3. Évolution agrégée de l'ER et de l'ERSI

Comment les indicateurs étudiés ici évoluent-ils entre nos deux périodes, 2009-2013 et 2017-2019 ? On sait qu'au cours des années 2010, les départs à la retraite se sont faits de plus en plus tard, du fait de débuts de carrière plus tardifs, mais aussi de la mise en œuvre de plusieurs réformes des retraites : la réforme Woerth de 2010 programme le décalage de l'âge légal de départ de 60 à 62 ans sur la période 2011-2016 et le décalage de l'âge d'annulation de la décote de 65 à 67 ans à partir de 2016 ; la réforme Touraine de 2014 programme l'augmentation de la durée de cotisation nécessaire à l'obtention du taux plein, précédemment égale à 41,5 ans, à raison d'un trimestre tous les trois ans ; le dispositif de retraite anticipée pour carrière longue est modifié à plusieurs reprises<sup>18</sup>.

De fait, on observe une baisse de l'espérance de durée de retraite, plus prononcée chez les femmes ( $-0,4$  an) que chez les hommes ( $-0,2$  an, non significatif) entre nos deux périodes. Cette évolution de la durée de retraite était anticipée (Aubert & Rabaté, 2014, p. 79) et a déjà été confirmée, en particulier par le Conseil d'Orientation des Retraites (COR) dont le rapport annuel suit un indicateur de durée de retraite définie comme différence entre l'espérance de vie et l'âge conjoncturel de départ en retraite (Conseil d'orientation des retraites, 2024, p. 123)<sup>19</sup>. C'est donc un résultat connu que nous confirmons

avec l'indicateur d'ER, qui prend en compte les décès avant l'âge de la retraite et qui, pour cette raison (voir Annexe en ligne S1) ne se superpose pas parfaitement avec les indicateurs de durée de retraite tels que ceux utilisés par le COR.

La méthode de décomposition de la section 1.2 permet de quantifier les deux forces à l'œuvre au cours de cette période : la contribution négative des départs plus tardifs à la retraite est compensée en partie seulement par la contribution positive (plus forte chez les hommes) de la réduction de la mortalité. Ainsi, si le taux de retraités à chaque âge était resté constant au cours du temps, la baisse de la mortalité aurait engendré au cours de la période une hausse de l'ER des hommes de  $1,0$  an, au lieu de la baisse observée (figure VII).

L'espérance de durée de retraite sans incapacité (figure VIII), pour sa part, augmente chez les femmes ( $+0,6$  an) et diminue chez les hommes ( $-0,3$  an, non significatif). Pour les deux sexes, l'âge de la retraite contribue négativement ; c'est une évolution favorable de la survie aux âges de retraite sans incapacité qui explique l'évolution nette positive chez les femmes.

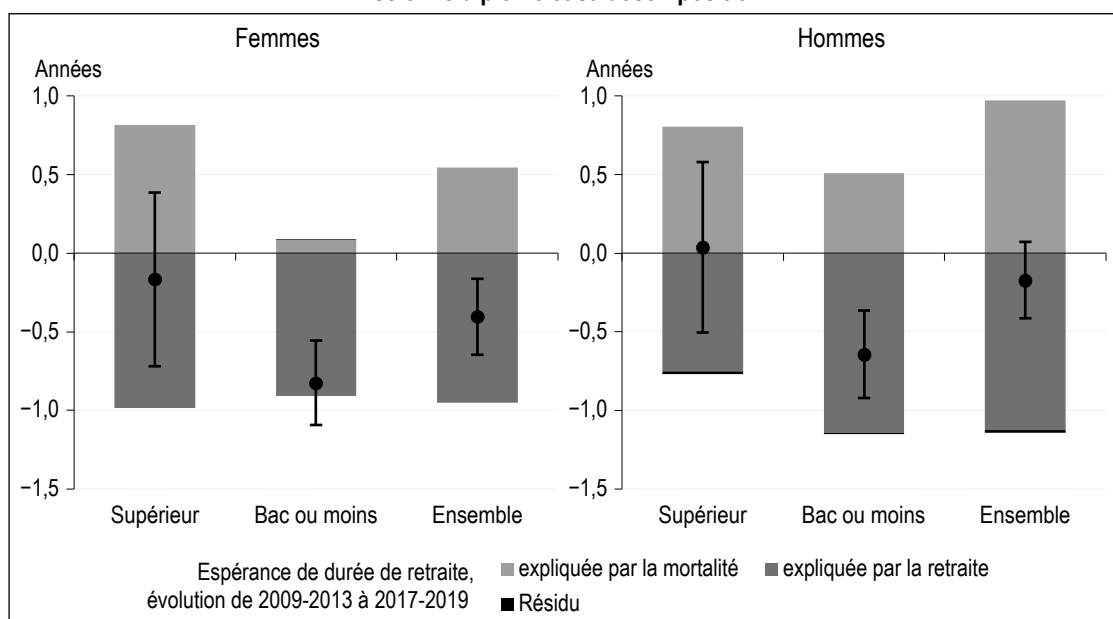
### 2.4. Creusement des écarts selon le diplôme

Les figures VII et VIII montrent que l'évolution des ER et des ERSI n'est pas homogène par niveau de diplôme : les diplômés du supérieur bénéficient d'une évolution de l'ER et de l'ERSI plus favorable que la moyenne, alors que les autres catégories de diplôme, réunies dans la catégorie « Baccalauréat ou moins », connaissent une évolution moins favorable. En particulier, la baisse de l'ER dans cette catégorie est, chez les femmes ( $-0,8$  an) comme chez les hommes ( $-0,6$  an), au moins deux fois plus forte que la moyenne.

L'écart entre les diplômés du supérieur et les titulaires du baccalauréat ou moins a ainsi crû entre les deux périodes, en matière d'ER, de  $0,7$  an chez les hommes comme chez les femmes. En matière d'ERSI, l'augmentation de l'écart entre ces catégories de diplôme, de  $1,2$  an chez les hommes et  $1,3$  an chez les femmes, n'est pas significative.

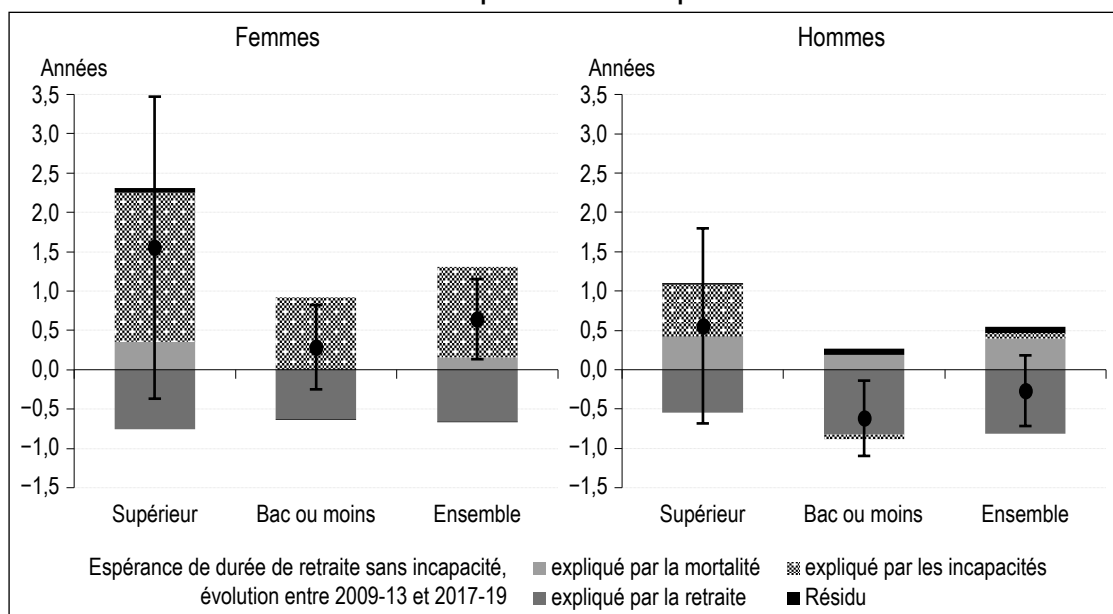
18. Ses conditions sont d'abord durcies en 2009, puis à l'inverse étendues en 2012, conduisant à atténuer l'effet de la hausse de l'âge légal de départ.  
19. Ces travaux montrent aussi que cette baisse peut être vue comme un renversement des gains de durée de retraite acquis durant la décennie précédente. Le champ de notre étude commençant à la veille de la réforme des retraites de 2010, nous ne pouvons ici observer ce phénomène.

Figure VII – Évolution de l'espérance de durée de retraite entre 2009-2013 et 2017-2019 selon le diplôme et sa décomposition



Source : SRCV, 2009-2013 et 2017-2019 et Tables de mortalité par diplôme, 2009-2013 et 2017-2019, Insee.

Figure VIII – Évolution de l'espérance de durée de retraite sans incapacité entre 2009-2013 et 2017-2019 selon le diplôme et sa décomposition

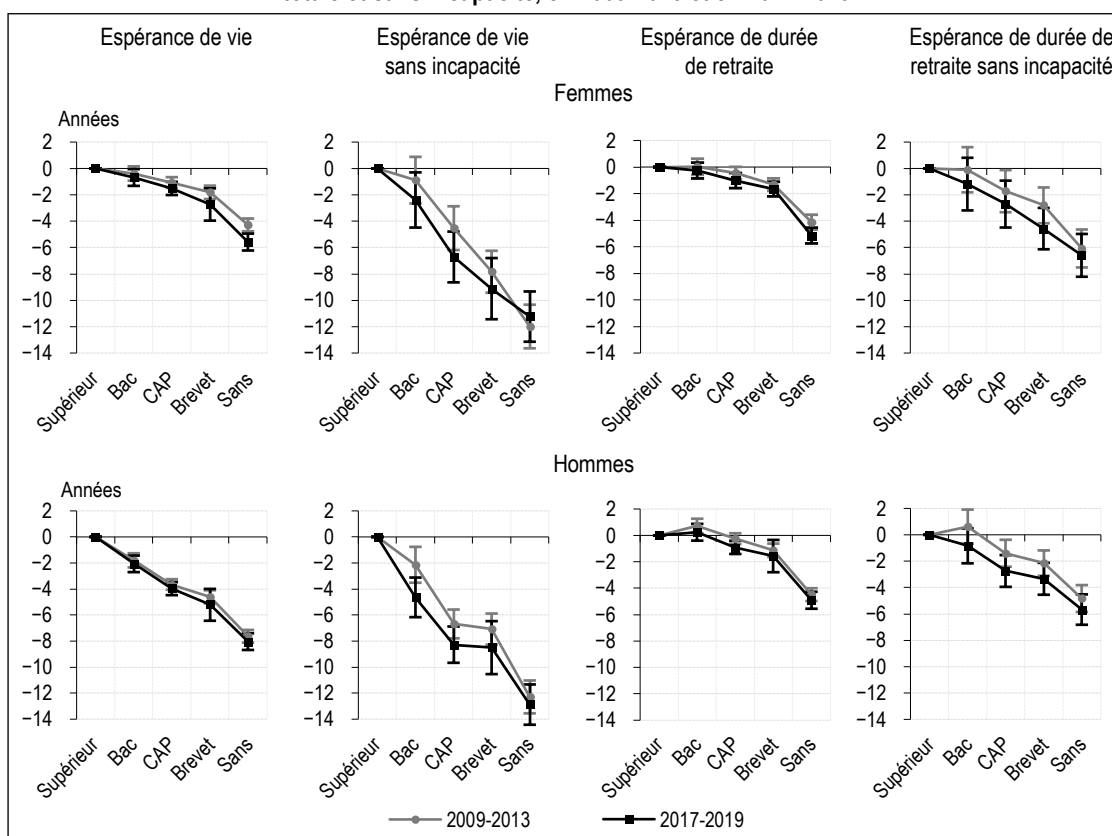


Source : SRCV, 2009-2013 et 2017-2019 et Tables de mortalité par diplôme, 2009-2013 et 2017-2019, Insee.

En somme, comme le montre la figure IX, entre 2009-2013 et 2017-2019, chez les hommes comme chez les femmes, le gradient en fonction du diplôme s'est creusé, en termes d'espérance de durée de retraite totale et sans incapacité, mais aussi en termes d'espérance de vie totale et sans incapacité.

Les évolutions par CS laissent moins prise à une conclusion univoque. Les résultats sont présentés en annexe 4 (voir figures A4-V et A4-VI) : le gradient d'espérance de durée de retraite selon la CS est à peu près stable pour les deux sexes ; en matière d'espérance de durée de retraite sans incapacité, il diminue chez les femmes, mais augmente chez les hommes.

Figure IX – Écart par rapport aux diplômés du supérieur d'espérance de vie et de durée de retraite, totale et sans incapacité, en 2009-2013 et en 2017-2019



Source : SRCV, 2009-2013 et 2017-2019 et Tables de mortalité par diplôme, 2009-2013 et 2017-2019, Insee.

### 3. Discussion et limites

#### 3.1. Les incapacités en logement non ordinaire

La présente analyse repose sur des données d'enquêtes, traditionnellement réalisées dans les logements ordinaires, c'est-à-dire en excluant les institutions, foyers, communautés. En 2021, 5 % des 65 ans ou plus vivent hors logement ordinaire<sup>20</sup>, pour 97 % d'entre eux en établissement d'hébergement pour personnes âgées dépendantes (EHPAD) ou en maison de retraite (Daguet, 2025). Or, en 2019, 85 % des personnes vivant en EHPAD étaient en perte d'autonomie au sens de la grille autonomie gérontologique, groupes iso-ressources (AGGIR) (Balavoine, 2022). Si cette grille ne se recoupe pas exactement avec l'indicateur GALI, on peut cependant estimer qu'une très grande majorité des personnes en établissement d'hébergement pour personne âgée, et donc des seniors vivant hors logement ordinaire, sont en situation d'incapacité.

L'utilisation de données d'enquête en logement ordinaire tend donc à sous-estimer, aux âges avancés, la part de personnes en situation

d'incapacité. La fréquentation en EHPAD étant socialement différenciée (les anciens ouvriers y sont notamment plus nombreux, Roy (2023)), cela peut avoir un impact sur la mesure des inégalités sociales d'espérance de durée de retraite sans incapacité.

Pour vérifier l'impact de ce phénomène sur nos résultats, nous mobilisons les données du recensement afin de mesurer le taux de résidence hors logement ordinaire par fine tranche d'âge, sexe et diplôme<sup>21</sup> (figure X). Cela nous permet d'ajuster notre distribution des taux d'incapacité par âge et catégorie, en faisant l'hypothèse la plus défavorable selon laquelle l'ensemble des personnes hors logement ordinaire sont, après 70 ans, en situation d'incapacité.

L'impact sur les estimations d'ERSI varie de -0,2 année à -1,1 année selon le sexe et la catégorie de diplôme. Il est plus fort pour les femmes, qui atteignent des âges plus avancés et

20. Cette part monte rapidement à partir des âges les plus avancés : elle est de 19 % pour les 85 ans ou plus, et de 42 % pour les 95 ans ou plus.

21. La dernière profession déclarée n'est pas disponible dans nos données. C'est pourquoi nous ne pouvons pas faire cette analyse par PCS, car la plupart des gens sont classés en PCS « Retraité(e) », passé un certain âge. Pour la part de personnes vivant hors logement ordinaire selon le groupe social, voir Daguet (2025).

passent une plus grande part de leur temps en institution<sup>22</sup>. Pour les mêmes raisons, il est plus fort pour les diplômés du supérieur, mais l'écart avec les autres catégories de diplôme est moins fort qu'entre sexes.

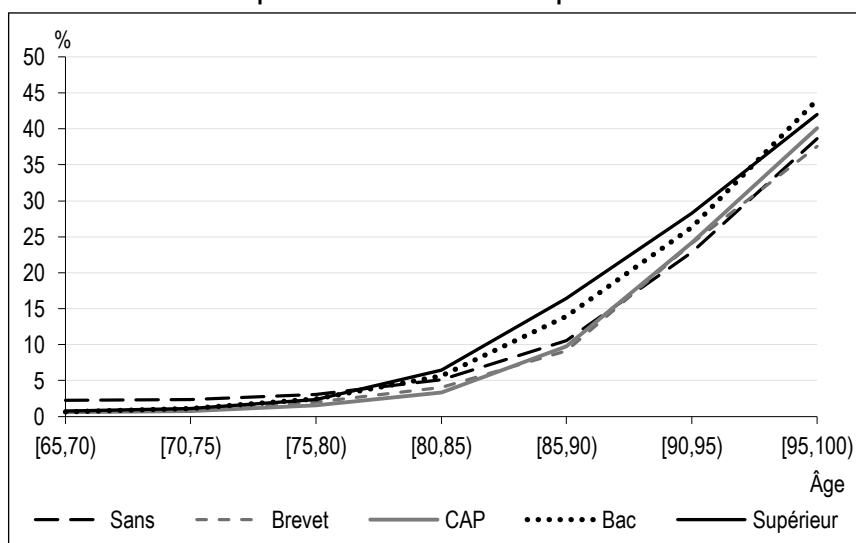
En conséquence, les résultats principaux ne sont pas beaucoup modifiés par cette variation : les différences d'ERSI entre hommes diplômés du supérieur et sans diplôme passent de 5,7 ans à 5,5 ans, et de 6,6 ans à 5,9 ans chez les femmes (figure XI).

### 3.2. Inégalités selon la CS ou selon le diplôme

Dans cet article, nous présentons des inégalités d'espérance de durée de retraite sans incapacité par catégorie socioprofessionnelle et diplôme le plus élevé obtenu. Si les raisonnements selon ces deux dimensions sont proches, ils ne sont pas équivalents.

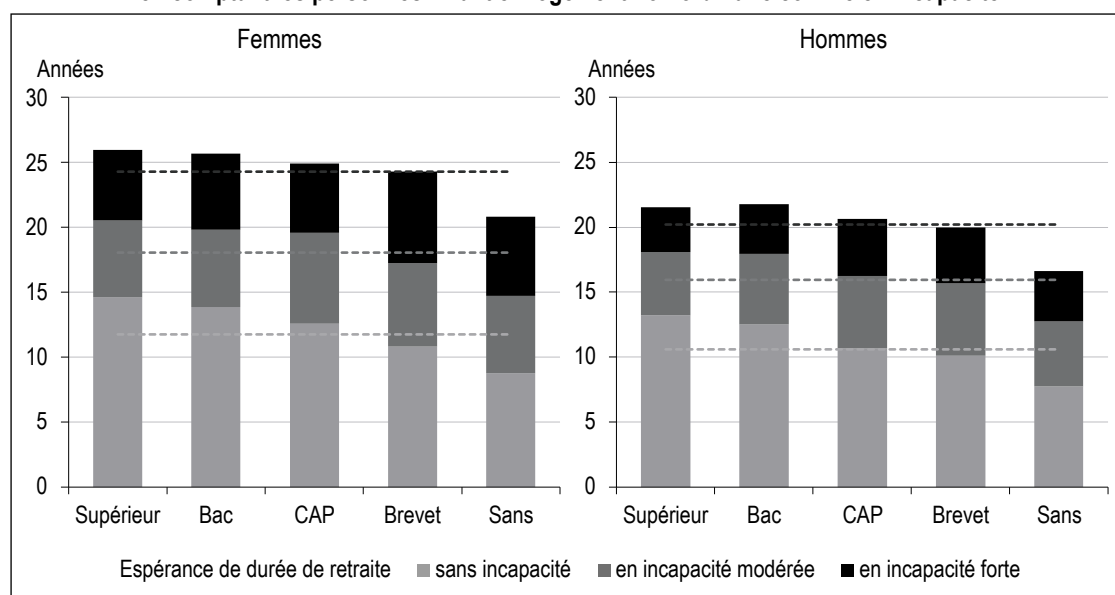
22. Elles sont d'ailleurs largement majoritaires en établissement d'hébergement pour personnes âgées (72,8 % en 2019, Balavoine, 2022).

Figure X – Part des personnes vivant hors logement ordinaire selon l'âge pour différents niveaux de diplôme



Source : Recensement, 2019, Insee.

Figure XI – Espérance de durée de retraite, avec et sans incapacité, par diplôme et par sexe, en comptant les personnes vivant en logement non ordinaire comme en incapacité



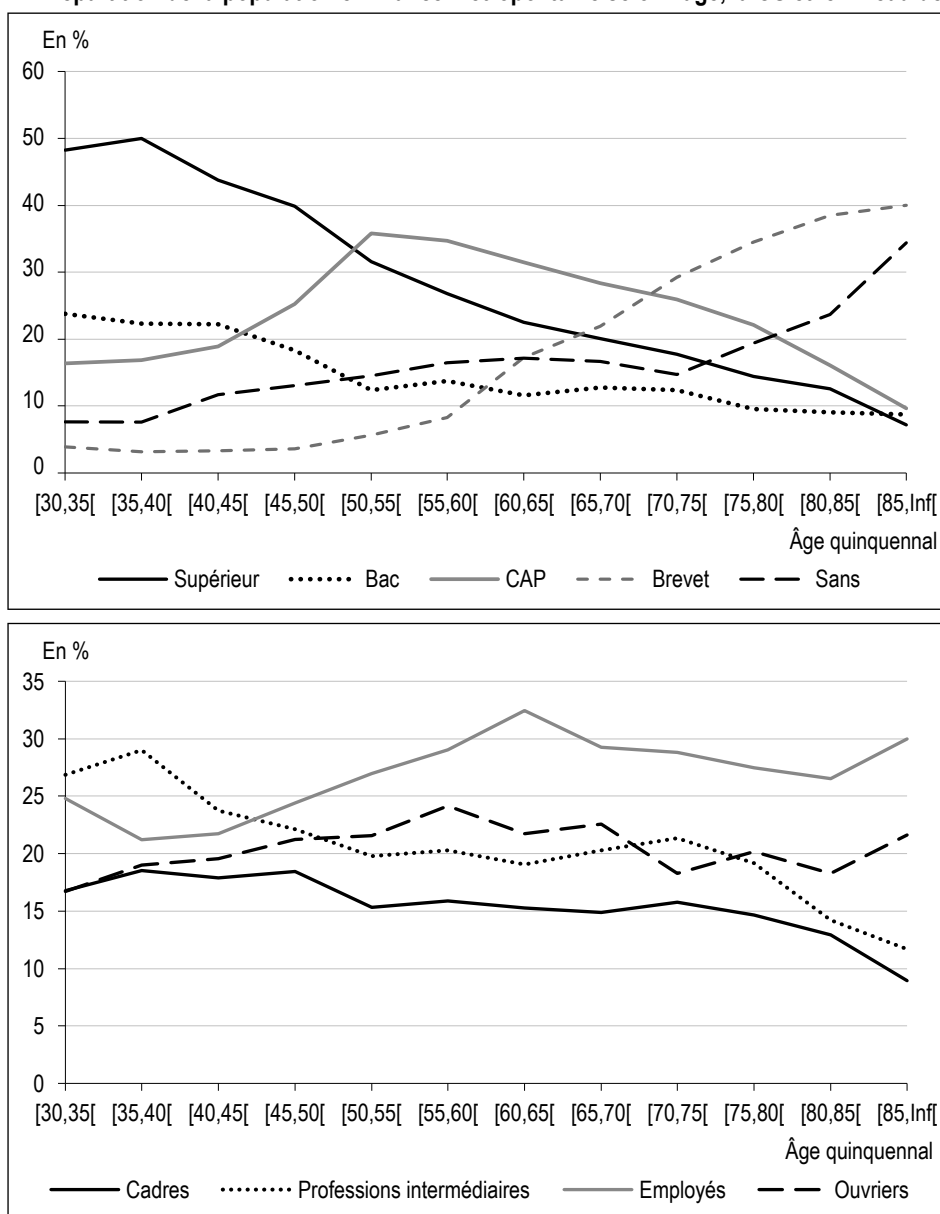
Source : SRCV, 2017-2019, Tables de mortalité par diplôme, 2017-2019 et Recensement, 2019, Insee.

Le diplôme et la catégorie socioprofessionnelle sont tous deux relativement corrélés à la situation socioéconomique de la personne, et sont donc corrélés aux espérances de vie et aux incapacités. Ils n'influent toutefois pas nécessairement de la même manière sur la santé des personnes : Geyer *et al.* (2006) montrent par exemple que le diplôme est plus corrélé à certaines pathologies que la catégorie socio-professionnelle, et au contraire moins pour d'autres pathologies.

Le raisonnement par catégorie socioprofessionnelle permet de prolonger les résultats déjà établis en France sur l'espérance de vie sans incapacité (Cambois *et al.*, 2020) et

sur l'espérance de durée de retraite (Bonnet *et al.*, 2023). Il présente cependant l'inconvénient, dans le cas présent, d'être restreint aux quatre catégories cadres, professions intermédiaires, employés et ouvriers pour des raisons de taille d'échantillon (les agriculteurs et les artisans-commerçants-chefs d'entreprise sont trop peu nombreux pour permettre une analyse). Par ailleurs, la catégorie socioprofessionnelle est moins pertinente pour distinguer les femmes des générations les plus anciennes, dont une part significative n'a pas exercé d'activité professionnelle (c'est le cas de 10 % des femmes de 65 ans ou plus et de 15 % des femmes de 80 ans ou plus en 2019).

Figure XII – Répartition de la population en France métropolitaine selon l'âge, la CS et le niveau de diplôme



Source : SRCV 2019, Insee.

Le diplôme a l'avantage de s'obtenir tôt et de concerner l'ensemble de la population. Par ailleurs, il est plus aisément comparable entre pays : c'est par exemple la variable utilisée par Mäki *et al.* (2013) pour comparer les inégalités sociales d'espérance de vie sans incapacité dans 8 pays de l'Union européenne. La catégorie socioprofessionnelle, elle, nécessite un retraitement non trivial pour être convertie en catégories internationalement comparables. Dans une étude sur les quotients de mortalité selon la catégorie socioéconomique, Mackenbach *et al.* (2008) arrivent ainsi à comparer 19 pays sur la base du diplôme, mais seulement 9 sur la base de la catégorie socioprofessionnelle.

À l'échelle individuelle, le diplôme est une mesure plus stable dans le temps que la catégorie socioprofessionnelle, qui peut évoluer au cours de la carrière. Cependant, l'élévation générale du niveau de diplôme dans la population fait que la part de diplômés du supérieur est drastiquement plus faible aux âges les plus avancés (pour les générations les plus anciennes) : ils y représentent donc une catégorie beaucoup plus spécifique (figure XII). De même, la part de personnes ayant au plus le brevet des collèges est beaucoup plus importante pour ces âges. Ce phénomène se retrouve aussi pour les CS : les cadres et les professions intermédiaires sont beaucoup moins fréquents pour les générations anciennes.

Parmi les 60 ans ou plus, qui nous intéressent pour le calcul de nos indicateurs, les ouvriers représentent une part de la population proche de la part des personnes n'ayant aucun diplôme (respectivement 21 % et 19 %). La répartition selon les âges n'est cependant pas la même : la part des personnes sans diplôme est beaucoup plus élevée au-delà de 80 ans, alors que la part d'ouvriers est relativement stable. Ce problème se pose aussi, dans une moindre mesure, pour les CS, car la proportion de cadres et de professions intermédiaires est moins forte aux âges avancés : elles représentent donc une population plus spécifique que pour les âges en début de retraite. L'interprétation de l'espérance de durée retraite est donc plus délicate dans ces situations où la catégorie évolue au fil des générations.

\* \*  
\*

En combinant les tables de mortalité de l'Insee et des questions sur la retraite et les incapacités dans l'enquête Statistiques sur les ressources et les conditions de vie des ménages, nous

calculons sur plusieurs années l'espérance de durée de retraite avec et sans incapacité en France. Nous la déclinons par sexe, par catégorie socioprofessionnelle et par niveau de diplôme. Nous mettons en évidence un phénomène de « double peine » des catégories populaires vis-à-vis des catégories supérieures, qu'elles soient appréhendées par le diplôme ou par la catégorie socioprofessionnelle : elles pâtissent d'une espérance de retraite plus faible et peuvent s'attendre à en passer une plus grande partie en situation d'incapacité.

Les écarts d'espérance de durée de retraite entre catégories socioprofessionnelles ou entre diplômes s'expliquent principalement par les différences de mortalité, alors que les écarts d'espérance de durée de retraite sans incapacité s'expliquent principalement par les différences en termes d'incapacité. Chez les hommes, les catégories supérieures partent plus tard à la retraite, ce qui contribue à réduire sans les annuler ces gradients.

Le départ à la retraite plus précoce des ouvriers leur permet d'obtenir un temps de retraite sans incapacité supplémentaire par rapport aux cadres, mais cela est plus que compensé par leur mortalité plus importante et leur plus forte exposition aux incapacités. On observe également que les femmes, qui bénéficient d'une espérance de durée de retraite significativement plus importante que les hommes grâce à leur plus grande espérance de vie, en passent une plus forte proportion en incapacité. L'avantage des femmes sur les hommes est donc bien moindre en matière d'espérance de durée de retraite sans incapacité qu'en matière d'espérance de durée de retraite.

Entre 2009-2013 et 2017-2019, nous montrons que les départs à la retraite plus tardifs ont réduit l'espérance de durée de retraite des hommes comme des femmes malgré une moindre mortalité, mais que les améliorations en matière de réduction des incapacités ont permis une hausse de l'espérance de durée de retraite sans incapacité. Ces évolutions agrégées cachent cependant des disparités, en particulier selon le diplôme : chez les hommes comme chez les femmes, le gradient par diplôme d'espérance de vie et de durée de retraite, totales et sans incapacité, s'est accentué entre 2009-2013 et 2017-2019.

Les analyses à partir de l'indicateur d'espérance de durée de retraite, de son évolution et sa distribution selon différentes catégories de population peuvent ainsi être enrichies par la prise en compte des années vécues en situation d'incapacité. À l'issue de cette recherche, il nous paraît

pertinent de proposer l'intégration des indicateurs d'espérance de durée de retraite totale et sans incapacité à la panoplie dont disposent les institutions publiques d'observation du système

de retraite en France, afin de suivre leur évolution et leur distribution et contribuer à éclairer les débats sur l'équité inter- et intragénérationnelle du système de retraite. □

**Lien vers l'Annexe en ligne :**

[www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/9008701/ES549\\_Blasco-Lojkine\\_Annexe-en-ligne.pdf](http://www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/9008701/ES549_Blasco-Lojkine_Annexe-en-ligne.pdf)

---

## BIBLIOGRAPHIE

**Aubert, P. (2020).** Les personnes ayant des incapacités quittent le marché du travail plus jeunes mais liquident leur retraite plus tard. DREES, *Études et Résultats* N° 1143.

<https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/publications/etudes-et-resultats/les-personnes-ayant-des-incapacites-quittent-le-marche-du-travail>

**Aubert, P. (2022).** Comment évolue la durée de retraite sans incapacité ? Billet de blog.

<https://patrickaubert.netlify.app/post/2022-09-10-ev-retr-incapacites>

**Aubert, P. (2024).** Trente ans de réformes abaissant l'âge de départ à la retraite à taux plein : quelles conséquences sur les inégalités de durée de retraite ? *Les Dossiers de la DREES* N° 125.

[https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/publications-communique-de-presse/les-dossiers-de-la-drees/241126\\_DD\\_reformes-retraites](https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/publications-communique-de-presse/les-dossiers-de-la-drees/241126_DD_reformes-retraites)

**Aubert, P. (2025).** Allowing People with Lower Life Expectancies to Retire Earlier: What Are the Outcomes of the Reforms Implemented in France Since 1970? *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 546, 39–57. <https://doi.org/10.24187/ecostat.2025.546.2132>

**Aubert, P. & Rabaté, S. (2014).** Durée passée en carrière et durée de vie en retraite : quel partage des gains d'espérance de vie ? *Économie et Statistique*, 474, 69–95. <https://doi.org/10.3406/estat.2014.10511>

**Balavoine, A. (2022).** Des résidents de plus en plus âgés et dépendants dans les établissements d'hébergement pour personnes âgées. DREES, *Études et Résultats* N° 1237.

<https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/publications-communique-de-presse/etudes-et-resultats/des-residents-de-plus-en-plus-ages-et>

**Blanpain, N. (2024a).** L'espérance de vie par catégorie sociale et par diplôme jusqu'en 2020-2022. Méthode. Insee, *Document de Travail* N° 2024-17. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/8219333>

**Blanpain, N. (2024b).** Les écarts d'espérance de vie entre cadres et ouvriers : 5 ans chez les hommes, 3 ans chez les femmes. *Insee Première* N° 2005. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/8220688>

**Bonnet, C., Buffeteau, S. & Godefroy, P. (2006).** Disparités de retraite entre hommes et femmes : quelles évolutions au fil des générations ? *Économie et Statistique*, 398-399, 131–148.

<https://doi.org/10.3406/estat.2006.7120>

**Bonnet, F., Camarda, C., Cambois, E. & Merville, O. (2023).** Les ouvriers vivent moins longtemps que les cadres : combien de temps passent-ils à la retraite et en (in)activité ? *Population & Sociétés* N° 611(5), 1–4.

<https://doi.org/10.3917/popsoc.611.0001>

**Camarda, C. (2012).** MortalitySmooth: An R Package for Smoothing Poisson Counts with P-Splines. *Journal of Statistical Software*, 50, 1–24. <https://doi.org/10.18637/jss.v050.i01>

**Cambois, E., Brønnum-Hansen, H., Hayward, M. & Nusselder, W. J. (2020).** Monitoring Social Differentials in Health Expectancies. In: C. Jagger *et al.* (Ed.), *International Handbook of Health Expectancies*, pp. 45–66. New York: Springer. [https://doi.org/10.1007/978-3-030-37668-0\\_4](https://doi.org/10.1007/978-3-030-37668-0_4)

**Cambois, E., Grobon, S., Robine, J.-M. & Van Oyen, H. (2015).** Faut-il changer la formulation des indicateurs de "limitations d'activité" ? Une comparaison de quatre variantes de formulation du GALI. DREES, *Dossiers Solidarité et Santé* N° 70.

<https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/publications/dossiers-solidarite-et-sante-1998-2016/faut-il-changer-la-formulation-des-indicateurs>

- Cambois, E., Laborde, C. & Robine, J.-M. (2008).** La “double peine” des ouvriers : plus d’années d’incapacité au sein d’une vie plus courte. *Population & Sociétés*, 441(1), 1–4. <https://doi.org/10.3917/popsoc.441.0001>
- Cambois E., Laborde, C., Romieu, I. & Robine, J.-M. (2011).** Occupational inequalities in health expectancies in France in the early 2000s: Unequal chances of reaching and living retirement in good health. *Demographic Research*, 25, 407–436. <https://doi.org/10.4054/DemRes.2011.25.12>
- Caroli E., Pollak, C. & Roger, M. (2023).** Effets sur la consommation de soins d’un report de l’âge de départ à la retraite annoncé en fin de carrière. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 538, 49–67. <https://doi.org/10.24187/ecostat.2023.538.2092>
- Cazenave-Lacrouz, A. & Godet, F. (2016).** L’espérance de vie en retraite sans incapacité sévère devrait être stable pour les générations nées entre 1960 et 1990. In: *France, portrait social*, coll. Insee Références, pp. 107–120. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/2492175?sommaire=2492313>
- Conseil d’orientation des retraites (2015).** *Les retraités : un état des lieux de leur situation en France* (13<sup>e</sup> rapport). <https://www.cor-retraites.fr/rapports-du-cor/rapport-thematique-novembre-2015-retraites-etat-lieux-leur-situation-france>
- Conseil d’orientation des retraites (2024).** *Rapport annuel. Évolutions et perspectives des retraites en France*. <https://www.cor-retraites.fr/rapports-du-cor/rapport-annuel-cor-juin-2024-evolutions-perspectives-retraites-france>
- Daguet, F. (2025).** En 2021, une personne de 65 ans ou plus sur trois vit dans son logement. *Insee Première* N° 2040. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/8349408>
- Dauphin, L. & Eideliman, J.-S. (2021).** Élargir les sources d’étude quantitative de la population handicapée : Que vaut l’indicateur “GALI” ? *Les Dossiers de la DREES* N° 74. <https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/publications/les-dossiers-de-la-drees/elargir-les-sources-detude-quantitative-de-la-population>
- Deauvieu, J. & Dumoulin, C. (2010).** La mobilité socioprofessionnelle des professions intermédiaires : fluidité, promotion et déclassement. *Économie et Statistique*, 431, 57–72. <https://doi.org/10.3406/estat.2010.8074>
- Deroyon, T. (2024).** L’espérance de vie sans incapacité à 65 ans est de 12 ans pour les femmes et de 10,5 ans pour les hommes en 2023. *DREES, Études & Résultats* N°1323. [https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/publications-communique-de-presse/etudes-et-resultats/241231\\_ER\\_esperance-de-vie-sans-incapacite-65](https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/publications-communique-de-presse/etudes-et-resultats/241231_ER_esperance-de-vie-sans-incapacite-65)
- Fillon, F. (2003).** Exposé des motifs de la loi n° 2003-775 du 21 août 2003 portant réforme des retraites. Présentation du projet de loi à l’Assemblée nationale. <https://www.assemblee-nationale.fr/12/projets/pl0885.asp>
- Galenkamp, H., Braam, A.W., Huisman, M., Deeg, D.J.H. (2020).** Self-Rated Health: When and How to Use It in Studies Among Older People? In: Jagger, C., Crimmins, E.M., Saito, Y., De Carvalho Yokota, R.T., Van Oyen, H., Robine, JM. (eds), *International Handbook of Health Expectancies*, pp. 173–181, vol. 9. Springer, Cham. [https://doi.org/10.1007/978-3-030-37668-0\\_12](https://doi.org/10.1007/978-3-030-37668-0_12)
- Geyer, S., Hemström, Ö, Peter, R, Vågerö, D. (2006).** Education, income, and occupational class cannot be used interchangeably in social epidemiology. Empirical evidence against a common practice. *Journal of Epidemiology and Community Health*, 60, 804–810. <https://doi.org/10.1136/jech.2005.041319>
- Jagger, C., Hauet, E. & Brouard, N. (2001).** Health Expectancy Calculation by the Sullivan Method: A Practical Guide. *REVES Paper* N° 408. [https://ec.europa.eu/health/ph\\_information/indicators/docs/sullivan\\_en.pdf](https://ec.europa.eu/health/ph_information/indicators/docs/sullivan_en.pdf)
- Leinonen, T., Martikainen, P. & Myrskylä, M. (2018).** Working Life and Retirement Expectancies at Age 50 by Social Class: Period and Cohort Trends and Projections for Finland. *The Journals of Gerontology: Series B*, 73(2), 302–313. <https://doi.org/10.1093/geronb/gbv104>
- Leridon, H. & Toulemon, L. (1997).** *Démographie : approche statistique et dynamique des populations*. Paris: Economica.
- Lièvre, A., Jusot, F., Barnay, T., Brouard, N., Robine J.-M., Brieu, M.-A. & Forette, F. (2008).** Espérances de vie professionnelle en santé : Méthodes de calcul et application à 13 pays d’Europe. *Rapports de l’IRDES* N° 543. <https://www.irdes.fr/EspaceRecherche/BiblioResumeEtSommaire/2008/rap1709.htm>
- Lojkin, U. (2022).** Une retraite pour les morts ? Note de recherche. <https://hal.science/hal-03770357v1>
- Louvel, A. & Monirijavid, S. (2024).** Perte d’autonomie à domicile : les seniors moins souvent concernés en 2022 qu’en 2015. Premiers résultats de l’enquête Autonomie 2022. *DREES, Études et Résultats* N° 1318. [https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/publications-communique-de-presse/etudes-et-resultats/241114\\_ER\\_perte-autonomie-seniors](https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/publications-communique-de-presse/etudes-et-resultats/241114_ER_perte-autonomie-seniors)
- Mackenbach, J. P., Stirbu, I., Roskam, A. R., Schaap, M. M., Menvielle, G., Leinsalu, M. & Kunst, A. E. (2008).** Socioeconomic Inequalities in Health in 22 European Countries. *New England Journal of Medicine*, 358(23), 2468–2481. <https://doi.org/10.1056/nejmsa0707519>

- Mäki, N., Martikainen, P., Eikemo, T., Menvielle, G., Lundberg, O., Östergren, O., Jasilionis, D. & Mackenbach, J. P. (2013).** Educational differences in disability-free life expectancy: A comparative study of long-standing activity limitation in eight European countries. *Social Science and Medicine*, 94, 1–8. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2013.06.009>
- Nusselder, W. J. & Looman, C. W. N. (2004).** Decomposition of differences in health expectancy by cause. *Demography*, 41(2), 315–334. <https://doi.org/10.1353/dem.2004.0017>
- Preston, S., Heuveline, P. & Guillot, M. (2001).** *Demography. Measuring and Modeling Population Processes*. Oxford: Blackwell.
- Remund, A. & Cullati, S. (2022).** Les inégalités d'espérance de vie en bonne santé en Suisse depuis 1990. *Social Change in Switzerland*, 31. <http://doi.org/10.22019/SC-2022-00005>
- Robine, J.-M., Jagger, C., Crimmins, E.M., Saito, Y. & Van Oyen, H. (2020).** Trends in health expectancies. In: *International Handbook of Health Expectancies*, pp. 19–34. [https://doi.org/10.1007/978-3-030-37668-0\\_2](https://doi.org/10.1007/978-3-030-37668-0_2)
- Roy, D. (2023).** Qui vit à domicile, qui vit en établissement parmi les personnes de 60 ans ou plus ? *Les Dossiers de la DREES* N° 104. <https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/publications/les-dossiers-de-la-drees/qui-vit-domicile-qui-vit-en-etablissement-parmi-les-personnes>
- Sihvonen, A., Kunst, A. E., Lahelma, E., Valkonen, T. & Mackenbach, J. P. (1998).** Socioeconomic inequalities in health expectancy in Finland and Norway in the late 1980s. *Social Science & Medicine*, 47(3), 303–315. [https://doi.org/10.1016/s0277-9536\(98\)00020-3](https://doi.org/10.1016/s0277-9536(98)00020-3)
- Sullivan, D. (1971).** A Single Index of Mortality and Morbidity. *HSMHA Health Reports*, 86(4), 347–354. <https://doi.org/10.2307/4594169>
- Thélot, H. (2025).** Bilan démographique 2024. *Insee Première* N° 2033. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/8327319>
- Weber, D. & Loichinger, E. (2022).** Live longer, retire later? Developments of healthy life expectancies and working life expectancies between age 50–59 and age 60–69 in Europe. *European Journal of Ageing*, 19(1), 75–93. <https://doi.org/10.1007/s10433-020-00592-5>
-

## ANNEXE 1

## IMPUTATION DES PRÉVALENCES AUX ÂGES AVANCÉS : MOYENNE PAR CATÉGORIE D'ÂGE OU LISSAGE LINÉAIRE ?

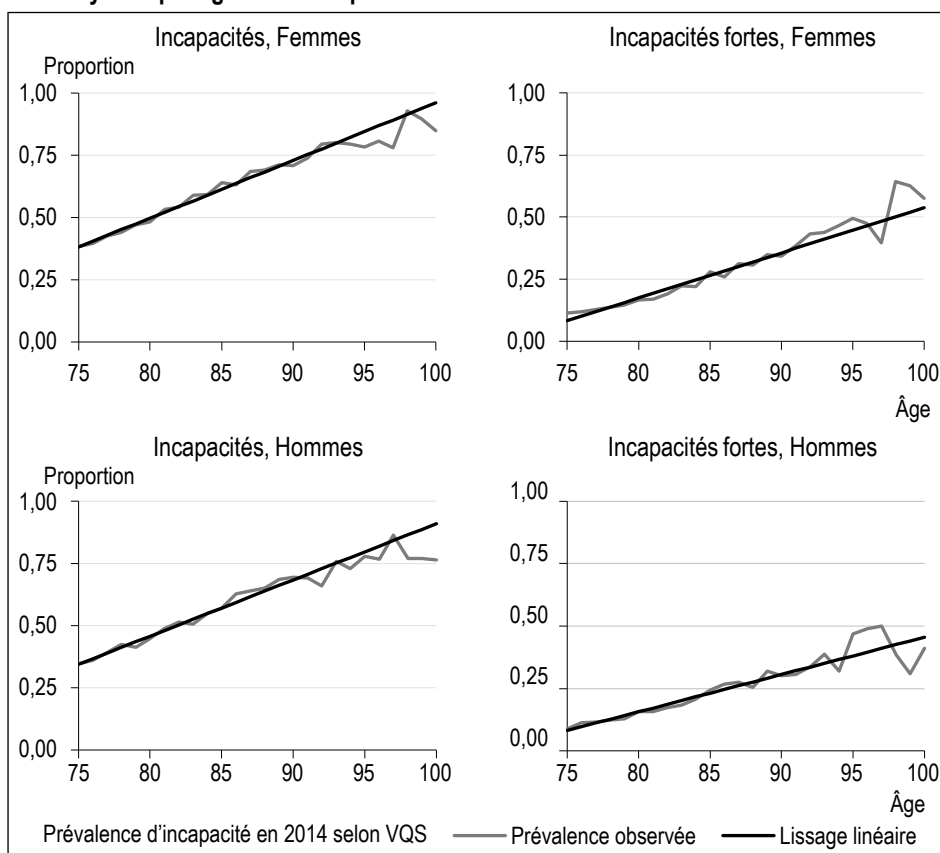
Comme expliqué dans la section 2.2, et conformément à la méthode de la Drees (Deroyon, 2024) pour le calcul de l'espérance de vie sans incapacité, nous imputons le statut de retraite croisé avec les incapacités par catégorie d'âge de cinq ans de 30 à 84 ans, puis au sein d'une grande catégorie de 85 ans et plus.

Cette méthode d'imputation peut être discutée, en particulier pour les prévalences d'incapacité. L'imputation par catégorie d'âge peut donc sembler constituer une hypothèse forte, dont nous vérifions la pertinence en effectuant dans cette annexe un test de robustesse, consistant à estimer les prévalences du statut de retraite croisé avec les incapacités par moyenne glissante sur cinq ans jusqu'à 74 ans (ce qui diffère peu de l'imputation par catégorie quinquennale), puis par une interpolation linéaire entre 75 et 100 ans.

Le réalisme de ce mode d'imputation alternatif est suggéré par l'enquête VQS (Vie quotidienne et santé), une enquête de grande ampleur menée par la Drees qui ne comprend pas d'informations sur la profession et le diplôme, mais permet d'estimer des prévalences d'incapacité par âge et sexe jusqu'aux âges avancés. En s'appuyant sur l'édition 2014 de cette enquête, qui comprend 121 000 observations d'individus entre 75 et 100 ans, la figure A1-I montre la proximité entre les moyennes brutes par âge détaillé et un modèle linéaire. Nous ne pouvons pas vérifier si cette relation linéaire entre l'âge et la prévalence des incapacités vaut au sein de chaque catégorie sociale, mais la figure A1-II suggère qu'elle vaut aussi au sein de la plus grande de nos catégories, les femmes employées en 2009-2013.

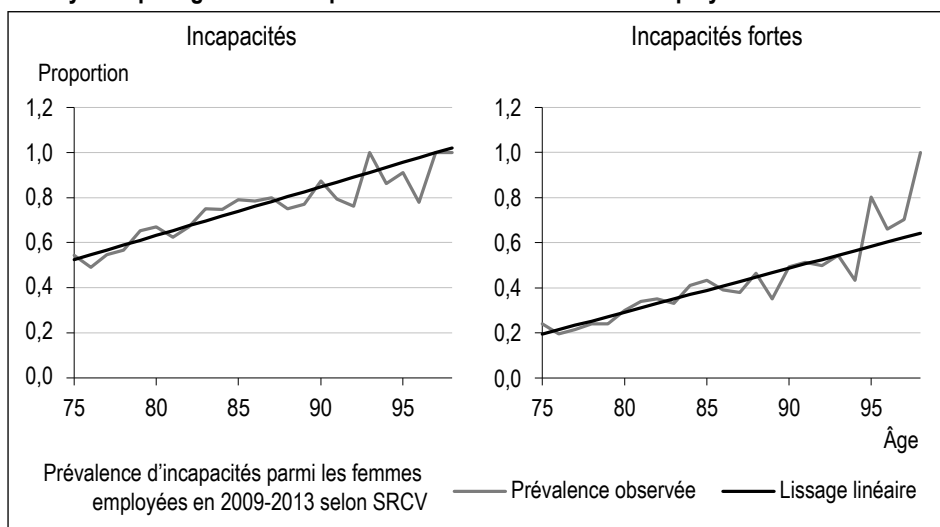
La comparaison des deux méthodes d'imputation montre que nos résultats sont peu affectés par la méthode. Si on prend l'exemple des ERSI par profession chez les hommes en 2017-2019, ce sont les cadres qui présentent l'écart le plus important entre les deux méthodes, avec une ERSI de 0,2 an plus faible lorsqu'elle est estimée par la méthode du lissage linéaire. Les évolutions entre périodes, agrégées par sexe ou déclinées par catégorie sociale, ne sont pas non plus affectées de manière notable.

Figure A1-I – Comparaison entre les prévalences d'incapacité estimées directement comme prévalence moyenne par âge détaillé et par un modèle linéaire sur l'ensemble des 75-100 ans



Source : enquête Vie quotidienne et santé 2014, Drees.

Figure A1-II – Comparaison entre les prévalences d'incapacité estimées directement comme prévalence moyenne par âge détaillé et par un modèle linéaire sur les employées de 75 à 100 ans



Source : SRCV, 2019-2013, Insee.

**ANNEXE 2**

---

**QUELLE SOURCE : SRCV OU L'ENQUÊTE EMPLOI ?**

Dans l'article, nous utilisons l'enquête sur les Ressources et les Conditions de Vie des ménages (SRCV) comme base de l'imputation des prévalences croisées de retraite et d'incapacité aux différents âges par catégorie socioprofessionnelle, de diplôme, sexe et période. Une autre enquête disposant des variables requises est l'enquête Emploi. Notre choix de l'enquête SRCV a été motivé par deux raisons. D'une part, cette enquête est utilisée par la Drees pour la publication annuelle de l'indicateur agrégé d'espérance de vie sans incapacité, et par Eurostat pour la publication du même indicateur, de manière harmonisée avec les autres pays de l'Union européenne (l'enquête SRCV faisant partie du dispositif EU-SILC). D'autre part, la question sur les limitations dans la vie quotidienne est posée de la même manière sans rupture de série depuis 2008, ce qui permet de produire nos différents indicateurs pour les périodes 2009-2013 et 2017-2019 pour lesquelles nous disposons des tables de mortalité par catégorie sociale de Blanpain (2024b), alors que la question n'est posée que depuis 2013 dans l'enquête Emploi.

Sur la période 2017-2019, il est toutefois intéressant de comparer nos mesures avec les mêmes indicateurs calculés à partir de l'enquête Emploi, qui a notamment l'avantage d'un échantillon plus grand, et dont la mesure de l'âge de départ à la retraite est plus proche des sources administratives de référence. Le changement d'enquête affecte aussi bien les prévalences de retraite que d'incapacité, et donc à la fois l'ER et l'ERSI, de manières différentes. Ainsi, en passant de SRCV à l'enquête Emploi, l'ER diminue (de 20,2 à 18,9 ans chez les hommes, de 24,3 à 23,4 ans chez les femmes) et l'ERSI augmente (de 10,8 à 11,5 ans chez les hommes et de 12,2 à 13 ans chez les femmes). Cela signifie qu'à âge égal, les enquêtés de l'enquête Emploi se déclarent plus souvent sans incapacité et moins souvent en retraite<sup>23</sup>.

Le changement de source affecte aussi les écarts entre catégories, de manière peu notable chez les hommes, mais plus importante chez les femmes. Ainsi, en passant de SRCV à l'enquête Emploi, entre une ouvrière et une cadre, l'écart d'ER se réduit de 3,3 à 2,6 ans, alors que l'écart d'ERSI s'accroît de 3,6 à 5,0 ans.

Ces variations n'affectent pas cependant nos résultats qualitatifs sur la période 2017-2019, au contraire : le phénomène de double peine est toujours observé à partir de l'enquête Emploi, et devient même plus important chez les femmes.

À l'avenir, de prochaines enquêtes de la statistique publique permettent d'envisager une mesure encore plus précise des inégalités d'incapacité par catégorie socioprofessionnelle, avec notamment l'intégration de la question du GALI à partir de l'enquête annuelle de Recensement 2025 et la conduite de l'enquête Santé et territoires en 2025 et 2026.

---

23. Le premier point était déjà constaté par Aubert (2020, p. 5).

## MESURE DU STATUT DE RETRAITÉ

Comme expliqué dans la section 1.1., nous mesurons le statut de retraité ou non à partir de la réponse à la question de l'enquête SRCV consacrée au statut principal vis-à-vis de l'emploi, corrigée en considérant toute personne de 70 ans ou plus comme retraitée. Dans cette annexe, à titre de test de robustesse, nous explorons deux autres conventions : la définition du statut de retraité par le fait de percevoir une pension de retraite et la définition par le statut principal vis-à-vis de l'emploi, mais sans imposer de considérer toute personne comme retraitée à partir de 70 ans.

### A3.1. Mesure par la perception d'une pension de retraite

Dans ce premier test de robustesse, nous définissons le statut de retraité à partir de la variable RETRAITES\_I de l'enquête SRCV, qui fournit le montant des retraites et pensions perçues l'année précédente, issu de l'appariement entre l'enquête et des données fiscales. Le fait qu'il s'agisse des revenus de l'année précédente introduit un décalage avec l'âge de l'enquêté, de moins d'un an cependant puisque l'enquête est réalisée chaque année entre janvier et avril. Comme dans notre exercice principal, nous considérons ici toute personne de 70 ans ou plus comme retraitée.

Cette mesure conduit à estimer des espérances de durée de retraite plus élevées (de 0,8 an chez les hommes et de 1,3 an chez les femmes). Cela peut être dû aux situations de cumul entre emploi et retraite, où une pension est touchée par quelqu'un qui n'est pas retraité au sens de la situation principale vis-à-vis de l'emploi. Cet écart est inégalement réparti entre catégories sociales, et affecte donc la mesure du gradient d'ER et d'ERSI. Par exemple, la différence d'ER entre un ouvrier et un cadre passe de 3,5 à 3,0 ans chez les hommes (de 3,0 à 1,8 ans chez les femmes).

Cependant, nos conclusions qualitatives sont robustes à cette spécification. En particulier, l'effet de « double peine » est toujours observé ; les évolutions entre périodes d'ER et d'ERSI sont semblables, avec aussi un accroissement des écarts entre catégories de diplôme.

### A3.2. Mesure par le statut vis-à-vis de l'emploi non corrigé

Le second test de robustesse consiste à utiliser la réponse à la question sur le statut principal vis-à-vis de l'emploi sans la corriger pour les individus de 70 ans et plus.

Cette variante n'affecte pas de manière notable nos résultats concernant les hommes, agrégés ou par catégorie socio-professionnelle ou par diplôme, en 2017-2019 comme en 2009-2013, indiquant que tout au long de ces deux périodes, la proportion d'hommes de 70 ans ou plus ne relevant pas du statut administratif de retraité était faible.

Au contraire, cette mesure diminue l'ER des femmes (23,6 au lieu de 24,3 ans), du fait d'une proportion non négligeable de femmes de 70 ans ou plus se définissant comme femmes au foyer. Cet écart est variable selon la catégorie socio-professionnelle, altérant l'écart d'ER entre catégories : 2,8 ans au lieu de 3,2 ans de différence entre ouvrières et cadres. Le phénomène de « double peine » des catégories populaires reste cependant observé.

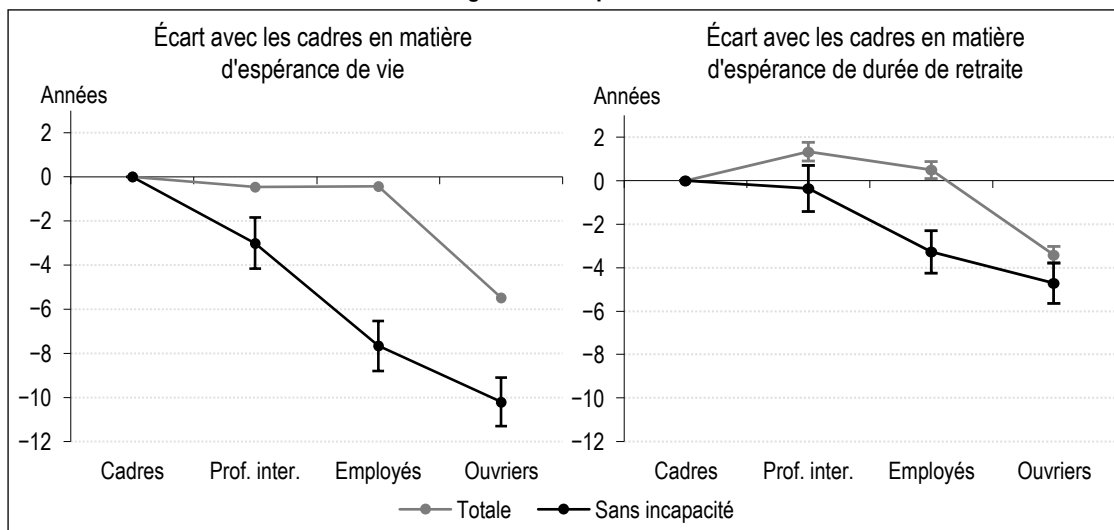
De manière plus notable, cette variante affecte le tableau des évolutions. Alors que selon notre mesure principale l'ER a diminué entre les deux périodes chez les deux sexes (-0,4 an chez les femmes), selon la mesure brute, elle a augmenté chez les femmes (+0,2 an, non significatif). Ce contraste important s'explique par une évolution : la proportion de femmes entre 70 et 79 ans ne déclarant pas être retraitées était de 8 % en 2009-2013, et de 3 % en 2017-2019. La grande majorité de ces femmes se déclarent femmes au foyer. Ainsi, au cours de la même période où les femmes partaient de plus en plus tard à la retraite, elles étaient de plus en plus nombreuses à se déclarer retraitées au-delà de 70 ans – certainement parce qu'atteignaient ces âges les générations de femmes qui avaient accumulé plus d'années sur le marché du travail.

L'hypothèse retenue dans le corps de cet article est de considérer les femmes au foyer de 70 ans ou plus comme retraitées, car elles semblent plus proches de ce statut que de l'activité. Cela permet de mettre en lumière le rôle opposé de l'évolution des âges de départ à la retraite et de la mortalité. Cependant, il ne serait pas nécessairement moins légitime de lever cette hypothèse, ce qui amènerait à introduire une troisième force, l'extension de la couverture du système de retraites : la stabilité voire la hausse de l'espérance de retraite, qui est une moyenne, résulterait alors de la combinaison entre une mortalité moindre pour la plupart des femmes, une retraite plus tardive pour celles qui bénéficient du système de retraites, et une réduction de la proportion d'une génération ne bénéficiant pas directement du système de retraite.

ANNEXE 4

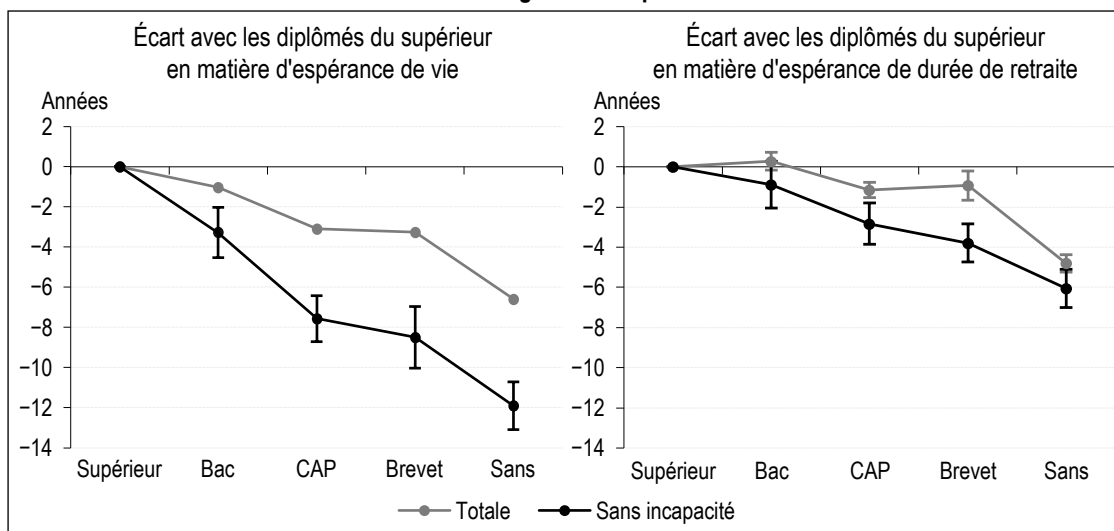
FIGURES SUPPLÉMENTAIRES

Figure A4-I – Écarts d'espérance de vie et de durée de retraite, totales et sans incapacité, entre catégories socioprofessionnelles



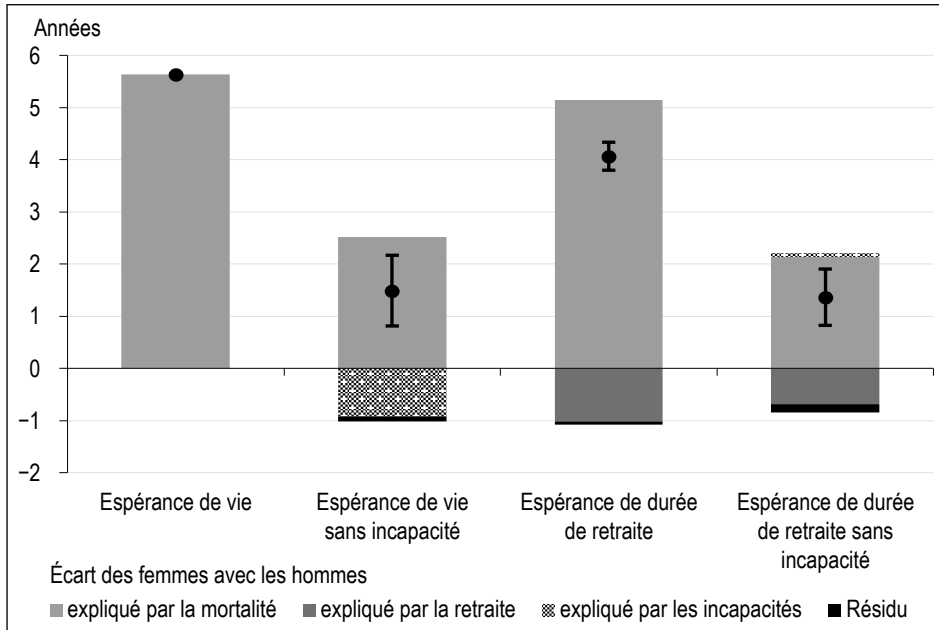
Source : SRCV, 2017-2019 et Tables de mortalité par catégorie sociale, 2017-2019, Insee.

Figure A4-II – Écarts d'espérance de vie et de durée de retraite, totales et sans incapacité, entre catégories de diplômes



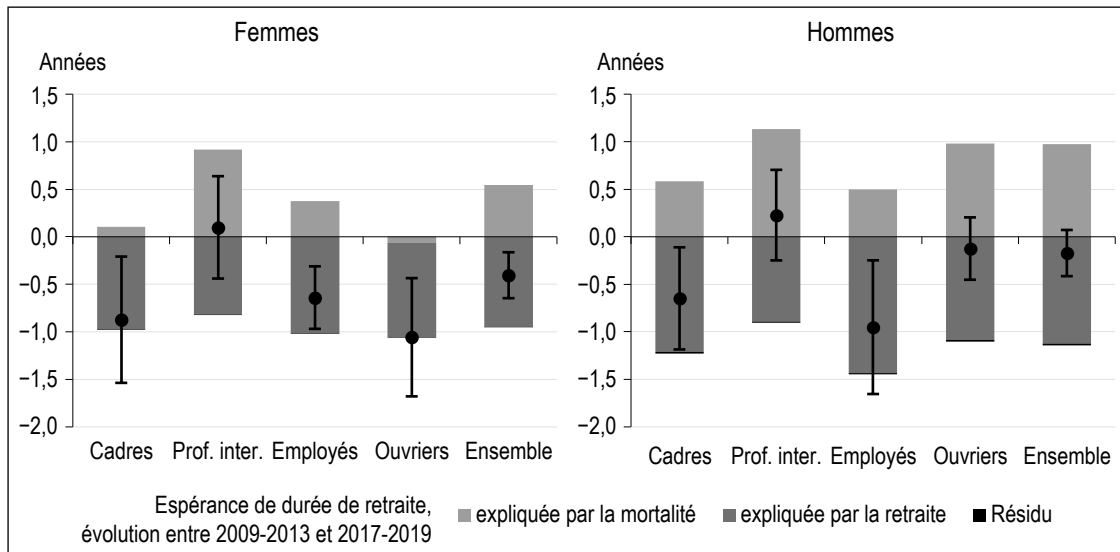
Source : SRCV, 2017-2019 et Tables de mortalité par diplôme, 2017-2019, Insee.

Figure A4-III – Écart entre sexes d'espérance de vie et d'espérance de durée de retraite, avec et sans incapacité et sa décomposition



Source : SRCV, 2017-2019 et Tables de mortalité par diplôme, 2017-2019, Insee.

Figure A4-IV – Pour chaque PCS, évolution de l'espérance de durée de retraite de 2009-2013 à 2017-2019 et décomposition de cette évolution



Source : SRCV, 2009-2013 et 2017-2019 et Tables de mortalité par catégorie sociale, 2009-2013 et 2017-2019, Insee.

Figure A4-V – Évolution de l'espérance de durée de retraite sans incapacité entre 2009-2013 et 2017-2019 et sa décomposition

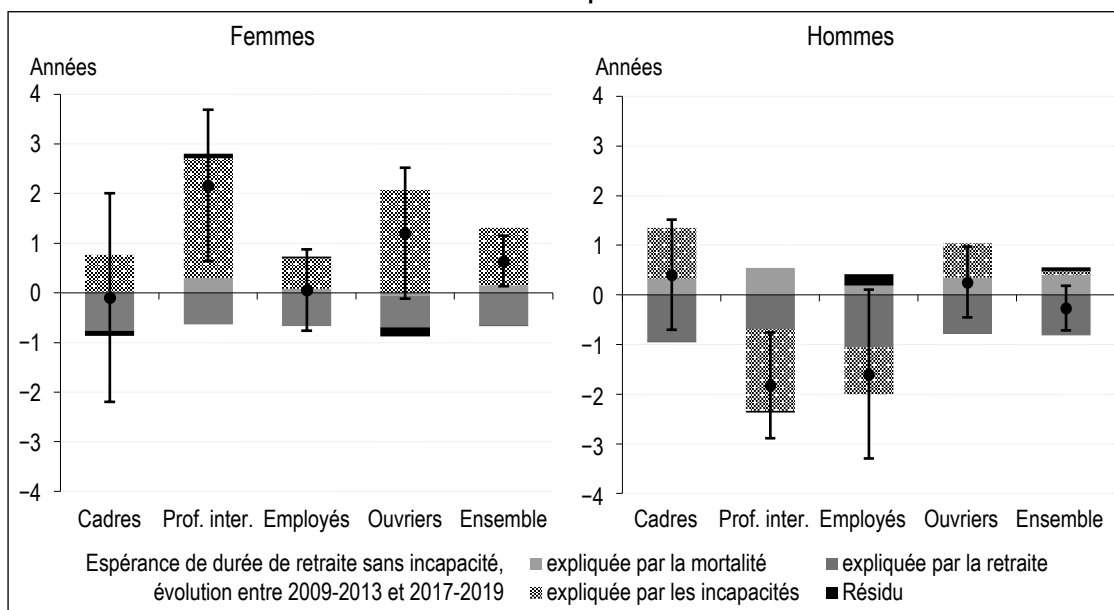
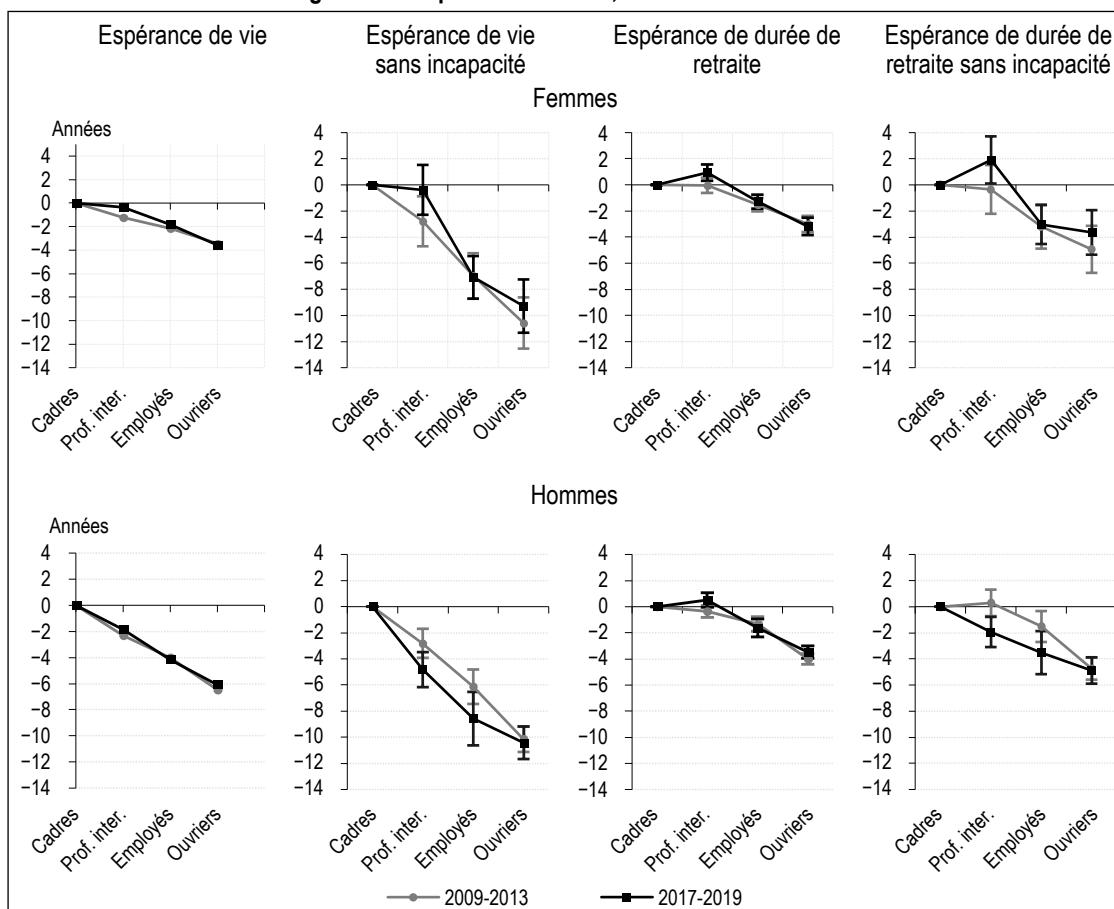


Figure A4-VI – Écarts d'espérance de vie et de durée de retraite totale et sans incapacité entre catégories socioprofessionnelles, en 2009-2013 et en 2017-2019





# Trois approches des discriminations sur le marché du travail à l'encontre des personnes originaires d'Afrique du Nord

## *Three Approaches to Labour Market Discrimination Against Workers of North African Origin*

Émilie Arnoult\*

---

**Résumé** – Qu'elles soient appréhendées par des tests par correspondance, la déclaration d'expériences vécues ou les différences de chômage à caractéristiques identiques, les discriminations sur le marché du travail à l'encontre des personnes originaires d'Afrique du Nord sont marquées et se retrouvent quel que soit le niveau de diplôme. Cet article mobilise les résultats d'une campagne de *testing* menée par l'IPP et l'ISM-Corum en 2019, les données de l'enquête Trajectoires et Origines 2 et des enquêtes Emploi de 2019 et 2020 pour proposer des approches complémentaires des discriminations. Il montre que, si l'ampleur des écarts observés entre personnes originaires d'Afrique du Nord et personnes sans ascendance migratoire peut varier en fonction de l'approche, ces écarts peuvent s'interpréter au regard des caractéristiques propres à chaque approche : hypothèses sur lesquelles elles reposent, périmètre ou encore cadre d'analyse. Confronter les approches permet ainsi de mieux cerner les différents mécanismes par lesquels les discriminations s'exercent sur le marché du travail et appréhender la multiplicité des formes qu'elles peuvent prendre.

**Abstract** – *Whether assessed through correspondence tests, self reported experiences or differences in unemployment rates among individuals with identical characteristics, discrimination in the labour market against individuals of North African origin is substantial and is observed across all levels of education. This article draws on the results of a correspondence study conducted by the IPP and ISM-Corum in 2019, data from the Trajectories and Origins 2 survey (Trajectoires et Origines 2), and the 2019 and 2020 French Labour Force Surveys to propose complementary approaches in addressing discrimination. It shows that, whilst the extent of the differences observed between individuals of North African origin and those with no migrant background may vary depending on the approach, these differences can be interpreted in light of the specific characteristics of each approach: the assumptions on which they are based, their scope, or their analytical framework. Comparing these approaches thus provides a better understanding of the various mechanisms through which discrimination operates in the labour market and helps to grasp the multiple forms it can take.*

---

JEL : J7, J15, J64, C52, C93

Mots-clés : discriminations, chômage, sexe, origine ethnique

Keywords: *discrimination, unemployment, gender, ethnic origin*

---

\* Mission animation de la recherche, Direction de l'animation de la recherche, des études et des statistiques (Dares), ministère du Travail et des Solidarités et Cnam-CEET. Correspondance : emi.arnoult@gmail.com

Reçu en août 2024, accepté en janvier 2026.

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 : Arnoult, E. (2025). Three Approaches to Labour Market Discrimination Against Workers of North African Origin. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 549, 31–49. <https://doi.org/10.24187/ecostat.2025.549.2143>

**E**n 2019-2020, près d'une personne sur cinq déclare avoir vécu personnellement des discriminations en raison d'un critère prohibé par la loi (Lê *et al.*, 2022). La discrimination se définit comme toute distinction, exclusion ou restriction portant atteinte à l'égalité de traitement entre les individus. La loi française précise les critères prohibés (tels que l'origine, le sexe, la religion, le handicap, l'âge, entre autres) ainsi que les domaines (emploi, logement, accès aux services, éducation, etc.) dans lesquels de telles pratiques sont interdites et sanctionnées. Elles constituent un délit lourdement condamné par le code pénal, puisqu'elles portent préjudice aux personnes qui les subissent et produisent des effets négatifs dans la société. Depuis plusieurs décennies, les sciences sociales se sont saisies du sujet et travaillent à la compréhension des mécanismes qui sous-tendent l'existence d'un tel phénomène. Les travaux de la littérature montrent que, malgré le caractère délictuel qu'elles revêtent et les outils mis en place pour lutter contre, des discriminations persistent.

Parmi les personnes déclarant en avoir fait l'objet le domaine de l'emploi est le lieu d'expérience des discriminations le plus souvent cité, aussi bien par les personnes interrogées dans le cadre des enquêtes Trajectoires et Origines – TeO (Insee, 2023) que par celles interrogées dans l'enquête Vécu et ressenti en matière de sécurité (SSMSI, 2022). L'origine est, par ailleurs, un critère fréquemment cité par les victimes de discriminations. Tous domaines confondus, elles sont 41 % à déclarer que ces discriminations portaient au moins pour partie sur leur origine, réelle ou supposée (SSMSI, 2022). Lorsque l'effet des autres caractéristiques est neutralisé, l'origine géographique constitue le principal facteur expliquant le risque de déclarer avoir vécu une situation discriminatoire, en 2008-2009 comme en 2019-2020 (Lê *et al.*, 2022). Dans le domaine de l'emploi, si l'origine n'est pas le critère le plus souvent cité par les victimes elles-mêmes, elle l'est par les personnes qui déclarent en avoir été témoins (Défenseur des droits, 2023).

L'expérience des discriminations peut avoir de multiples conséquences pour les personnes qui en sont victimes. Elle peut, d'une part, entamer leur confiance, en elles-mêmes comme dans les institutions. Cela se traduit, par exemple, par le faible recours contentieux des personnes qui en sont victimes, ces dernières expliquant le plus souvent le renoncement à entreprendre des démarches par le fait que cela n'aurait « servi à rien » (Défenseur des droits, 2023 ;

Lê *et al.*, 2022). Elle peut aussi dégrader l'état de santé ou accroître le sentiment d'insécurité. Parmi les personnes victimes de discrimination ou de violences à caractère discriminatoire en raison de leur origine, leur couleur de peau ou leur religion, 56 % déclarent que les comportements discriminatoires subis ont entraîné des dommages psychologiques, ainsi qu'un sentiment accru d'insécurité dans leur quartier ou leur village (SSMSI, 2022).

Face à l'ampleur et la persistance dans le temps de ce phénomène, cet article vise à apporter trois regards sur le processus discriminatoire qui s'opère sur le marché du travail à l'encontre des personnes originaires d'Afrique du Nord<sup>1</sup>. Nous proposons de mettre en regard les résultats de trois approches ce qui permet de composer avec les limites propres à chacune d'entre elles. Dans une récente revue de la littérature sur les défis méthodologiques à mesurer les discriminations, Neumark (2018) souligne l'intérêt à combiner les résultats. Il précise par ailleurs que les résultats des tests par correspondance pourraient être plus largement mobilisés pour la conception de politiques publiques de lutte contre les discriminations.

La première approche consiste à détecter les discriminations dont sont victimes les personnes d'origine supposée nord-africaine lors du recrutement par un employeur via une approche expérimentale, en reproduisant une situation potentiellement discriminatoire. Elle s'appuie sur une campagne de tests par correspondance menée entre décembre 2019 et avril 2021 par l'ISM-Corum et l'IPP<sup>2</sup> sous l'égide de la Dares<sup>3</sup>. La seconde approche s'intéresse à la perception et au vécu de situations discriminatoires au moment de la recherche d'emploi. Elle se base sur les expériences rapportées de traitements inégalitaires ou discriminatoires dans l'enquête TeO2, menée par l'Insee et l'Ined en 2019 et 2020. La troisième approche repère les discriminations de façon « résiduelle » en comparant le risque de chômage des personnes sans ascendance migratoire directe à celui des personnes originaires d'Afrique du Nord, en s'appuyant sur les enquêtes Emploi de 2019 et 2020 de l'Insee. Elle ne mesure pas les discriminations lors du recrutement, mais se centre sur leurs éventuelles conséquences en matière de chômage.

1. Le choix d'étudier les discriminations à l'encontre des personnes originaires de cette région s'appuie non seulement sur les constats dressés par la littérature, mais aussi sur les données que nous mobilisons dans l'article.

2. Respectivement Inter Service Migrants – Centre d'Observation et de Recherche sur l'Urbain et ses Mutations et Institut des Politiques Publiques.

3. Direction de l'animation de la recherche, des études et des statistiques.

Dans la section suivante, nous revenons plus en détail sur les apports et limites de chacune de ces approches et discutons de leur complémentarité. La seconde section est consacrée à la présentation des données et de la méthodologie. Les résultats sont présentés et discutés dans la troisième section.

## 1. Revue de la littérature

En 1957, Gary Becker s'est interrogé sur les raisons qui poussent les agents économiques à préférer interagir avec certaines personnes plutôt que d'autres. Il définit la discrimination par goût comme la conséquence d'une désutilité à interagir avec des personnes perçues comme différentes. Lorsque les préjugés des recruteurs à l'encontre d'un groupe social auquel ils n'appartiennent pas sont forts, ils peuvent estimer que les coûts d'interaction induits par le recrutement d'une personne issue de ce groupe seraient trop élevés, les conduisant à favoriser les candidatures de personnes qui leur ressemblent. Dans le prolongement de ces travaux, Phelps (1972) et Arrow (1973) mettent en lumière l'existence d'une discrimination statistique qui serait le résultat d'une information imparfaite sur les personnes appartenant à des groupes sociaux minoritaires. Les recruteurs attribueraient au candidat les caractéristiques moyennes du groupe auquel ils pensent qu'il appartient. S'ils considèrent que ces groupes présentent en moyenne des caractéristiques moins productives ou que la qualité des services qu'elles fournissent est moindre, leur aversion au risque les conduit à privilégier les candidats issus du groupe majoritaire. Au-delà des nombreux prolongements théoriques qui se sont développés autour de ces deux axes<sup>4</sup>, établir quelles sont les inégalités qui résultent de discriminations peut se révéler un exercice complexe (Delattre *et al.*, 2013). Les approches empiriques qui se sont développées présentent chacune des avantages et des limites.

### 1.1. Une approche expérimentale des discriminations

Les tests par correspondance (ou *testings*) ont été créés pour détecter l'existence de discriminations, en isolant l'écart de traitement entre deux groupes lié uniquement à un critère prohibé par la loi. Ces enquêtes expérimentales s'appuient sur un protocole qui vise à se défaire des écarts observés entre les groupes de population qui seraient liés à des différences de caractéristiques<sup>5</sup> ou à l'auto-sélection des candidats.

Dans le cas des discriminations lors du recrutement, le processus est simple : des candidatures

fictives sont créées et envoyées en réponse à un grand nombre d'offres d'emploi, puis les réponses obtenues par chaque profil de candidat sont étudiées et les écarts mesurés. Cette approche repose sur l'hypothèse que les préjugés des recruteurs peuvent les amener à traiter différemment les candidatures en raison de leur appartenance supposée à des groupes sociaux distincts. Un écart moyen de traitement statistiquement significatif entre les profils de candidats révèle l'existence de discriminations entre ces groupes. Si la réalisation de tests auprès des entreprises cherchant à recruter peut poser question au niveau éthique – l'étude des candidatures représentant un coût pour celles-ci – cette méthode les positionne dans une situation réelle de recrutement (Du Parquet & Petit, 2019 ; Bertrand & Duflo, 2017). Les recruteurs ne savent pas qu'ils sont testés et n'adaptent pas leur comportement (King *et al.*, 2013). Les différences mesurées sont uniquement liées au jugement qu'ils portent sur le groupe auquel ils supposent que les candidats appartiennent.

Cette première approche semble, de fait, être la plus à même de mesurer les discriminations de façon directe : la clarté et la simplicité de la méthode favorisent la compréhension des résultats obtenus, d'autant plus qu'elle ne s'appuie pas sur des modèles économétriques complexes (Delattre *et al.*, 2013). La principale difficulté réside dans l'élaboration d'un protocole rigoureux permettant de s'assurer de la qualité de la mesure obtenue ; une récente revue de la littérature menée par Neumark (2018) détaille les enjeux méthodologiques auxquels font face les expérimentateurs.

Le périmètre de l'étude est défini a priori. Les métiers sont choisis avec attention, selon les hypothèses qui ont guidé la mise en œuvre de l'expérimentation. Ils sont également sélectionnés pour limiter le risque de détection qui pourrait influencer le comportement des recruteurs. À cette fin, les métiers retenus doivent pouvoir susciter un suffisamment grand nombre de candidatures pour que celles envoyées par l'expérimentateur passent inaperçues.

Après avoir défini le nombre de candidatures fictives à envoyer par offre d'emploi, une attention particulière est portée à leur création

4. Pour plus de détail sur les développements et les articulations entre discrimination par goût et discrimination statistique, voir Rathelot & Saffi (2022).

5. La productivité des candidats et les critères de choix des recruteurs sont nombreux. Le choix du candidat recruté repose le plus souvent sur l'expérience et les compétences mais aussi sur la motivation, la flexibilité ou la disponibilité de la personne recrutée (Bergeat & Rémy, 2017) et ces critères varient en fonction du contexte de recrutement et des métiers (De Larquier & Marchal, 2020).

pour qu'elles soient de qualité comparable : les niveaux d'études, lieux de formation, expériences professionnelles, caractéristiques individuelles, niveaux de langage, etc., sont choisis avec attention. Seul un signal n'influençant pas la productivité des candidats est introduit dans les CV pour laisser supposer l'appartenance à un groupe social spécifique, à travers les noms et prénoms, par exemple. Le contenu des CV et lettres de motivation est souvent permuté entre les candidats pour que l'écart de traitement ne relève pas d'une préférence pour le contenu d'une candidature (Du Parquet & Petit, 2019).

Les tests par correspondance supposent qu'il n'existe aucun phénomène d'auto-sélection. Le protocole d'envoi des candidatures est défini de telle sorte que les comportements de recherche d'emploi ne varient pas en fonction des profils de candidats (Du Parquet & Petit, 2019) afin que la mesure de la discrimination ne reflète que l'écart de traitement de la part des recruteurs. Pour que la mesure soit la plus représentative possible du marché du travail réel, les candidatures fictives sont, la plupart du temps, envoyées en réponse à des offres d'emploi publiées (Adamovic, 2020).

De par les restrictions induites par le protocole d'expérimentation, il peut être reproché aux tests par correspondance la portée limitée des résultats qu'ils produisent. D'une part, ils ne peuvent mesurer qu'une discrimination potentielle – celle qui serait observée si les candidats se comportaient comme défini dans le protocole de l'expérimentation – et non celle réellement à l'œuvre sur le marché du travail (Heckman, 1998). D'autre part, les résultats ne reflètent que les recrutements qui aboutissent par la publication d'une offre d'emploi en ligne<sup>6</sup>. Finalement, les tests par correspondance sont restreints à un nombre de professions, un territoire et une période donnés, questionnant la généralisation de leurs résultats (Fougère *et al.*, 2011 ; Delattre *et al.*, 2013). Face à ces limites, Neumark (2018) souligne l'intérêt à confronter les tests par correspondance à d'autres approches, pour consolider la validité des résultats.

## 1.2. Une approche par les expériences de discrimination rapportées

L'étude des expériences vécues par les personnes victimes de discrimination constitue une approche « subjective ». Elle consiste à interroger les personnes sur la perception de leur propre situation. Elle s'intéresse donc à l'intériorisation des inégalités et des discriminations par celles et ceux qui y sont confrontées. Ces expériences peuvent en effet induire une anticipation

des phénomènes discriminatoires (Delattre *et al.*, 2013) et modifier le comportement des personnes qui en sont victimes, par exemple à l'occasion de la recherche d'un emploi. La conscience du risque de subir des inégalités de traitement sur le marché du travail peut conduire à des comportements d'auto-sélection. S'il est reproché aux *testings* de s'éloigner de la réalité des comportements de recherche d'emploi observés sur le marché du travail (Heckman, 1998), les expériences rapportées de situations discriminatoires en sont plus représentatives. Selon leur profil, les candidats peuvent ne pas postuler aux mêmes offres d'emploi et ne pas être confrontés aux mêmes recruteurs.

Malgré les précautions mises en œuvre pour collecter puis analyser ces données, la fiabilité des résultats issus de ce type d'approche est souvent remise en cause du fait de leur subjectivité. Selon Carcillo & Valfort (2020) ou Delattre *et al.* (2013), interroger les personnes sur leur propre vécu pourrait tout aussi bien sous-estimer que surestimer les discriminations. D'une part, la confrontation régulière à des traitements injustes ou discriminatoires pourrait conduire les enquêtés à sous-estimer la fréquence de ces événements. À l'inverse, ces derniers pourraient percevoir certaines inégalités comme des discriminations alors que celles-ci seraient en fait liées à d'autres facteurs que leur appartenance à un groupe donné.

Une attention particulière est, de ce fait, portée à la collecte de ce type de données : elle nécessite l'élaboration d'enquêtes dédiées, telles que les enquêtes Trajectoires et Origines en France (Beauchemin *et al.*, 2023). Safi & Simon (2014) distinguent les discriminations auto-reportées, lorsque les enquêtés répondent à une question directe sur leur vécu de discriminations, des discriminations situationnelles, lorsqu'ils considèrent avoir été traités défavorablement en raison de leurs caractéristiques personnelles dans des situations, des lieux où à l'occasion d'interactions précises. Leurs analyses révèlent d'une part, une forte corrélation entre les indicateurs de discriminations auto-reportées et situationnelles, en cohérence avec l'idée que l'expérience auto-reportée est bien adossée à des faits concrets. D'autre part, elles montrent que le nombre d'expériences auto-reportées est systématiquement inférieur au nombre d'expériences

6. Le choix du candidat recruté peut émaner d'autres canaux, tels que les relations personnelles ou professionnelles ou les intermédiaires du marché du travail (Adamovic, 2020 ; Bergeat & Rémy, 2017), et le risque discriminatoire pourrait varier en fonction des canaux de recrutement (Rémy & Valat, 2025). Les travaux de Challe *et al.* (2020) montrent toutefois que la mesure des discriminations à l'encontre des personnes d'origine supposée nord-africaine n'est pas sensible au canal de recrutement testé.

situationnelles, suggérant une sous-estimation des discriminations auto-reportées plutôt qu'un processus de victimisation.

En se basant également sur les données de l'enquête TeO, Meurs (2017) a mis en évidence le lien étroit entre les discriminations situationnelles et la situation objective des personnes sur le marché du travail. L'auteur montre que les personnes qui sont au chômage alors qu'on s'attendrait à ce qu'elles occupent un emploi au vu de leurs caractéristiques individuelles sont aussi celles qui déclarent le plus subir des traitements défavorables lors de l'embauche, à profil donné. L'approche des discriminations par les expériences auto-reportées semble concordante avec l'approche par la mesure des inégalités de position sur le marché du travail.

### 1.3. Une approche par les inégalités de risque de chômage

Les modèles sur lesquels se basent cette troisième approche ont initialement été établis pour étudier les discriminations salariales (Oaxaca, 1973 ; Blinder, 1973). Ils consistent à estimer des équations de salaire en fonction d'un grand nombre de caractéristiques observées, puis à mesurer l'écart entre salaire perçu et salaire moyen à caractéristiques identiques. Il est toutefois reproché à ces méthodes de s'appuyer sur la notion de « groupe de référence », et de faire l'hypothèse que l'effet des variables explicatives dans ce groupe de référence serait également celui que l'on observerait dans le groupe potentiellement discriminé en l'absence de discrimination (Popli, 2022). De nombreux développements méthodologiques ont depuis été apportés pour surmonter cette limite, notamment par Di Nardo *et al.* (1996). Nous intégrons ces développements dans cet article. La méthode de Di Nardo *et al.* offre l'avantage d'être intuitive et facile à implémenter, de ne pas s'appuyer sur la notion de groupe de référence et d'être plus adaptée à l'étude de variables dichotomiques (Popli, 2022), telles que le risque d'être au chômage plutôt qu'en emploi.

Si l'approche expérimentale par la réalisation de tests par correspondance se révèle la plus pertinente pour détecter les discriminations lors du recrutement, elle ne porte que sur la phase de sélection des candidatures et ne permet pas d'aborder l'écart de situations entre deux populations, notamment la situation à l'égard de l'emploi, du salaire, etc. (Neumark, 2018). Il en est de même lorsque les discriminations sont approchées par le vécu des personnes qui en sont victimes : l'expérience de traitements injustes ou discriminatoires n'induit pas forcément une

situation de non-emploi. L'approche par l'étude des inégalités de risque de chômage leur est ainsi complémentaire : elle consiste à analyser les conséquences des inégalités ou discriminations attestées par d'autres approches plutôt que de chercher à en détecter l'existence (Popli, 2022). Elle permet de formuler des hypothèses sur les sources de ces inégalités (Delattre *et al.*, 2013) et d'étudier leurs conséquences sur la structuration du marché du travail.

L'interprétation des résultats produits nécessite certaines précautions. Cette approche ne permet pas d'identifier les écarts de risque de chômage qui seraient uniquement imputables aux discriminations (Chappe & Eberhard, 2021 ; Carcillo & Valfort, 2020 ; Jugnot, 2019). En effet, l'approche résiduelle permet uniquement d'attester que les écarts de risque de chômage qui persistent ne sont pas liés aux variables incluses dans le modèle. Or, si l'application de telles méthodes à des grandes bases de données administratives offre l'avantage d'une meilleure représentativité de la population active (Fougère *et al.*, 2011), les variables de contrôle qui y sont disponibles sont limitées. Athari *et al.* (2019) expliquent qu'une partie des écarts observés entre la population sans ascendance migratoire et celle issue de l'immigration pourrait s'expliquer par des facteurs non observés dans les données administratives, par exemple la maîtrise de la langue française ou les difficultés à faire reconnaître des diplômes obtenus à l'étranger. Par ailleurs, les comportements de participation au marché du travail ainsi que le choix de candidater à certaines offres d'emploi plutôt que d'autres peuvent aussi jouer sur le risque de chômage.

Malgré la difficulté à qualifier les écarts inexpliqués de risque de chômage en tant que discriminations, cette dernière approche est complémentaire et présente des résultats généralement cohérents avec les autres approches. Neumark (2018) confirme par exemple que les discriminations à l'embauche détectées dans les tests par correspondance sont plus fortes parmi les groupes de population qui subissent les inégalités moyennes de salaire ou de risque de chômage les plus importantes.

## 2. Données et méthodologie

Les trois approches des discriminations mobilisées dans cet article nécessitent le recours à des sources de données distinctes. Une attention particulière est portée à la constitution d'un champ d'étude qui soit le plus comparable possible entre les trois approches.

## 2.1. Les tests par correspondance

### 2.1.1. Protocole expérimental et collecte des données

Une campagne de *testing* a été menée par l'IPP et l'ISM-Corum sous l'égide de la Dares entre décembre 2019 et avril 2021<sup>7</sup>. Celle-ci visait à obtenir une mesure « globale » de la discrimination en fonction du sexe et de l'origine supposée (française ou nord-africaine) des candidats<sup>8</sup>. Douze métiers ont été sélectionnés (tableau 1) pour la variété de leurs niveaux de qualification (peu qualifiés ou qualifiés, avec ou sans fonction d'encadrement), de diplôme exigé (allant du CAP au bac+5), de niveau de tension (faible ou élevée, mesurée à partir de l'enquête Besoins en main-d'œuvre de 2019) et de degré de féminisation (selon la part des femmes et des hommes exerçant ces métiers dans les Déclarations administratives de données sociales – DADS – de 2015). Les sites de Pôle emploi, puis d'Indeed, de l'Apec, de l'hôtellerie-restauration, Cadremploi et Cadreo ont été consultés quotidiennement. Une attention particulière a été portée au choix des offres testées, de façon à couvrir l'ensemble du territoire métropolitain. Une partie des offres a systématiquement été écartée pour limiter le risque de détection : celles émanant d'un établissement ayant déjà été testé, celles transitant par un intermédiaire du marché de l'emploi ainsi que celles ne recrutant pas par voie numérique. Le nombre de tests réalisés par jour et par métier a été limité afin que la collecte de données se répartisse sur toute l'année civile. Au total, 2 400 offres d'emploi ont été testées.

Pour chaque métier, deux niveaux d'expérience sont testés afin de pouvoir estimer si le niveau

de discrimination dépend de l'expérience. Ainsi, pour les métiers peu qualifiés et qualifiés sans fonction d'encadrement, des candidatures peu expérimentées (4 à 6 ans d'expérience professionnelle) sont envoyées à la moitié des offres testées et des candidatures expérimentées (14 à 16 ans d'expérience) à l'autre moitié. Des candidatures expérimentées ont été envoyées à la moitié des offres pour les métiers qualifiés avec fonctions d'encadrement et des candidatures très expérimentées (29 à 31 ans d'expérience) à l'autre moitié.

Pour chaque métier et niveau d'expérience, 4 candidatures fictives (femme/homme, origine supposée française/nord-africaine) ont été créées, contenant chacune un CV et une lettre de motivation, soit 104 candidatures au total (13 métiers × 2 niveaux d'expérience × 4 profils). Leur contenu (intitulé et lieu d'obtention des diplômes, expériences professionnelles, compétences, etc.) est travaillé afin qu'elles soient de qualité comparable. Malgré ces précautions et pour que la préférence pour un candidat ne soit pas le fruit d'un déséquilibre entre le contenu des candidatures fictives, celles-ci sont systématiquement permutées entre les quatre candidatures. Elles se distinguent selon deux critères, le sexe et l'origine, qui sont suggérés par les noms et prénoms qui y sont apposés. Gaddis (2017 ; 2019) souligne l'importance à accorder au choix de l'identité des candidats, qui constitue la seule information liée au sexe et à l'origine dont

7. La collecte des données a été suspendue entre le 15 mars et le 1<sup>er</sup> juillet 2020. Le taux de rappel des candidats a globalement diminué entre la période avant le 15 mars et celle après le 1<sup>er</sup> juillet, mais les écarts de taux de réponse selon l'origine sont d'ampleur comparable (Arnoult et al., 2021).  
8. Voir Breda et al. (2022) pour plus de détails sur le protocole expérimental.

Tableau 1 – Métiers retenus dans l'expérimentation

Métiers	Qualification	Niveaux d'expérience testés	Niveau de diplôme	Degré de mixité	Tension	Nombre de tests	
Employé administratif	Peu qualifié	Peu expérimenté, expérimenté	CAP à baccalauréat	Féminisé	Faible	240	
Monteur câbleur en électricité/ préparateur de commande <sup>(1)</sup>				Masculinisé	Faible	240	
Employé commercial				Mixte	Faible	240	
Commis/aide cuisinier				Masculinisé	Élevée	240	
Chargé de recrutement / DRH <sup>(2)</sup>	Qualifié sans encadrement		Expérimenté, très expérimenté	Bac+2 à bac+5	Féminisé	Faible	240
Ingénieur commercial informatique					Masculinisé	Faible	240
Contrôleur de gestion					Mixte	Faible	240
Développeur informatique					Masculinisé	Élevée	240
Ingénieur de production	Qualifié avec encadrement	Expérimenté, très expérimenté		Bac+2 à bac+5	Masculinisé	Faible	240
Responsable de magasin					Mixte	Faible	120
Directeur de restaurant					Masculinisé	Faible	120

<sup>(1)</sup> le métier de préparateur de commande, ayant les mêmes caractéristiques, est introduit en complément de celui de monteur câbleur en électricité à compter de juillet 2020. <sup>(2)</sup> le volume d'offres d'emploi pour le métier de DRH s'est rapidement révélé insuffisant ; les quatre tests qui avaient déjà été réalisés ont été ajoutés à ceux de chargé de recrutement.  
Source : *testing* Dares/IPP/ISM (2019-2021).

disposent les recruteurs. Si les noms et prénoms suggèrent un lien à la migration, ils peuvent véhiculer une information sur l'origine sociale, pouvant biaiser la mesure des discriminations liée aux autres critères (Crabtree & Chykina, 2018 ; Delattre *et al.*, 2013). Pour l'éviter, une liste des prénoms les plus fréquents par sexe, tranche d'âge<sup>9</sup> et origine sociale (en fonction de la catégorie socioprofessionnelle du père : cadre ou profession intermédiaire, employé ou ouvrier) parmi les personnes sans ascendance migratoire (ni immigrées ni descendantes d'immigrés) et celles originaires d'Afrique du Nord a été établie à partir des données de l'enquête TeO1. Une enquête a ensuite été menée auprès de 453 personnes pour identifier les 24 prénoms (2 sexes × 2 origines géographiques × 3 tranches d'âge × 2 catégories d'origine sociale) pour lesquels le sexe et l'origine étaient le plus souvent correctement attribués. Ces prénoms sont ensuite aléatoirement assignés à chaque candidature avant l'envoi. Les noms de famille sélectionnés sont des noms fréquents et portés sur l'ensemble de la France métropolitaine.

### 2.1.2. Estimer l'effet de l'origine sur les chances d'être rappelé

La comparaison des taux de rappel des candidatures dont les nom et prénom suggèrent une origine nord-africaine et des candidatures dont les nom et prénom suggèrent une origine française fournit une estimation de la discrimination selon l'origine. Pour conforter les résultats, une analyse toutes choses égales par ailleurs a été menée, basée sur le modèle *logit* suivant :

$$\pi_{ij} = \log\left(\frac{p_{ij}}{1-p_{ij}}\right) = \alpha + \beta_1 \text{orig}_i + \beta_2 \text{fem}_i + \epsilon X_j + \tau E_{ij} + \mu_{ij}$$

avec  $\pi_{ij}$  le logarithme de la cote (log odds) obtenu suite à l'estimation d'un modèle logistique, mesurant les chances que l'établissement  $j$  ait répondu positivement à la candidature  $i$ .  $\text{orig}_i$  est la variable d'intérêt qui vaut 1 si le candidat est d'origine supposée nord-africaine et 0 s'il est d'origine supposée française.  $\text{fem}_i$  est une indicatrice qui vaut 1 si la candidature émane d'une femme et 0 sinon. Le vecteur  $X_j$  inclut le type de contrat proposé (en CDI ou CDD), le secteur d'activité, la taille de l'établissement et une indicatrice précisant s'il est localisé en Île-de-France, ainsi que deux variables contextuelles : la part des immigrés et le taux de chômage dans la zone d'emploi où est localisé l'établissement.  $E_{ij}$  est un ensemble de variables relatives à l'envoi des candidatures : le CV envoyé parmi les quatre créés pour le métier

et niveau d'expérience donné, l'ordre d'envoi et le trimestre d'envoi de la candidature<sup>10</sup>.  $\mu_{ij}$  représente le terme d'erreur.

## 2.2. Le vécu de situations discriminatoires

### 2.2.1. L'enquête TeO2

L'enquête Trajectoires et Origines 2 (TeO2) réalisée par l'Ined et l'Insee entre juillet 2019 et novembre 2020 interroge les personnes âgées de 18 à 59 ans qui résident en logement ordinaire en France métropolitaine, en s'assurant d'une bonne représentativité par zone géographique d'origine des personnes immigrées et descendantes d'immigrés ainsi que de celles d'origine ultra-marine. Elle vise à étudier l'influence des origines migratoires sur les conditions de vie et les trajectoires sociales. L'échantillon comporte environ 27 200 répondants.

Dans cet article, la mise en évidence de l'expérience des discriminations à l'embauche se fonde sur une approche contextuelle, comme définie par Safi & Simon (2014). Elle est identifiée par la réponse à la question « *Au cours des cinq dernières années, est-il arrivé qu'on vous refuse injustement un emploi ?* », posée à l'ensemble des personnes ayant recherché un emploi au moins une fois au cours des cinq dernières années, quelle que soit leur situation vis-à-vis de l'emploi au moment de l'enquête.

L'origine des personnes est ici définie par des critères administratifs : leur pays de naissance et leur nationalité à la naissance et celui et celle de leurs parents. Les personnes originaires d'Afrique du Nord sont celles qui sont immigrées – nées étrangères à l'étranger et résidant en France, que la nationalité française leur ait ou non été accordée depuis – ou descendantes d'immigrés – nées en France et ayant un ou deux parents immigrés – originaires d'Algérie, du Maroc ou de Tunisie. Les personnes sans ascendance migratoire directe sont celles qui ne sont ni immigrées, ni descendantes d'immigrés. Cette approche de l'origine est différente de celle par les prénoms et patronymes dans les tests par correspondance : les petits-enfants d'immigrés peuvent en effet porter des noms et prénoms suggérant une origine migratoire dans la première approche, alors qu'ils seraient considérés comme sans ascendance migratoire directe dans la seconde. Il n'existe, à notre connaissance, aucun travail permettant d'estimer l'ampleur de

9. Ont été retenus les prénoms les plus fréquents pour chaque tranche d'âge des candidats, induite par leur niveau d'expérience (candidat peu expérimenté, expérimenté, très expérimenté).

10. L'indicatrice de trimestre d'envoi de la candidature permet de tenir compte d'un éventuel biais lié à la période de collecte.

l'écart entre l'identification de l'origine par les données administratives et celle par les noms et prénoms et les implications éventuelles sur l'étude des discriminations (une surestimation ou une sous-estimation du phénomène), les prénoms pouvant ne pas toujours refléter le lien à la migration des personnes et la transmission du patronyme pouvant perdurer au-delà de deux générations. Il est donc envisageable qu'une partie des différences observées entre cette approche et l'approche expérimentale puisse en résulter, si les noms et prénoms suggèrent une ascendance migratoire différente de celle approchée par les données administratives.

Pour étudier l'expérience des discriminations rapportées, nous adoptons une approche centrée sur les groupes sociaux plutôt que sur les critères déclarés de discrimination. Bien que l'origine constitue le motif le plus fréquemment mentionné par les personnes d'origine nord-africaine déclarant qu'un emploi leur a injustement été refusé au cours des cinq dernières années, il n'est évoqué que par moins de la moitié d'entre elles (45 %). L'analyse des écarts d'exposition au risque de discrimination entre groupes sociaux permet ainsi de s'affranchir partiellement des mécanismes d'intériorisation susceptibles d'influencer la manière dont les personnes interprètent et catégorisent leurs expériences de traitements inéquitables, notamment le fait de les rattacher à un critère de discrimination plutôt qu'un autre. Cette approche facilite, par ailleurs, la comparaison avec les résultats obtenus par l'approche résiduelle présentée dans la section 1.3, qui étudie les différences de risque de chômage inexplicées entre ces mêmes groupes sociaux.

Le champ de l'analyse est adapté pour se rapprocher au mieux de celui défini par le protocole expérimental du *testing*. Il est constitué des personnes ayant achevé leur formation initiale, qui ont recherché un emploi au cours des cinq dernières années, quelle que soit leur situation vis-à-vis de l'emploi au moment de l'enquête, et qui possèdent un diplôme de niveau compris entre le CAP et bac+5 obtenu en France. L'expérience potentielle est calculée comme l'écart entre la date d'obtention du diplôme le plus élevé et la date de l'enquête. Les personnes les moins expérimentées (moins de 4 ans d'expérience potentielle) sont exclues du champ, ainsi que les plus expérimentées (ayant plus de 55 ans et/ou plus de 31 ans d'expérience potentielle). Cet échantillon est constitué de 6 549 répondants, dont 908 sont originaires d'Afrique du Nord et 1 887 sont sans ascendance migratoire directe.

## 2.2.2. Estimation de l'effet de l'origine sur l'expérience de refus injuste d'un emploi

Le risque individuel de déclarer le refus injuste d'un emploi est estimé par le modèle *logit* suivant :

$$\pi_i = \log\left(\frac{p_i}{1-p_i}\right) = \beta_0 + \beta_1 \text{orig}_i + \epsilon X_{j(i)} + \tau E_i + \mu_i$$

$\pi_i$  représente le logarithme de la cote (log odds) que l'individu  $i$  (résidant dans une zone d'emploi  $j$ ) déclare qu'un emploi lui ait été injustement refusé au cours des cinq dernières années ;  $p_i$  est la probabilité qu'il déclare un tel événement,  $\text{orig}_i$  est une indicatrice qui vaut 1 s'il est immigré ou descendant d'immigré d'Afrique du Nord et 0 sinon.  $E_i$  est un vecteur de caractéristiques individuelles qui inclut : le sexe, le diplôme, l'expérience potentielle et son carré, la situation d'emploi et le type de contrat, la situation familiale, la situation d'emploi du conjoint, le nombre d'enfants, la reconnaissance administrative d'un handicap, le trimestre d'interrogation.  $X_{j(i)}$  contient deux variables propres à la zone d'emploi de l'individu : une indicatrice de résidence en QPV et une indicatrice de résidence en Île-de-France, ainsi que deux variables contextuelles calculées à partir des données du Recensement de la population de 2019, la part des immigrés et le taux de chômage de la zone d'emploi.  $\mu_i$  est un terme d'erreur.

## 2.3. Les inégalités face au risque de chômage

### 2.3.1. Les enquêtes Emploi

Les enquêtes Emploi de 2019 et 2020 sont mobilisées pour étudier les différences de taux de chômage en France métropolitaine selon l'origine migratoire. Produites chaque trimestre par l'Insee, elles renseignent sur la situation vis-à-vis de l'emploi des personnes, leur lien à la migration, ainsi que sur un ensemble de caractéristiques sociodémographiques. Tout comme dans l'enquête Trajectoires et Origines, l'origine est abordée par une approche administrative permettant de distinguer les personnes originaires d'Afrique du Nord, qu'elles soient immigrées ou descendantes d'immigrés de deuxième génération, et les personnes sans ascendance migratoire directe, qui ne sont ni immigrées, ni descendantes d'immigrés.

Afin que les résultats obtenus par cette troisième approche puissent être rapprochés de ceux des deux approches précédentes, les taux de chômage sont calculés sur le champ des personnes de 18 à 55 ans ayant achevé leur formation initiale, diplômées de CAP à bac+5, ayant 4 à 31 ans

d'expérience potentielle. Contrairement aux données de l'enquête TeO2, les enquêtes Emploi ne fournissent pas d'information sur le lieu d'obtention du dernier diplôme. Nous écartons toutefois du champ de l'étude les personnes qui sont arrivées en France après l'obtention de leur diplôme le plus élevé. Enfin, l'analyse concerne par construction les seules personnes en emploi ou au chômage. L'échantillon final comporte 149 051 observations, dont 7 332 originaires d'Afrique du Nord.

### 2.3.2. L'analyse des écarts de taux de chômage selon l'origine

Nous appliquons la méthode de décomposition proposée par Di Nardo *et al.* (1996). Elle consiste à calculer l'écart entre le taux de chômage des personnes originaires d'Afrique du Nord ( $u_{magh}$ ) et celui des personnes sans ascendance migratoire directe ( $u_{SAM}$ ), puis de distinguer au sein de cet écart la part « expliquée » par des différences de caractéristiques observables entre les deux groupes de population de sa part « inexpliquée ».

Dans une première étape on estime la probabilité d'appartenir au groupe des immigrés et descendants d'immigrés d'Afrique du Nord plutôt qu'à la population sans ascendance migratoire au vu de ses caractéristiques individuelles :

$$P(orig_i = 1|X) = \theta(X\beta),$$

où  $orig_i = 1$  si l'individu est immigré ou descendant d'immigré d'Afrique du Nord, et  $orig_i = 0$  s'il appartient à la population sans ascendance migratoire directe.  $X$  représente les mêmes caractéristiques individuelles que celles prises en compte dans l'approche des discriminations

par les expériences vécues (section 1.2) : le sexe, l'expérience potentielle, l'expérience potentielle au carré, le diplôme, la situation matrimoniale – célibataire/en couple, la situation d'emploi du conjoint, la présence d'enfants au sein du ménage, dont des enfants de moins de 6 ans, la reconnaissance administrative d'un handicap ou d'une limitation de l'activité, le fait de résider dans un quartier prioritaire de la politique de la ville, de résider en Île-de-France et le trimestre d'interrogation ; le taux de chômage et la part des immigrés au sein de la zone d'emploi.

Le facteur de repondération individuel ( $\psi_i(X)$ ) est ensuite calculé à partir des probabilités conditionnelles estimées à la première étape :

$$\psi_i(X) = \frac{P(orig_i = 0 | X)}{P(orig_i = 1 | X)} \times \frac{N_{orig_i=1}}{N_{orig_i=0}},$$

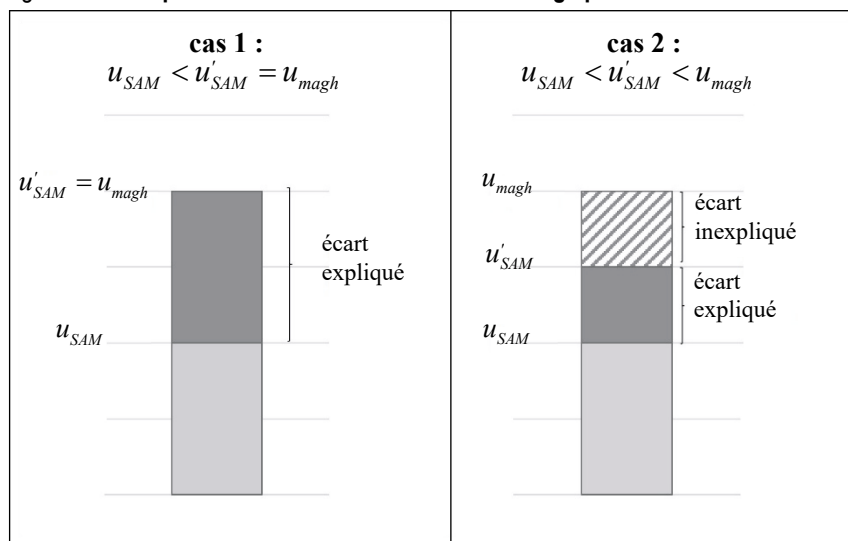
où  $N$  est la taille des populations concernées. Le taux de chômage contrefactuel  $u'_{SAM}$  est celui qui serait observé au sein de la population sans ascendance migratoire si elle présentait les mêmes caractéristiques observées que la population originaire d'Afrique du Nord. Il est obtenu en appliquant le facteur de repondération individuel  $\psi_i(X)$  au poids individuel  $\pi_i$  des personnes sans ascendance migratoire, soit :

$$u'_{SAM} = \frac{\sum_{i:orig_i=0} \pi_i \psi_i(X) U_i}{\sum_{i:orig_i=0} \pi_i \psi_i(X)}$$

avec  $U_i = 1$  si l'individu  $i$  est au chômage et 0 sinon.

L'écart de taux de chômage observé ( $u_{magh} - u_{SAM}$ ) se décompose en une partie « expliquée » par des différences de caractéristiques observées ( $u'_{SAM} - u_{SAM}$ ) et une partie « inexpliquée » ( $u_{magh} - u'_{SAM}$ ), voir figure.

Figure – Décomposition des écarts de taux de chômage par la méthode de Di Nardo



Source : autrice.

Si le taux de chômage des personnes sans ascendance migratoire est égal au taux de chômage des personnes originaires d’Afrique du Nord à caractéristiques égales (cas 1), la totalité de l’écart observé entre les deux groupes s’explique par des différences de caractéristiques. Par contre, si le taux de chômage des personnes originaires d’Afrique du Nord reste supérieur à celui qu’auraient les personnes sans ascendance migratoire directe si elles avaient les mêmes caractéristiques observées que les premières (cas 2), une part de la différence des risques de chômage est inexpliquée. Cette dernière pourrait, pour tout ou partie (en fonction de la pertinence des variables de contrôle mobilisées), découler des discriminations subies par les personnes originaires d’Afrique du Nord sur le marché du travail.

### 3. Résultats

#### 3.1. Des chances d’être rappelées 32 % inférieures pour les candidatures suggérant une origine nord-africaine

Un rappel correspond à une prise de contact, une demande de rappel, une demande de précision sur la candidature ou une convocation à un entretien. Parmi les 9 600 candidatures envoyées, 2 693 ont été rappelées par les recruteurs, soit 28 % d’entre elles (tableau 2). 19 % ont reçu une réponse explicitement négative et 53 % sont restées sans réponse. Parmi les candidatures dont les nom et prénom suggèrent une origine nord-africaine, 22,8 % ont été rappelées par les recruteurs, contre 33,3 % de celles dont l’identité suggère une origine française. Ainsi, le taux

de rappel des premières est de 32 % inférieur à celui des secondes : ce chiffre se situe dans la moyenne des écarts de taux de rappel mesurés dans d’autres *testings* menés en France sur les mêmes origines (voir par exemple Duguet *et al.*, 2010 ; Berson, 2013 ; Petit *et al.*, 2013 ; Pierné, 2013 ; Foroni *et al.*, 2016 ; Edo *et al.*, 2019 ; Chareyron *et al.*, 2023).

La différence de traitement des candidatures en fonction de l’origine est un peu plus élevée parmi celles des hommes, qui restent plus souvent sans réponse que les candidatures féminines de la même origine. Ainsi, le taux de rappel des hommes dont le nom suggère une origine nord-africaine est de 34 % inférieur à celui des hommes d’origine supposée française, contre 29 % inférieur pour les femmes. Toutefois, cet écart entre candidatures féminines et masculines n’est pas statistiquement significatif.

Les études portant sur des données françaises ne sont pas univoques quant à l’effet croisé du sexe et de l’origine, et l’absence de significativité de l’écart mesuré ici pourrait s’expliquer par la diversité des professions testées. Pour les métiers d’assistante administrative, secrétaire et comptable, Edo *et al.* (2019) ont par exemple montré que les discriminations à l’encontre des personnes originaires d’Afrique du Nord sont aussi marquées parmi les femmes que parmi les hommes. À l’inverse, les écarts selon l’origine étaient plus marqués parmi les femmes pour le métier d’informaticien de niveau bac+5 (Petit *et al.*, 2013) alors que plus élevés parmi les hommes pour celui d’hôte de caisses (Berson, 2013).

Tableau 2 – Réponses obtenues par les candidatures selon le sexe et l’origine supposée

	Ensemble		Candidatures féminines		Candidatures masculines		Total
	Française	Nord-africaine	Française	Nord-africaine	Française	Nord-africaine	
Réponse négative	819	990	421	492	398	498	1 809
Sans réponse	2 382	2 716	1 177	1 336	1 205	1 380	5 098
Réponse positive	1 599	1 094	802	572	797	522	2 693
Taux de rappel (%)	33,3	22,8	33,4	23,8	33,2	21,8	28,1
Ratio de taux de rappel	0,685 (0,021)		0,713 (0,026)		0,657 (0,027)		
Odds ratio de taux de rappel	0,591*** (0,021)		0,623 *** (0,028)		0,559*** (0,027)		

Note : le taux de rappel correspond à la part des candidats ayant reçu une réponse positive. Le ratio de taux de rappel est le rapport entre le taux de rappel des candidatures d’origine supposée nord-africaine et celui des candidatures d’origine supposée française. Les écarts-types sont entre parenthèses.

Lecture : parmi l’ensemble des candidatures, le taux de rappel de celles dont l’identité suggère une origine nord-africaine est de 32 % inférieur à celui des candidatures suggérant une origine française (22,8/33,3 = 0,68).

Champ : 9 600 candidatures (2 400 offres d’emploi x 4 candidatures), France métropolitaine.

Source : *testing Dares/IPP/ISM* (2019-2021).

Tableau 3 – Probabilité d'être recontacté suite à une candidature (régression logistique)

	Ensemble		Hommes		Femmes	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
Origine supposée nord-africaine	0,591*** (0,021)	0,587*** (0,021)	0,559*** (0,027)	0,556*** (0,027)	0,623*** (0,028)	0,620*** (0,028)
Femme	1,059* (0,034)	1,062* (0,034)	-	-	-	-
Variables de contrôle	X		X		X	
Nombre d'observations	9 600	9 600	4 800	4 800	4 800	4 800
Pseudo R <sup>2</sup>	0,012	0,024	0,014	0,027	0,009	0,024

Note : la probabilité de rappel de la candidature est estimée par une régression logistique sans variables de contrôle (modèles 1) et avec variables de contrôle (modèles 2). Le tableau reporte les odds ratios. Ils peuvent être significativement différents de 1 au seuil de 1 % (\*\*\*), 5 % (\*\*) ou 10 % (\*). Les écarts-types sont entre parenthèses.

Lecture : toutes choses égales par ailleurs, les chances d'être recontacté par un recruteur plutôt que de ne pas l'être sont 41,3 % plus faibles parmi les candidatures d'origine supposée nord-africaine que pour celles d'origine supposée française (colonne (2) :  $1 - 0,587 = 0,413$ ).

Champ : 9 600 candidatures (2 400 offres d'emploi x 4 candidatures), France métropolitaine.

Source : *testing Dares/IPP/ISM* (2019-2021).

Toutes choses égales par ailleurs, ces différences de traitement sont confirmées (tableau 3) : l'effet de l'origine sur la probabilité d'être rappelé par le recruteur reste proche une fois incluses dans l'analyse les caractéristiques des établissements et du protocole de collecte. Le risque de discrimination liée à l'origine parmi les candidatures masculines reste légèrement supérieur à celui mesuré parmi les candidatures féminines, mais cette petite différence n'est pas significative.

### 3.2. Des discriminations à l'embauche deux fois plus souvent rapportées par les personnes originaires d'Afrique du Nord

Interrogées sur leur expérience de refus injuste d'un emploi au cours des cinq dernières années, les personnes immigrées ou descendantes d'immigrés d'Afrique du Nord sont deux fois plus nombreuses à en déclarer que celles sans ascendance migratoire directe (31,9 % contre 16 %, tableau 4). Cet écart ne varie pas significativement selon le sexe : les hommes originaires d'Afrique du Nord sont 2,1 fois plus nombreux que ceux sans ascendance migratoire directe à

déclarer qu'un emploi leur a injustement été refusé au cours des cinq dernières années ; ce ratio est de 1,9 parmi les femmes. Ce résultat est compatible avec ceux de plusieurs études antérieures (Défenseur des droits, 2023 ; Lê *et al.*, 2022 ; SSMSI, 2022) qui avançaient l'hypothèse d'une concordance entre les discriminations perçues et celles objectivement mesurées par les tests de correspondance.

À caractéristiques données, c'est-à-dire une fois prises en compte les différences de caractéristiques sociodémographiques observées, les écarts de chances de rapporter l'expérience d'un traitement inégalitaire dans la recherche d'emploi persistent (tableau A1 de l'annexe). Les personnes originaires d'Afrique du Nord ont relativement plus de chances de déclarer avoir été discriminées au cours des cinq dernières années que les personnes sans ascendance migratoire directe. À l'instar des résultats issus de l'approche expérimentale, les discriminations envers les personnes originaires d'Afrique du Nord ne varient pas en fonction du sexe. Meurs (2017) avait montré, à partir de la première édition de

Tableau 4 – Expériences de refus injuste d'un emploi en fonction du sexe et du lien à la migration

	Sans ascendance migratoire directe (%)	Originaires d'Afrique du Nord (%)	Ratio	Odds ratio
Ensemble	16,0	31,9	2,004 (0,129)	2,726 (0,585)
Hommes	17,3	35,7	2,068 (0,189)	2,886 (0,828)
Femmes	14,8	28,1	1,899 (0,174)	2,465 (0,813)

Note : les écarts-types sont entre parenthèses.

Lecture : les personnes originaires d'Afrique du Nord déclarent 2,004 fois plus souvent que celles sans ascendance migratoire directe qu'un emploi leur a injustement été refusé (31,9 % contre 16,0 %).

Champ : personnes âgées de 18 à 55 ans ayant 4 à 31 ans d'expérience potentielle, diplômées en France de CAP à bac+5, ayant achevé leur formation initiale et vivant dans un logement ordinaire en France métropolitaine.

Source : Ined-Insee, *Trajectoires et Origines 2* (2019-2020).

l'enquête TeO, que la déclaration de situations discriminatoires dans la recherche d'emploi était plus fréquente parmi les hommes que parmi les femmes originaires d'Afrique du Nord. S'il ne semble pas y avoir d'écart entre femmes et hommes d'origine nord-africaine dans notre étude, cela peut être dû à son champ d'analyse plus restreint. En effet, Brinbaum *et al.* (2016) expliquaient que les difficultés rencontrées par les jeunes hommes descendants d'immigrés d'Afrique du Nord au moment de leur entrée dans la vie active tenaient principalement à leur sortie précoce et sans diplôme du système scolaire. Or les personnes sans diplôme sont exclues de notre champ d'analyse. Par ailleurs, les travaux de Lê *et al.* (2022) ont montré que les déclarations de situations discriminatoires ont évolué entre les deux éditions des enquêtes TeO avec, notamment, une hausse des déclarations de discriminations liées à un motif sexiste, ayant pu réduire l'écart observé entre femmes et hommes originaires d'Afrique du Nord.

### 3.3. Un risque de chômage plus élevé parmi les immigrés et descendants d'immigrés d'Afrique du Nord

Les discriminations dans l'accès au marché du travail s'accompagnent d'un risque de chômage plus élevé pour les personnes originaires d'Afrique du Nord (tableau 5). En 2019-2020, leur taux de chômage est près de 3 fois supérieur à celui des personnes ni immigrées, ni descendantes d'immigrés (14,1 % contre 5,2 %). Cet écart ne s'explique qu'en partie par des différences de caractéristiques observées entre les deux groupes : si les personnes sans ascendance migratoire directe avaient les mêmes caractéristiques (d'expérience potentielle, diplôme,

etc., voir section 2.3.2.) que celles originaires d'Afrique du Nord, l'écart de taux de chômage entre les deux groupes ne serait que de 5,6 points de pourcentage, contre 8,9 points en réalité. Ainsi, lorsque les différences de caractéristiques moyennes entre les deux groupes sont neutralisées 63 % de l'écart de taux de chômage observé reste inexpliqué.

Bien que notre analyse exclue de son champ les personnes non diplômées, celles de nationalité étrangère ayant obtenu leur diplôme à l'étranger, les plus âgées et les moins expérimentées, susceptibles de subir les inégalités de traitement les plus fortes sur le marché du travail, l'écart inexpliqué de chômage reste du même ordre de grandeur que celui estimé par Athari *et al.* (2019) sur l'ensemble des actifs. Les difficultés à maîtriser la langue ou à faire reconnaître des diplômes obtenus à l'étranger, évoqués comme source d'explication possible par ces auteurs, ne semblent pas suffire à expliquer l'exposition accrue au risque de chômage des personnes originaires d'Afrique du Nord.

Contrairement aux deux précédentes approches qui ne montrent pas de différences significatives selon le sexe, la part du chômage inexpliqué selon l'origine est bien plus élevée parmi les hommes (79 %) que parmi les femmes (48 %), un résultat déjà mis en avant par Athari *et al.* (2019).

Lorsqu'elles sont appliquées à l'ensemble de la population, les trois approches de la discrimination tendent à produire des résultats convergents, mettant en évidence un désavantage des personnes originaires d'Afrique du Nord dans l'accès au marché du travail. Ce résultat vient renforcer les conclusions de la littérature existante, qui

Tableau 5 – Risque de chômage inexpliqué des personnes originaires d'Afrique du Nord par rapport à celles sans ascendance migratoire directe

	Ensemble	Femmes	Hommes
Taux de chômage des immigrés et descendants d'immigrés d'Afrique du Nord (1)	14,1	15,2	13,1
Taux de chômage des personnes SAM (2)	5,2	5,3	5,1
Taux de chômage contrefactuel des personnes SAM (3)	8,5	10,4	6,8
Écart brut observé (4) = (1)-(2)	8,9	9,9	8,0
Écart expliqué (5) = (3)-(2)	3,3	5,1	1,7
Écart inexpliqué (6) = (4)-(5)	5,6	4,8	6,3
Part de l'écart de taux de chômage inexpliquée (7) = (6)/(4) (%)	63,0	48,0	79,0

Note : les écarts de taux de chômage sont mesurés par la méthode de Di Nardo *et al.* (1996). SAM = sans ascendance migratoire directe. Lecture : le taux de chômage des personnes originaires d'Afrique du Nord est de 14,1 %, contre 5,2 % pour les personnes sans ascendance migratoire directe. Si ces dernières avaient, en moyenne, les mêmes caractéristiques observables que les premières, leur taux de chômage serait de 8,5 %. Ainsi, 63 % de cet écart est inexpliqué.

Champ : personnes âgées de moins de 55 ans ayant 4 à 31 ans d'expérience potentielle, diplômées en France de CAP à bac+5, ayant achevé leur formation initiale et vivant dans un logement ordinaire en France métropolitaine.

Source : Insee, enquêtes Emploi (2019-2020).

souligne à la fois le lien étroit entre différences de risque de chômage et discriminations perçues (Meurs, 2017), et la corrélation entre les résultats issus des tests par correspondance et le risque de chômage inexplicé (Neumark, 2018).

En revanche, l'approche par les inégalités de risque de chômage aboutit à des différences plus marquées parmi les hommes que parmi les femmes, alors que les deux autres approches ne mettent pas en évidence de différence significative de discrimination selon l'origine entre les hommes et les femmes. La moindre participation au marché du travail des femmes originaires d'Afrique du Nord pourrait réduire leur risque relatif de chômage inexplicé. En effet, si on observe peu de différences de taux d'activité entre les hommes d'origine nord-africaine et ceux sans ascendance migratoire directe, le taux d'activité des femmes originaires d'Afrique du Nord est nettement inférieur à celui des femmes sans ascendance migratoire directe<sup>11</sup>. Face aux discriminations subies sur le marché du travail, elles pourraient tendre à se retirer du marché du travail là où les hommes de la même origine seraient plus souvent au chômage ou en situation d'emploi précaire.

### 3.4. Une analyse par niveau de diplôme et par sexe combinant les trois approches

Lorsque les recruteurs cherchent à pourvoir un poste nécessitant un niveau de diplôme du CAP au baccalauréat, ils recontactent plus souvent les hommes d'origine supposée française (35,6 %) que ceux d'origine supposée nord-africaine (17,9 %, tableau 6). Pour ce type de poste, les écarts de taux de rappel en fonction de l'origine sont plus marqués pour les candidatures masculines que pour celles féminines : le taux de rappel des hommes supposés originaires d'Afrique du Nord est de 50 % inférieur à celui des hommes

d'origine supposée française, contre 40 % inférieur parmi les candidatures féminines.

L'écart de traitement est moins élevé pour les postulants à un emploi nécessitant un diplôme du supérieur (bac+2 à bac+5) que pour les postulants à un emploi nécessitant un diplôme du secondaire. Les candidatures féminines comme masculines d'origine supposée nord-africaine reçoivent en moyenne 23 % de rappel de moins que celles d'origine supposée française.

Ainsi, lorsqu'ils recrutent pour des niveaux de diplôme plus élevés, les recruteurs font moins de différence entre les candidats en fonction de leur origine supposée ; le signal envoyé par le diplôme permettrait de réduire la place laissée aux préjugés dans le choix de candidats ayant des profils de qualité similaire. Ce moindre risque discriminatoire quand le diplôme est plus élevé a précédemment été établi à l'occasion d'une méta-analyse synthétisant les résultats de 97 tests par correspondance (Quillian *et al.*, 2019) révélant une moindre discrimination liée à l'origine statistiquement significative pour les postes requérant un diplôme du supérieur plutôt qu'un baccalauréat. Bien que les données dont ils disposent ne permettent pas d'en attester, les auteurs suggèrent que le moindre risque discriminatoire pourrait être lié au fait que les recruteurs disposeraient d'éléments plus détaillés sur lesquels baser leur choix lorsqu'ils recrutent des diplômés du supérieur, ce qui laisserait moins de place à leurs biais et stéréotypes que lorsqu'ils recherchent des candidats diplômés du secondaire. Pour autant, l'effet négatif de l'origine sur la probabilité de rappel reste statistiquement significatif pour les recrutements nécessitant un diplôme du supérieur (tableau A2 de l'annexe).

11. Pour plus de détail, voir la fiche thématique « Participation au marché du travail », Insee (2023).

Tableau 6 – Taux de rappel selon l'origine, le sexe et le niveau de diplôme

	Taux de rappel Origine nord-africaine	Taux de rappel Origine française	Ratio des taux de rappel
Diplômés de CAP à baccalauréat			
Ensemble	18,1	33,0	0,548 (0,024)
Candidatures féminines	18,3	30,3	0,604 (0,034)
Candidatures masculines	17,9	35,6	0,503 (0,029)
Diplômés de bac+2 à bac+5			
Ensemble	25,9	33,6	0,771 (0,032)
Candidatures féminines	27,5	35,5	0,775 (0,044)
Candidatures masculines	24,3	31,6	0,769 (0,040)

Note : voir tableau 2.

Source : *testing* Dares/IPP/ISM (2019-2021).

**Tableau 7 – Expériences de refus injuste d'un emploi en fonction du sexe, du lien à la migration et du niveau de diplôme**

	Sans ascendance migratoire directe (%)	Originaires d'Afrique du Nord (%)	Ratio
<b>Diplômés de CAP à baccalauréat</b>			
Ensemble	17,4	29,5	1,695 (0,113)
Femmes	15,8	26,6	1,686 (0,162)
Hommes	19,3	32,3	1,674 (0,157)
<b>Diplômés de bac+2 à bac+5</b>			
Ensemble	14,3	34,1	2,385 (0,149)
Femmes	13,8	28,8	2,091 (0,201)
Hommes	15,0	39,7	2,643 (0,237)

Note et champ : voir tableau 4.

Lecture : parmi les diplômés de CAP à baccalauréat, les personnes originaires d'Afrique du Nord déclarent 1,7 fois plus souvent que celles sans ascendance migratoire directe qu'un emploi leur a injustement été refusé (29,5 % contre 17,4 %).

Source : Ined-Insee, Trajectoires et Origines 2 (2019-2020).

**Tableau 8 – Risque de chômage inexpliqué des personnes originaire d'Afrique du Nord par rapport à celles sans ascendance migratoire directe selon le niveau de diplôme**

	CAP à baccalauréat			Bac+2 à bac+5		
	Ensemble	Femmes	Hommes	Ensemble	Femmes	Hommes
Taux de chômage des immigrés et descendants d'immigrés d'Afrique du Nord (1)	19,6	21,5	18,2	8,5	9,1	7,9
Taux de chômage des personnes SAM (2)	7,2	8,1	6,6	3,4	3,3	3,5
Taux de chômage contrefactuel des personnes SAM (3)	12,1	16,3	8,8	5,3	5,7	4,8
Écart brut observé (4) = (1)-(2)	12,4	13,5	11,6	5,2	5,9	4,3
Écart expliqué (5) = (3)-(2)	4,8	8,3	2,3	1,9	2,5	1,2
Écart inexpliqué (6) = (4)-(5)	7,5	5,2	9,3	3,3	3,4	3,1
Part de l'écart de taux de chômage inexpliquée (7) = (6)/(4) (%)	61	39	80	63	58	72

Note et champ : voir tableau 5.

Source : Insee, enquêtes Emploi (2019-2020).

Les personnes originaires d'Afrique du Nord sont relativement plus nombreuses à déclarer le refus injuste d'un emploi lorsqu'elles sont diplômées du supérieur plutôt que du secondaire (tableau 7). Parmi les diplômés du secondaire, celles et ceux originaires d'Afrique du Nord sont 1,7 fois plus nombreux à déclarer le refus injuste d'un emploi que celles et ceux sans ascendance migratoire directe. Ce ratio est plus élevé, égal à 2,4, pour les diplômés de bac+2 à bac+5, particulièrement pour les hommes (2,6) et dans une moindre mesure pour les femmes (2,1). Ces résultats se confirment toutes choses égales par ailleurs (tableau A3 de l'annexe).

Enfin, lorsque les discriminations sont approchées par les différences de taux de chômage, on observe des différences selon le diplôme d'ampleur modeste pour les hommes, avec

une moindre part du chômage inexpliqué parmi les plus diplômés (tableau 8). Pour les femmes, l'écart de taux de chômage inexpliqué par les caractéristiques observées est de sens inverse, beaucoup plus fort pour les diplômées du supérieur que pour les diplômées de CAP à baccalauréat. Ainsi, parmi les femmes diplômées du secondaire, 39 % des différences de risque de chômage entre immigrées ou descendantes d'immigrés et femmes sans ascendance migratoire ne s'expliquent pas par des différences de caractéristiques observées, contre 58 % parmi celles diplômées du supérieur.

\* \*  
\*

Plusieurs facteurs pourraient expliquer les différences observées en fonction de la façon dont les discriminations sur le marché du travail sont approchées. Tout d'abord, le protocole expérimental défini pour la réalisation des tests par correspondance permet d'établir une mesure plus précise des écarts de traitement à profil donné. Les candidatures sont similaires en tout point alors que, dans la pratique, les spécialités de diplôme ou la réputation des établissements où ils ont été obtenus peuvent varier en fonction du sexe et de l'origine supposée. Ainsi, le moindre risque discriminatoire pour les niveaux de diplôme élevés dans les *testing* que l'on n'observe pas dans les deux autres approches pourrait tenir au fait que ces deux dernières sont également le reflet d'autres sources d'inégalités, comme par exemple celles liées aux trajectoires scolaires.

La différence entre les résultats obtenus par la méthode expérimentale et les autres approches pourrait également tenir aux comportements de recherche d'emploi, qui peuvent fortement différer entre les candidats. Valat (2016) a par exemple montré que les femmes issues de l'immigration mobilisaient moins souvent leur réseau personnel lors de leur recherche d'emploi que les hommes. Elles trouveraient relativement plus souvent un emploi via les intermédiaires du marché du travail (De Larquier & Rieucou, 2015). Or le recrutement des cadres se fait le plus souvent via les relations personnelles ou les intermédiaires du marché du travail hors service public de l'emploi (Bergeat & Rémy, 2019). Les *testing* ne couvrant que les recrutements qui transitent par la publication d'offres d'emploi, ils ne seraient pas représentatifs des difficultés rencontrées par les femmes d'origine nord-africaine dans l'accès à l'emploi qualifié.

Finalement, le déclassement dans les emplois occupés pourrait également jouer. À profil donné, les personnes issues de l'immigration ont davantage de risque d'occuper un emploi en-deçà de leurs compétences lorsqu'elles ont un diplôme élevé (Insee, 2023). Beauchemin *et al.* (2022) ont en effet montré que les rendements de l'éducation étaient inférieurs pour les descendants d'immigrés extra-européens, pour lesquels la proportion de personnes diplômées du supérieur qui exercent une profession intermédiaire ou de niveau cadre est nettement plus faible. Ainsi, les expériences de refus injuste d'un emploi pourraient ne pas se refléter par un risque de chômage accru, notamment pour les hommes diplômés du supérieur immigrés ou descendants d'immigrés. Conduites à occuper des métiers en-deçà de leurs compétences, les femmes les moins qualifiées pourraient, quant à elles, davantage sortir du marché du travail, réduisant mécaniquement leur risque de chômage inexpliqué par rapport aux hommes, qui eux seraient surexposés au risque de chômage inexpliqué.

L'approche comparative des discriminations met donc en lumière des résultats que chaque méthode considérée isolément ne permet pas de révéler. Les trois approches mobilisées dans cet article produisent des constats complémentaires, et leur confrontation contribue à une compréhension plus fine de la complexité du phénomène discriminatoire. Les différences de résultat, quand il y en a, tiennent en partie aux spécificités de chaque méthode, leurs hypothèses, leur périmètre et leur cadre d'analyse. En les combinant, il devient possible de dépasser les limites propres à chacune, et de mieux rendre compte de la diversité des formes que peuvent prendre les inégalités sur le marché du travail selon l'origine migratoire. □

---

## BIBLIOGRAPHIE

- Adamovic, M. (2020).** Analyzing discrimination in recruitment: A guide and best practices for resume studies. *International Journal of Selection and Assessment*, 28(4), 445–464. <https://doi.org/10.1111/ijsa.12298>
- Arnoult, E., Ruault, M., Valat, E., Villedieu, P., IPP & ISM-Corum (2021).** Discrimination à l'embauche des personnes d'origine supposée maghrébine : quels enseignements d'une grande étude par *testing* ? *Dares Analyses* N° 67. <https://dares.travail-emploi.gouv.fr/publication/discrimination-lembauche-des-personnes-dorigine-supposee-maghrebine-quels-enseignements>
- Arrow, K. J. (1973).** The Theory of Discrimination. In: O. Ashenfelter & A. Rees (Eds.), *Discrimination in Labor Markets*, 3–33. Princeton University Press. <https://doi.org/10.1515/9781400867066-003>
- Athari, E., Lê, J. & Brinbaum, Y. (2019).** Le rôle des origines dans la persistance des inégalités d'emploi et de salaire. In: Insee, Emploi, chômage, revenus du travail, coll. *Références*, édition 2019. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/4175267?sommaire=4182950>
- Beauchemin, C., Ichou, M. & Simon, P. (2022).** Familles immigrées : le niveau d'éducation progresse sur trois générations mais les inégalités sociales persistent. *Population & Sociétés*, 602, 1–4. <https://doi.org/10.3917/popsoc.602.0001>
- Beauchemin, C., Ichou, M., Simon, P. & Le groupe de conception de l'enquête TeO2 (2023).** Trajectoires et Origines 2019-2020 (TeO2) : présentation d'une enquête sur la diversité des populations en France. *Population*, 78(1), 11–28. <https://doi.org/10.3917/popu.2301.0011>
- Becker, G. S. (1957).** *The Economics of Discrimination*. University of Chicago Press.
- Bergeat, M. & Rémy, V. (2017).** Comment les employeurs recrutent-ils leurs salariés ? *Dares Analyses* N° 64. <https://dares.travail-emploi.gouv.fr/sites/default/files/pdf/2017-064-.pdf>
- Bergeat, M. & Rémy, V. (2019).** Les canaux de recrutement ont-ils un effet sur la qualité et le coût des appariements sur le marché du travail français ? *Revue Économique*, 70(5), 717–749. <https://doi.org/10.3917/reco.705.0717>
- Berson, C. (2013).** Testing : la difficulté de l'interprétation de la discrimination à l'embauche. *Travail et emploi*, 135(3), 27–40. <https://doi.org/10.4000/travailemploi.6063>
- Bertrand, M. & Duflo, E. (2017).** Chapter 8 - Field Experiments on Discrimination. In: *Handbook of Economic Field Experiments*, 1, 309–393. North-Holland. <https://doi.org/10.1016/bs.hefe.2016.08.004>
- Blinder, A. S. (1973).** Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates. *The Journal of Human Resources*, 8(4), 436–455. <https://doi.org/10.2307/144855>
- Breda, T., Jacquemet, N., Laouenan, M., Rathelot, R., Safi, M. & Sultan Parraud, J. (2022).** La discrimination à l'embauche selon le sexe. *Dares, Rapport d'études* N° 23. <https://dares.travail-emploi.gouv.fr/publication/la-discrimination-lembauche-selon-le-sexe>
- Brinbaum, Y., Meurs, D. & Primon, J.-L. (2016).** Situation sur le marché du travail : Statuts d'activité, accès à l'emploi et discrimination. In: C. Beauchemin, C. Hamel, & P. Simon (Éds.), *Trajectoires et origines : Enquête sur la diversité des populations en France*, pp. 203–232. Ined Éditions. <https://doi.org/10.4000/books.ined.856>
- Carcillo, S. & Valfort, M.-A. (2020).** Un aperçu des résultats des *testings* sur CV menés en France. *CAE, Notes du CAE* N° 43. <https://cae-eco.fr/static/pdf/cae-focus043.pdf>
- Challe, L., Chareyron, S., L'Horty, Y. & Petit, P. (2020).** Discrimination dans le recrutement des grandes entreprises : une approche multicanale. *TEPP, Rapport de recherche* N° 2020-01. <https://ideas.repec.org/p/tepp/tepprr/tr20-01.html>
- Chappe, V.-A. & Eberhard, M. (2021).** Introduction : à quoi servent les chiffres de la discrimination ? *Les cahiers de la LCD*, 2, 11–27. <https://doi.org/10.3917/clcd.013.0011>
- Chareyron, S., L'horty, Y. & Petit, P. (2023).** Discriminations dans l'accès à l'emploi : les effets croisés du genre, de l'origine et de l'adresse. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 541, 3–16 (First published online: October 2023), 3–16. <https://doi.org/10.24187/ecostat.2023.541.2104>
- Crabtree, C. & Chykina, V. (2018).** Last Name Selection in Audit Studies. *Sociological Science*, 5, 21–28. <http://doi.org/10.15195/v5.a2>
- Défenseur des droits (2023).** Concilier maladies chroniques et travail : un enjeu d'égalité. Organisation internationale du travail. *Baromètre sur la perception des discriminations dans l'emploi* N° 16. [https://www.defenseurdesdroits.fr/sites/default/files/2023-12/ddd-OIT\\_etude\\_16e-barometre-discriminations-emploi\\_20231121.pdf](https://www.defenseurdesdroits.fr/sites/default/files/2023-12/ddd-OIT_etude_16e-barometre-discriminations-emploi_20231121.pdf)

- Delattre, E., Leandri, N., Meurs, D. & Rathelot, R. (2013).** Introduction - Trois approches de la discrimination : évaluations indirectes, expérimentation, discriminations ressenties. *Économie et Statistique*, 464(1), 7–13. <https://dx.doi.org/10.3406/estat.2013.10225>
- Di Nardo, J., Fortin, N. & Lemieux, T. (1996).** Labor Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973- 1992: A Semiparametric Approach. *Econometrica*, 64(5), 1001–1044. <https://doi.org/10.2307/2171954>
- Du Parquet, L. & Petit, P. (2019).** Discrimination à l'embauche : retour sur deux décennies de testings en France. *Revue française d'économie*, 34(1), 91–132. <https://doi.org/10.3917/rfe.191.0091>
- Duguet, E., Noam, L., L'Horty, Y. & Petit, P. (2010).** Are Young French Jobseekers of Ethnic Immigrant Origin Discriminated Against? A Controlled Experiment in the Paris Area. *Annals of Economics and Statistics*, 99/100, 187–215. <https://doi.org/10.2139/ssrn.1138244>
- Edo, A., Jacquemet, N. & Yannelis, C. (2019).** Language skills and homophilous hiring discrimination: Evidence from gender and racially differentiated applications. *Review of Economics of the Household*, 17(1), 349–376. <https://doi.org/10.1007/s11150-017-9391-z>
- Foroni, F., Ruault, M. & Valat, E. (2016).** Discrimination à l'embauche selon « l'origine » : que nous apprend le testing auprès de grandes entreprises ? *Dares Analyses* N° 76. <https://dares.travail-emploi.gouv.fr/publications/discrimination-a-l-embauche-selon-l-origine-que-nous-apprend-le-testing-aupres>
- Fougere, D., Rathelot, R. & Aeberhardt, R. (2011).** Les méthodes de testing permettent-elles d'identifier et de mesurer l'ampleur des discriminations ? *Economie et Statistique*, 447(1), 97–101. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/1377350?sommaire=1377352>
- Gaddis, S. M. (2017).** How Black Are Lakisha and Jamal? Racial Perceptions from Names Used in Correspondence Audit Studies. *Sociological Science*, 4, 469–489. <https://doi.org/10.2139/ssrn.2807176>
- Gaddis, S. M. (2019).** Understanding the “how” and “why” aspects of racial-ethnic discrimination: A multi-method approach to audit studies. *Sociology of Race and Ethnicity*, 5(4), 443–455. <https://doi.org/10.2139/ssrn.3426846>
- Heckman, J. J. (1998).** Detecting Discrimination. *Journal of Economic Perspectives*, 12(2), 101–116. <https://doi.org/10.1257/jep.12.2.101>
- Insee (2023).** Immigrés et descendants d'immigrés en France. Insee, coll. *Références*, édition 2019. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/6793391>
- Jugnot, S. (2019).** Les inégalités se mesurent, les discriminations se constatent. *La Revue de l'Ires*, 98(2), 3–28. <https://doi.org/10.3917/rcli.098.0003>
- King, E. B., Hebl, M. R., Morgan, W. B. & Ahmad, A. S. (2013).** Field experiments on sensitive organizational topics. *Organizational Research Methods*, 16(4), 501–521. <https://doi.org/10.1177/1094428112462608>
- De Larquier, G. & Marchal, E. (2020).** Des compétences aux qualités professionnelles. Les repères de la sélection des candidats à l'emploi et leur évaluation. *Travail et emploi*, 163(4), 5–43. <https://shs.cairn.info/revue-travail-et-emploi-2020-4-page-5?lang=fr>
- De Larquier, G. & Rieucan, G. (2015).** Candidatures spontanées, réseaux et intermédiaires publics : quelle information et quels appariements sur le marché du travail français. *Relations industrielles*, 70(3), 486–509. <https://doi.org/10.7202/1033407ar>
- Lê, J., Rouhban, O., Tanneau, P., Beauchemin, C., Ichou, M. & Simon, P. (2022).** En dix ans, le sentiment de discrimination augmente, porté par les femmes et le motif sexiste. *Insee Première* N° 1911. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/6473349>
- Meurs, D. (2017).** Le chômage des immigrés : quelle est la part des discriminations ? *Population & Sociétés*, 546(7), 1–4. <https://doi.org/10.3917/popsoc.546.0001>
- Neumark, D. (2018).** Experimental Research on Labor Market Discrimination. *Journal of Economic Literature*, 56(3), 799–866. <https://doi.org/10.1257/jel.20161309>
- Oaxaca, R. (1973).** Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets. *International Economic Review*, 14(3), 693–709. <https://doi.org/10.2307/2525981>
- Petit, P., Duguet, E., L'Horty, Y., Du Parquet, L. & Sari, F. (2013).** Discriminations à l'embauche : les effets du genre et de l'origine se cumulent-ils systématiquement ? *Economie et Statistique*, 464-466, 141–153. <https://doi.org/10.3406/estat.2013.10234>
- Phelps, E. S. (1972).** The Statistical Theory of Racism and Sexism. *American Economic Review*, 62(4), 659–661. <https://www.jstor.org/stable/1806107>
- Pierné, G. (2013).** Hiring discrimination based on national origin and religious closeness: results from a field experiment in the Paris area. *IZA, Journal of Labor Economics*, 2(1), 1–15. <https://dx.doi.org/10.1186/2193-8997-2-4>

- Popli, G. (2022).** Decomposition: Accounting for Discrimination. In: Deshpand, A. (Ed.), *Handbook on Economics of Discrimination and Affirmative Action*. Springer Nature.
- Quillian, L., Heath, A., Pager, D., Midtbøen, A. H., Fleischmann, F. & Hexel, O. (2019).** Do Some Countries Discriminate More than Others? Evidence from 97 Field Experiments of Racial Discrimination in Hiring. *Sociological Science*, 6, 467–496. <http://dx.doi.org/10.15195/v6.a18>
- Rathelot, R. & Safi, M. (2022).** Taste Based Discrimination (Chapter 2). In: *Handbook on Economics of Discrimination and Affirmative Action*, 1–32. Springer Nature.
- Rémy, V. & Valat, E. (2026).** Beyond Correspondence Studies: Are Candidates With Arab-Muslim Names Recruited Differently in France? *Industrial Relations: A Journal of Economy and Society*, 65(1), 3–23. <https://doi.org/10.1111/irel.12390>
- Safi, M. & Simon, P. (2014).** Les discriminations ethniques et raciales dans l'enquête Trajectoires et Origines : représentations, expériences subjectives et situations vécues. *Economie et Statistique*, 464(1), 245–275. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/1378031?sommaire=1378033>
- SSMSI (2022).** Vécu et ressenti en matière de sécurité : enquête victimation 2022. Service statistique ministériel de la sécurité intérieure, *Rapport d'enquête*. <https://www.interieur.gouv.fr/content/download/135991/1076826/file/VRS2022%20.pdf>
- Valat, E. (2016).** Inégalités d'accès à l'emploi selon l'origine immigrée et réseaux de relations : que nous enseignent les recherches récentes ? *Revue d'économie politique*, 126(2), 213–256. <https://doi.org/10.3917/redp.262.0213>
-

## ANNEXE

Tableau A1 – Probabilité de déclarer l'expérience du refus injuste d'un emploi au cours des cinq dernières années (régression logistique)

	Ensemble		Hommes		Femmes	
Lien à la migration ( <i>Réf.</i> : sans ascendance migratoire directe)						
Originaire d'Afrique du Nord	2,502***	(0,399)	2,643***	(0,645)	2,574***	(0,535)
Originaire d'Afrique subsaharienne	2,563***	(0,508)	1,672*	(0,500)	3,950***	(1,058)
Originaire d'un autre pays de l'UE27	1,082	(0,196)	1,107	(0,324)	0,994	(0,240)
Originaire d'un autre pays	1,408*	(0,260)	1,210	(0,320)	1,601*	(0,411)
Femme ( <i>Réf.</i> : homme)	0,869	(0,145)	-		-	
Diplômé du supérieur ( <i>Réf.</i> : CAP à bac)						
Expérience potentielle	0,967	(0,049)	1,020	(1,020)	0,893*	(0,057)
Expérience potentielle carré	1,002	(0,001)	1,000	(0,002)	1,004**	(0,002)
Situation d'emploi ( <i>Réf.</i> : CDI)						
CDD	1,123	(0,297)	0,929	(0,354)	1,212	(0,423)
Intérimaire	3,432**	(1,460)	4,419**	(2,295)	0,649	(0,356)
Apprenti, étudiant	0,803	(0,369)	0,510	(0,252)	1,381	(0,903)
Chômeur	1,871**	(0,452)	1,703	(0,592)	2,003*	(0,629)
N'a jamais travaillé	1,390	(0,640)	1,572	(0,948)	1,334	(0,820)
Autre inactif	1,850*	(0,568)	2,408	(1,106)	1,480	(0,555)
Nombre d'observations	4 889		2 226		2 663	

Note : la probabilité de déclarer le refus injuste d'un emploi est estimée par une régression logistique, successivement parmi l'ensemble des candidatures, parmi les candidatures féminines et parmi les candidatures masculines. Les odds ratios peuvent être significativement différents de 1 au seuil de 1 % (\*\*\*) , 5 % (\*\*) ou 10 % (\*). Les écarts-types sont entre parenthèses.

Champ : personnes âgées de moins de 55 ans ayant 4 à 31 ans d'expérience potentielle, diplômées en France de CAP à bac+5, ayant achevé leur formation initiale et vivant dans un logement ordinaire en France métropolitaine.

Source : Ined-Insee, enquête Trajectoires et Origines 2 (2019-2020).

Tableau A2 – Probabilité d'être recontacté suite à une candidature, selon le niveau de diplôme (régression logistique)

	CAP à baccalauréat			Diplôme du supérieur		
	Ensemble	Hommes	Femmes	Ensemble	Hommes	Femmes
Origine supposée nord-africaine	0,434***	0,378***	0,500***	0,688***	0,690***	0,685***
	(0,028)	(0,032)	(0,042)	(0,029)	(0,041)	(0,039)
Femme	0,873**	-	-	1,192***	-	-
	(0,050)			(0,047)		
Variables de contrôle	X	X	X	X	X	X
Nombre d'observations	3 840	1 920	1 920	5 760	2 880	2 880
Pseudo R <sup>2</sup>	0,065	0,073	0,066	0,020	0,022	0,019

Note : estimation d'un modèle logistique, les odds ratios sont ici présentés, leurs écarts-types sont entre parenthèses. Les variables de contrôle sont le type de contrat, le secteur d'activité, la taille de l'établissement, une indicatrice de localisation en Île-de-France, la part d'immigrés et le taux de chômage dans la zone d'emploi. Le modèle de CV envoyé, l'ordre d'envoi des candidatures et leur trimestre d'envoi.

Champ : 9 600 candidatures (2 400 offres d'emploi x 4 candidatures), France métropolitaine.

Source : *testing Dares/IPP/ISM* (2019-2021).

Tableau A3 – Probabilité de déclarer l'expérience du refus injuste d'un emploi (odds ratios)

	CAP à baccalauréat			Bac+2 à bac+5		
	Ensemble	Hommes	Femmes	Ensemble	Hommes	Femmes
Lien à la migration ( <i>Réf.</i> : sans ascendance migratoire)						
Originaire d'Afrique du Nord	1,697* (0,375)	1,454 (0,443)	2,189** (0,756)	3,759*** (0,894)	5,800*** (2,264)	2,897** (0,939)
Originaire d'Afrique subsaharienne	1,450 (0,457)	0,795 (0,401)	2,600** (1,175)	3,827*** (1,043)	3,222** (1,252)	5,102*** (1,998)
Originaire d'un autre pays de l'UE27	0,969 (0,254)	0,794 (0,311)	1,03 (0,377)	1,104 (0,295)	1,259 (0,533)	0,803 (0,293)
Originaire d'un autre pays	1,206 (0,301)	1,008 (0,400)	1,436 (0,501)	1,530 (0,401)	1,180 (0,462)	1,740 (0,592)
Femme ( <i>Réf.</i> : homme)	0,820 (0,187)	-	-	0,960 (0,240)	-	-
Expérience potentielle	0,994 (0,069)	1,06 (0,111)	0,937 (0,086)	0,891 (0,068)	0,979 (0,117)	0,815** (0,073)
Expérience potentielle carré	1,000 (0,002)	0,999 (0,003)	1,002 (0,002)	1,005** (0,002)	1,001 (0,003)	1,008*** (0,003)
Situation d'emploi ( <i>Réf.</i> : CDI)						
CDD	0,827 (0,285)	0,973 (0,490)	0,615 (0,264)	1,482 (0,594)	0,940 (0,605)	2,005 (0,961)
Intérimaire	2,906** (1,419)	3,526** (2,067)	0,486 (0,384)	6,082** (4,361)	15,097*** (13,261)	0,348 (0,253)
Apprenti, étudiant	0,986 (0,540)	0,761 (0,427)	1,367 (1,215)	0,202** (0,154)	0,227 (0,289)	0,300 (0,236)
Chômeur	1,574 (0,465)	1,553 (0,621)	1,565 (0,612)	2,754*** (1,047)	3,101* (1,837)	2,456* (1,135)
N'a jamais travaillé	1,375 (0,711)	2,932 (1,919)	1,045 (0,709)	1,406 (0,850)	1,000 (0,000)	3,351 (2,477)
Autre inactif	1,983 (0,844)	4,594** (2,789)	1,259 (0,725)	1,913 (0,844)	1,785 (1,161)	1,789 (0,899)
Nombre d'observations	2 375	1 176	1 199	2 514	1 041	1 464

Note : estimation d'un modèle logistique. Les écarts-types sont entre parenthèses. Sont également introduites en variables de contrôle la présence d'enfants, la situation d'emploi du conjoint, la reconnaissance d'une affection de longue durée, la part d'immigrés dans la zone d'emploi et le taux de chômage localisé, ainsi que des indicatrices de trimestre, QPV et région.

Champ : personnes de moins de 55 ans ayant 4 à 31 ans d'expérience potentielle, diplômées en France de CAP à bac+5, ayant achevé leur formation initiale et vivant dans un logement ordinaire en France métropolitaine.

Source : Ined-Insee, Trajectoires et Origines 2 (2019-2020).

# Protéger les emplois, préserver l'efficacité : tour d'horizon de dispositifs européens d'activité partielle

## *Protecting Jobs, Preserving Efficiency: Insights from European Short-Time Work Schemes*

Natalia Bermúdez\*, Muriel Dejemeppe\*\* et Giulia Tarullo\*\*\*

---

**Résumé** – Les dispositifs d'activité partielle ont été au cœur de la politique européenne du marché du travail pendant la grande récession de 2008-2009 puis durant la crise de Covid-19. S'appuyant sur la théorie économique, l'analyse comparative des cadres institutionnels nationaux et les résultats d'études micro-économétriques, cette revue de littérature évalue si et comment les dispositifs d'activité partielle parviennent à stabiliser l'emploi, préserver les compétences spécifiques des entreprises et atténuer les pertes de rémunération des salariés. L'analyse comparative de la Belgique, de la France, de l'Allemagne et de l'Italie montre que les bénéfices de ces dispositifs sont d'autant plus grands que ces derniers sont limités dans le temps, qu'ils combinent incitations financières et contrôle des entreprises bénéficiaires et qu'ils ciblent des problèmes conjoncturels. À l'inverse, un dispositif d'activité partielle mal ciblé ou s'étendant sur une trop longue durée génère des effets d'aubaine et retarde la réallocation nécessaire de la main-d'œuvre. Bien conçus, ces dispositifs peuvent soutenir efficacement les entreprises et les salariés sans nuire aux ajustements du marché du travail.

**Abstract** – *Short-time work (STW) programmes have been central to European labour-market policy during the Great Recession and COVID-19. This survey integrates theory, cross-country institutional design, and microeconomic evidence to assess whether and how STW succeeds in stabilising employment, preserving firm-specific human capital, and mitigating employees' loss of earnings. Comparative analysis of Belgium, France, Germany, and Italy shows that targeting temporary shocks, combining monitoring with financial incentives for beneficiary firms, and limiting programme duration are crucial to maximise benefits. By contrast, untargeted or prolonged STW not only generates deadweight losses but also delays necessary labour reallocation. Well-designed programmes support firms and workers efficiently while preserving labour-market adjustment.*

---

JEL : E24, J22, J23, J63, J65

Mots-clés : activité partielle, rétention de main-d'œuvre, emploi, survie des entreprises, assurance-chômage

Keywords: Short-time work, labour hoarding, employment, firm survival, unemployment insurance

\* IRES/LIDAM/UCLouvain, Belgique. Département d'économie, Université de Ghent, Belgique ; \*\* IRES/LIDAM/UCLouvain, Belgique. GLO, Essen, Allemagne ; \*\*\* RWI - Leibniz Institute for Economic Research. IRES/LIDAM/UCLouvain, Belgique. Département d'économie, Université de Ghent, Belgique. Correspondance : [muriel.dejemeppe@uclouvain.be](mailto:muriel.dejemeppe@uclouvain.be)

Nous remercions, pour leur financement, l'Administration fédérale belge de la Politique scientifique dans le cadre du programme « BRAIN-be 2.0 (2020-2025) » (contrat n° B2/202/P3), de la Fondation pour la recherche - Flandre (FWO) (numéro de projet FWO : G010421N) et la Banque nationale de Belgique. Giulia Tarullo sait également gré à l'UCLouvain-FSR de son financement. Nous sommes particulièrement reconnaissantes envers Bart Cockx pour ses discussions très utiles et son soutien substantiel au projet, ainsi qu'envers Bruno Van der Linden pour ses commentaires précieux et détaillés. Nous remercions la rédactrice en chef et les rapporteurs anonymes pour leurs commentaires très utiles et constructifs.

Reçu en mars 2025, accepté en janvier 2026. Traduit de « Protecting Jobs, Preserving Efficiency: Insights from European Short-Time Work Schemes ». 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: Bermúdez, N., Dejemeppe, M. & Tarullo, G. (2025). Protecting Jobs, Preserving Efficiency: Insights from European Short-Time Work Schemes. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 549, 51–73. <https://doi.org/10.24187/ecostat.2025.549.2144>

L'activité partielle est un dispositif consistant à indemniser la réduction temporaire de la durée du travail des salariés quand leur entreprise fait face à une baisse temporaire – et généralement non anticipée – d'activité, permettant ainsi à l'entreprise de ne pas recourir aux licenciements<sup>1</sup>. Contrairement à l'assurance-chômage classique, l'activité partielle préserve le lien entre le salarié et l'entreprise et limite la perte de capital humain ou de compétences propres à l'entreprise. En stabilisant l'emploi et les rémunérations, un dispositif d'activité partielle réduit les flux vers le chômage, allège la pression budgétaire sur les systèmes d'assurance-chômage et contribue à la stabilisation de la demande agrégée via le soutien à la consommation des ménages (Dengler *et al.*, 2025). Ces dispositifs peuvent également avoir des effets redistributifs, en particulier lors de chocs économiques importants touchant plus particulièrement les travailleurs à bas salaires (Christl *et al.*, 2022).

Les dispositifs d'activité partielle ont pris de l'importance pendant la grande récession de 2008-2009 (grande récession dans la suite de l'article) et ont atteint des niveaux sans précédent pendant la crise de Covid-19. En avril 2020, environ 15 % des salariés en Allemagne, 30 % en Italie, 35 % en France et 30 % en Belgique étaient placés en activité partielle (Hijzen & Salvatori, 2022). L'effondrement soudain de la demande de travail a créé un risque élevé de licenciements et de faillites à grande échelle, ce qui a incité les pouvoirs publics à se mobiliser et à étendre massivement les dispositifs d'activité partielle.

Toutefois, cette rapide extension a fait resurgir des préoccupations anciennes sur la façon de concevoir ces dispositifs. En effet, des critères d'éligibilité larges, un contrôle insuffisant et une responsabilité financière limitée pour les entreprises peuvent générer un aléa moral, incitant celles-ci à exagérer les difficultés rencontrées, à procéder à des réductions horaires au-delà du strict nécessaire ou à continuer d'employer des salariés sans réelle réduction de leur nombre d'heures. Ces comportements peuvent engendrer des coûts budgétaires et empêcher la réallocation de la main-d'œuvre en maintenant trop longtemps des emplois non viables. Si les enjeux liés aux distorsions générées par ces comportements varient d'un contexte à l'autre, ils n'ont à ce jour reçu qu'une attention limitée dans les synthèses de littérature existantes. En particulier, même si les dispositifs d'activité partielle mis en place pour des raisons économiques n'ont pas vocation à protéger contre des chocs saisonniers ou

structurels, il arrive néanmoins souvent que ce soit le cas, ce qui accroît leur coût budgétaire et compromet leur efficacité. Nous reviendrons plus loin sur ces questions en nous appuyant sur des résultats empiriques récents.

Cet article propose une analyse systématique des dispositifs d'activité partielle en tant qu'instrument de politique du marché du travail en Europe, en se concentrant sur quatre pays : la Belgique, la France, l'Allemagne et l'Italie. Le choix de ces pays est particulièrement pertinent pour plusieurs raisons. Premièrement, ces pays possèdent tous de longue date des dispositifs d'activité partielle institutionnalisés, qui ont été mobilisés à plusieurs reprises en réponse à des ralentissements conjoncturels. Deuxièmement, ils ont en commun une législation relativement stricte en matière de protection de l'emploi, ce qui limite la flexibilité externe, tandis que les rigidités en matière d'horaires et de fixation des salaires renforcent l'importance des outils d'ajustement interne tels que l'activité partielle. Troisièmement, ils ont tous connu des extensions importantes mais hétérogènes de leur dispositif d'activité partielle pendant la grande récession puis durant la crise de Covid-19, offrant ainsi un cadre comparatif riche pour examiner les effets du cadre institutionnel sur l'adoption et l'efficacité de tels dispositifs.

Notre contribution est triple. Premièrement, nous proposons un cadre conceptuel permettant de comprendre comment le dispositif d'activité partielle fonctionne au sein des systèmes d'assurance-chômage dans des pays caractérisés par une forte protection de l'emploi et des rigidités sur le marché du travail. Nous détaillons les avantages attendus de l'activité partielle – préservation de l'emploi, stabilisation des rémunérations et soutien de la demande globale – ainsi que les inefficacités potentielles découlant des asymétries d'information et de l'aléa moral, qui peuvent engendrer des coûts

---

1. Ces dispositifs sont également appelés « régimes d'indemnisation de l'activité partielle ». Dans plusieurs pays européens, comme la Belgique, la France et les Pays-Bas, les dispositifs d'activité partielle sont également appelés « chômage temporaire » ou « chômage partiel ». Ils ne doivent pas être confondus avec les « licenciements temporaires » (temporary layoffs), qui sont courants aux États-Unis et au Canada et qui permettent aux employeurs de suspendre temporairement la relation de travail. En principe, les politiques de « licenciement temporaire » permettent aux travailleurs licenciés d'être réembauchés par leur employeur initial (Feldstein, 1976). Les « licenciements temporaires » diffèrent des dispositifs d'activité partielle en ce sens que l'activité partielle n'interrompt pas la relation de travail. Les dispositifs d'activité partielle doivent également être distingués des dispositifs de chômage temporaire avec suspension totale de l'activité (furlough schemes), tels ceux en vigueur au Royaume-Uni, qui prévoient une suspension totale du travail. Si certains dispositifs d'activité partielle peuvent exceptionnellement autoriser une suspension complète de l'activité, ils se distinguent des dispositifs de type furlough schemes en ce qu'ils permettent des réductions partielles du temps de travail tout en maintenant la relation d'emploi intacte.

budgétaires et modifier la réallocation de la main-d'œuvre.

Deuxièmement, nous adoptons une perspective comparative pour retracer l'évolution des principales caractéristiques institutionnelles de ces dispositifs – règles d'éligibilité, conditionnalité, aménagement du temps de travail et mécanismes de financement – pendant les périodes de stabilité ou croissance économique d'une part, et pendant la grande récession et la crise de Covid-19 d'autre part, en Belgique, en France, en Allemagne et en Italie. Cette perspective nous permet d'examiner comment des différences institutionnelles peuvent jouer sur l'utilisation, le ciblage et l'efficacité des dispositifs. Elle permet aussi d'offrir une vision systématique des arbitrages politiques existant dans des environnements à forte protection de l'emploi, à la fois pendant des ralentissements économiques mondiaux et pendant des périodes de faible utilisation de ce type de dispositifs.

Troisièmement, nous établissons un lien entre les mécanismes théoriques, le cadre institutionnel et les résultats empiriques en analysant trois dimensions de ces dispositifs ayant reçu relativement moins d'attention dans les revues de littérature existantes : le contrôle, les mécanismes de cofinancement, y compris la coassurance et les bonus-malus, et la durée maximale de l'aide<sup>2</sup>. Nous tentons également de déterminer comment les efforts visant à renforcer le ciblage du dispositif par le biais de critères d'éligibilité plus stricts et d'un contrôle renforcé peuvent compromettre la fourniture de l'aide dans les délais impartis et accroître les charges administratives. Enfin, nous mettons en évidence que le cofinancement par l'employeur et les limites de durée possible de recours à ces dispositifs peuvent prévenir les abus et limiter la rétention de main-d'œuvre et les inefficacités de réallocation de la main-d'œuvre, tout en préservant la capacité du dispositif à répondre à des chocs temporaires. En nous appuyant sur des études empiriques récentes, nous montrons comment ces instruments peuvent façonner le recours à ces dispositifs, améliorer le ciblage et atténuer les distorsions d'allocation de la main-d'œuvre.

Le reste de l'article est organisé comme suit. La section 1 propose un cadre conceptuel qui synthétise les recherches existantes sur les dispositifs d'activité partielle, en clarifiant la manière dont ces dispositifs fonctionnent au sein des systèmes d'assurance-chômage, soutiennent l'emploi et la stabilisation des revenus et peuvent générer des inefficacités budgétaires et d'allocation de la main-d'œuvre, liées à des asymétries

d'information et à l'aléa moral. La section 2 présente une analyse comparative de l'architecture des dispositifs d'activité partielle et de leur évolution en Belgique, en France, en Allemagne et en Italie, en décrivant leurs principales caractéristiques pendant les périodes de stabilité ou croissance économique et en retraçant leur évolution pendant la grande récession et durant la crise de Covid-19. La section 3 passe en revue les estimations empiriques des effets des dispositifs d'activité partielle sur les entreprises et les salariés, en s'appuyant principalement sur des évaluations micro-économétriques portant sur un grand nombre de pays européens. La section 4 tire des enseignements pour l'élaboration de dispositifs futurs, en accordant une attention particulière aux mécanismes de ciblage, par le biais du contrôle et du cofinancement, et au rôle des contraintes sur la durée maximale des dispositifs, à la suite de quoi nous concluons.

## 1. Cadre conceptuel pour les dispositifs d'activité partielle

Cette section développe un cadre conceptuel pour aider à comprendre les dispositifs d'activité partielle mis en œuvre sur les marchés du travail européens. Nous expliquons tout d'abord en quoi l'activité partielle est une composante nécessaire des systèmes d'assurance sociale caractérisés par une législation stricte en matière de protection de l'emploi et des accords rigides sur les salaires et le temps de travail. Deuxièmement, nous décrivons la valeur d'assurance de l'activité partielle pour les entreprises, les salariés et la société au sens large. Troisièmement, nous discutons des principaux arbitrages impliqués dans les dispositifs d'activité partielle, en montrant comment la fonction d'assurance des dispositifs peut générer des inefficacités, y compris des externalités budgétaires qui entraînent des effets d'aubaine et des distorsions dans la réallocation de la main-d'œuvre.

### 1.1. Les raisons de l'existence de dispositifs d'activité partielle dans les systèmes d'assurance sociale

Cette sous-section montre en quoi les dispositifs d'activité partielle sont une composante nécessaire des systèmes d'assurance sociale européens, compte tenu des contraintes

2. Le bonus-malus est un mécanisme de modulation des cotisations patronales en fonction du comportement de l'entreprise. Les entreprises qui recourent fréquemment au dispositif assurantiel concerné – et contribuent ainsi davantage aux dépenses qui en découlent – se voient appliquer un taux de cotisation majoré (malus), tandis que celles dont le comportement génère moins de coûts pour le système bénéficient d'un taux réduit (bonus). Ce dispositif vise à internaliser le coût social des comportements générateurs de dépenses en responsabilisant financièrement les entreprises.

institutionnelles et financières qui pèsent sur l'ajustement de la main-d'œuvre en cas de choc d'activité temporaire imprévu.

Plusieurs arguments expliquent pourquoi, en l'absence de dispositifs d'activité partielle, les licenciements peuvent devenir *excessivement* nombreux par rapport à l'optimum social lors de chocs économiques temporaires (Cahuc & Carcillo, 2011). Les paragraphes suivants montrent en quoi l'activité partielle permet de limiter ces licenciements *excessifs*, c'est-à-dire des destructions d'emplois inefficaces du point de vue collectif car supérieures au niveau socialement optimal. Premièrement, lorsqu'elles sont confrontées à un ralentissement de l'activité économique temporaire, les entreprises doivent trouver un équilibre entre optimiser leurs besoins en main-d'œuvre à long terme – en conservant plus de salariés qu'il n'est strictement nécessaire pendant la baisse d'activité – et éviter le manque de liquidités à court terme causé par les coûts de maintien de leur main-d'œuvre. Les contraintes financières à court terme, telles que les flux de trésorerie limités et l'aggravation des imperfections des marchés financiers en cas de choc économique, entravent la capacité des entreprises à conserver la main-d'œuvre, ce qui entraîne une hausse des destructions d'emploi (Giroud & Mueller, 2017 ; Melcangi, 2024) et un taux de survie potentiellement moindre chez les entreprises en période de ralentissement économique.

En principe, les entreprises pourraient aussi ajuster leurs coûts de main-d'œuvre en réduisant les heures de travail ou les salaires. Cependant, dans de nombreux pays européens, les institutions du marché du travail et les conventions collectives limitent la faisabilité ou l'étendue de tels ajustements. Les réductions de salaire peuvent par ailleurs nuire au moral des employés ou provoquer des départs volontaires (Bertheau *et al.*, 2025 ; Davis & Krolikowski, 2025), tandis que les réductions de la durée de travail sont souvent limitées par l'existence d'accords sur la durée et les conditions de travail (Jäger *et al.*, 2024 ; Villanueva & Adamopoulou, 2022). L'Allemagne fait figure d'exception : dans ce pays, la souplesse des négociations salariales entre les entreprises et les salariés peut conduire à des ajustements salariaux à la baisse mutuellement consentis à la suite de chocs d'activité négatifs (Brinkmann *et al.*, 2024 ; Jäger *et al.*, 2022). Plus généralement, les conventions collectives conclues au niveau national ou sectoriel tendent à limiter les négociations entre les entreprises et les salariés, ce qui restreint les marges de flexibilité dans l'ajustement des conditions

de travail. Cela réduit la capacité à préserver la qualité des appariements emploi-salarié et à allouer efficacement la main-d'œuvre en période de ralentissement économique (Jäger *et al.*, 2023 ; Acemoglu, 1995 ; Hall & Lazear, 1984 ; Giupponi & Landais, 2023).

Un autre argument concerne les incitations limitées des entreprises à internaliser les coûts sociaux plus larges des licenciements, tels que l'augmentation des dépenses publiques, la baisse des recettes fiscales et les conséquences à long terme du chômage (Boeri & Cahuc, 2023). En général, les dispositifs classiques d'assurance-chômage n'alignent pas complètement les incitations privées des entreprises sur ces coûts sociaux. Un système de bonus-malus peut y remédier en corrélant les contributions des entreprises à l'assurance-chômage à leur historique de licenciements, de façon à les inciter à limiter les licenciements *excessifs* (Blanchard & Tirole, 2008 ; Cahuc & Malherbet, 2004 ; Feldstein, 1976)<sup>3</sup>. En théorie, un bonus-malus complet, c'est-à-dire un système dans lequel les entreprises couvrent intégralement le coût des prestations d'assurance-chômage versée à leurs anciens salariés, devrait empêcher tout licenciement excessif. Toutefois, en période de ralentissement économique, l'existence de contraintes financières peut limiter l'intérêt d'un bonus-malus complet, dans la mesure où celui-ci pourrait aggraver les difficultés financières des entreprises, accroître le risque d'insolvabilité et réduire les embauches (Cahuc & Carcillo, 2011 ; Johnston, 2021). Ces risques découlent du fait qu'un système de bonus-malus taxerait les entreprises au moment même où elles prennent leurs décisions de licenciement. Compte tenu de ces limites, l'assurance-chômage à elle seule pourrait ne pas suffire à freiner les licenciements, ce qui souligne le rôle des dispositifs d'activité partielle dans l'offre d'une plus grande flexibilité aux entreprises.

En revanche, des lois strictes sur la protection de l'emploi peuvent décourager les licenciements excessifs en limitant de façon générale tous les licenciements. Toutefois, le maintien d'exigences strictes en matière de protection de l'emploi en cas de chocs économiques temporaires exacerbe la pression financière des entreprises touchées

3. Le bonus-malus s'applique dans le cadre de l'assurance-chômage aux États-Unis. Les prestations de chômage sont financées par les entreprises qui paient des taux individualisés reflétant les coûts réels de l'assurance-chômage imposés au système par les licenciements des entreprises. Alors que ces taxes sont calculées sur la base de l'historique des licenciements d'une entreprise, le bonus-malus est payé simultanément (Guo & Johnston, 2021). Les travaux empiriques de Duggan *et al.* (2023) montrent que les entreprises américaines ont licencié moins de travailleurs en réponse aux chocs de la demande de travail pendant la grande récession lorsque leurs pénalités en cas de licenciement étaient plus élevées.

par ces chocs (Boeri & Cahuc, 2023). Dans de tels contextes, les dispositifs d'activité partielle offrent la flexibilité nécessaire pour gérer les coûts de main-d'œuvre sans les impacts négatifs d'une législation rigide sur la protection de l'emploi.

Dans l'ensemble, ces limites institutionnelles et financières renforcent la nécessité d'un mécanisme d'ajustement flexible, comme l'activité partielle, pour stabiliser l'emploi en cas de chocs temporaires.

## 1.2. Valeur d'assurance des dispositifs d'activité partielle en cas de choc économique temporaire

Les dispositifs d'activité partielle visent à préserver les relations de travail en fournissant une assurance aux entreprises et aux salariés en cas de choc économique temporaire. Contrairement à l'assurance-chômage, qui indemnise les salariés en cas de perte d'emploi involontaire, comme un licenciement, l'activité partielle vise à prévenir les licenciements, en épargnant aux deux parties les coûts afférents. Pour les entreprises, les licenciements se traduisent par une perte de capital humain, à quoi s'ajoutent des coûts de licenciement ainsi que la nécessité de réembaucher et de former les salariés lorsque l'activité repart. Aux salariés, les dispositifs d'activité partielle offrent un soutien financier via des subventions publiques pour compenser les heures non travaillées, tout en leur permettant de conserver leur salaire pour les heures travaillées, et les protègent contre les pertes de revenus à long terme et les difficultés pour retrouver un emploi (Schmieder *et al.*, 2023). Au-delà des effets financiers, les licenciements peuvent avoir un impact négatif sur le bien-être psychologique et la sécurité économique, ces conséquences s'intensifiant souvent pendant les récessions (Drydak, 2021 ; Rodriguez Conde *et al.*, 2025).

Ces mécanismes suggèrent que l'activité partielle peut influencer les *résultats de l'entreprise* (emploi, survie, productivité et rentabilité) et les *résultats du salarié* (trajectoire de revenus et stabilité de la carrière). La section 3 s'intéressera aux estimations empiriques de ces effets escomptés, en évaluant si les différents types de dispositifs apportent les avantages escomptés tout en tenant compte des arbitrages et des inefficacités potentielles (voir la section 1.3).

Au niveau global, les dispositifs d'activité partielle génèrent des effets positifs par le biais de trois canaux : (i) une charge budgétaire réduite par rapport à l'alternative de

l'assurance-chômage, (ii) une stabilisation de la consommation et, plus largement, de la demande agrégée et (iii) des effets d'entraînement pour les non-utilisateurs. Premièrement, en limitant les licenciements, le dispositif d'activité partielle réduit les demandes d'allocations chômage, ce qui allège la charge budgétaire de l'assurance-chômage – ce lien est étudié à la section 1.3. Deuxièmement, en diminuant le risque de perte d'emploi et les réductions de revenu qui en découlent, le dispositif d'activité partielle stabilise la demande pendant les récessions (Jaravel, 2022). Lorsqu'ils sont confrontés au risque de chômage et à des contraintes d'emprunt, les salariés peuvent réduire leur consommation, ce qui peut entraîner dans une spirale récessive. L'activité partielle atténue cet effet en réduisant l'incitation à l'épargne de précaution (Dengler *et al.*, 2025). Enfin, l'activité partielle bénéficie également aux entreprises qui n'y recourent pas directement. Dans le cadre théorique développé par Cahuc (2024), la simple existence de l'activité partielle au sein du système d'assurance sociale conduit les entreprises à internaliser, dans le calcul de leurs profits espérés, la possibilité d'y recourir en cas de choc économique futur. Ce mécanisme d'anticipation réduit ainsi le risque espéré de perte d'emploi pour les salariés de ces entreprises, même en l'absence d'utilisation effective du dispositif. L'activité partielle atténue en outre les dynamiques de « course effrénée » et les externalités de congestion sur le marché du travail, qui apparaissent lorsque les demandeurs d'emploi se concurrencent pour un nombre limité de postes vacants en période de ralentissement économique. Ce mécanisme passe par une réduction de l'afflux de travailleurs déplacés vers le chômage, ce qui évite une dégradation des taux de retour à l'emploi pour les non-utilisateurs (Montenegro & Hijzen, 2024).

Dans l'ensemble, ces mécanismes montrent que les dispositifs d'activité partielle fournissent une assurance à plusieurs niveaux : ils stabilisent la main-d'œuvre des entreprises, préservent les revenus et la carrière des salariés et atténuent les perturbations macroéconomiques et du marché du travail.

## 1.3. Vers un dispositif d'activité partielle efficace : les principaux arbitrages

Les dispositifs d'activité partielle apportent un soutien rapide et flexible aux entreprises et aux salariés en cas de chocs temporaires, ce qui permet de stabiliser l'emploi et de protéger les revenus des salariés. Toutefois, ces avantages vont de pair avec des inconvénients associés à

l'asymétrie d'information entre les entreprises et les pouvoirs publics. Ces derniers ne peuvent pas parfaitement identifier les entreprises qui sont réellement confrontées à des chocs importants et temporaires et qui en l'absence d'aide seraient contraintes de licencier, sauf à mettre en place des procédures de vérification longues et coûteuses (Burdett & Wright, 1989 ; Jaravel, 2022). En outre, les administrations ont souvent du mal à distinguer les chocs temporaires et inattendus des fluctuations saisonnières (Cahuc & Nevoux, 2018) ou structurelles prévisibles (Mosley & Kruppe, 1996), ce qui entraîne des inefficacités lorsque des entreprises ne faisant pas partie de la cible visée par le dispositif en font néanmoins partie. Ces frictions informationnelles sont au cœur des inefficacités potentielles que nous examinons dans la section suivante.

### 1.3.1. Asymétrie informationnelle et aléa moral

L'asymétrie informationnelle génère un aléa moral : les entreprises peuvent jouer stratégiquement avec les critères d'éligibilité ou abuser des prestations d'activité partielle en réduisant au-delà du nécessaire les heures de travail (Burdett & Wright, 1989 ; Jaravel, 2022), même lorsqu'elles sont financièrement stables ou en pleine croissance. Cela reflète le problème de l'aléa moral observé dans l'assurance-chômage classique mais, dans ce cas, c'est le comportement des entreprises, et non celui des salariés, qui est en jeu.

Certaines entreprises peuvent également bénéficier de « subventions croisées », c'est-à-dire qu'elles ne sont pas confrontées à des chocs véritablement temporaires et perçoivent cependant l'aide. Par exemple, les entreprises confrontées à des fluctuations saisonnières ou à des difficultés structurelles peuvent recourir à l'activité partielle, et en bénéficier ainsi de façon récurrente sans être confrontées à un véritable choc temporaire et imprévu d'activité (Boeri & Cahuc, 2023 ; Cahuc & Nevoux, 2018). Certains pays limitent explicitement ce type d'abus (par exemple, la Suisse) ou mettent en place des systèmes différents pour les éviter. Les fausses déclarations de durées du travail, consistant à déclarer des réductions d'heures supérieures à celles effectivement réalisées, et l'inscription de salariés au dispositif en l'absence de toute réduction effective de leur temps de travail constituent deux exemples de ce type de comportements. En Allemagne, Bossler *et al.* (2023) mettent en évidence l'existence de telles pratiques : les salariés bénéficiant d'un dispositif d'activité partielle ont souvent travaillé davantage que

ce qui avait été déclaré et, dans certains cas, n'ont même pas subi de réduction de leur temps de travail pendant la crise de Covid-19. Dans la pratique, les coûts de vérification administrative élevés et les informations imparfaites des pouvoirs publics sont la source du problème de l'aléa moral.

### 1.3.2. Externalités budgétaires et effets d'aubaine

L'aléa moral génère des externalités budgétaires : certaines ressources publiques sont allouées à des entreprises qui n'auraient pas licencié leurs salariés même sans le dispositif d'activité partielle, ce qui engendre des coûts budgétaires liés aux effets d'aubaine (Burdett & Wright, 1989 ; Cahuc, 2019 ; Van Audenrode, 1994). En d'autres termes, les fonds publics sont dépensés sans produire des avantages sociaux en contrepartie.

Des coûts budgétaires liés aux effets d'aubaine peuvent également survenir lorsque l'activité partielle préserve des emplois structurellement non viables qui seraient détruits à moyen terme, indépendamment de l'adoption du dispositif. En outre, le coût budgétaire global peut être accru du fait que des entreprises qui ne sont pas confrontées à de véritables chocs temporaires, mais plutôt à des ralentissements saisonniers prévisibles, peuvent en bénéficier de façon récurrente, ce que la littérature économique qualifie de subventions croisées (Cahuc & Nevoux, 2018).

Les illustrations empiriques de ces externalités budgétaires sont les suivantes. Premièrement, Lapeyre (2023) documente des cas de déclarations erronées d'entreprises sur leur éligibilité afin d'accéder à des prestations d'activité partielle plus généreuses lors de la crise de Covid-19 en France. Deuxièmement, les simulations d'un modèle dynamique de recherche et d'appariement (*dynamic search and matching model*) réalisées par Albertini *et al.* (2022) indiquent qu'une augmentation de 10 % de la participation financière des employeurs au dispositif d'activité partielle le plus généreux utilisé au plus fort de la crise en France aurait réduit la demande pour le dispositif sans nuire à l'emploi global. Ce résultat souligne que des subventions trop généreuses induisent une réduction excessive des heures de travail et génèrent des externalités budgétaires substantielles, accroissant ainsi le coût global du dispositif. Troisièmement, Bossler *et al.* (2023) ont mis en évidence l'existence de fraudes en Allemagne pendant la pandémie de Covid-19,

les entreprises déclarant faussement des heures de travail et générant potentiellement des effets d'aubaine coûteux pour les finances publiques.

Peu d'études ont analysé le coût budgétaire net des dispositifs d'activité partielle par rapport au coût de l'assurance-chômage traditionnelle en l'absence de ces dispositifs. Pendant la grande récession en Italie, chaque euro consacré aux dispositifs d'activité partielle a coûté 1,38 € à la société, soit moins que l'assurance-chômage seule (1,5 à 2,5 € par euro marginal) (Giupponi & Landais, 2023). En Suisse, les avantages budgétaires des dispositifs d'activité partielle ont été supérieurs à leurs coûts, ce qui signifie que les dispositifs se sont effectivement autofinancés (Kopp & Siegenthaler, 2021). Ces différences entre pays soulignent l'importance du cadre institutionnel. De façon cohérente avec ces résultats, Stiepelmann (2026) montre, à l'aide d'un modèle calibré de recherche et d'appariement, qu'un système combinant assurance-chômage et activité partielle optimalement calibré s'avère fiscalement plus efficient qu'un régime reposant sur la seule assurance-chômage. En effet, l'activité partielle permet de limiter les licenciements qui, dans un régime d'assurance-chômage pur, génèrent des externalités budgétaires négatives en faisant peser un coût collectif sur les finances publiques.

### 1.3.3. Distorsions de la réallocation de la main-d'œuvre

Au-delà des externalités budgétaires, les dispositifs d'activité partielle peuvent également affecter la réallocation du travail, un facteur clé de la productivité globale (Cahuc *et al.*, 2014 ; Cahuc, 2019). De même que l'aléa moral et les subventions croisées génèrent des coûts budgétaires superflus en allouant des ressources à des entreprises qui n'auraient pas besoin d'aide, des inefficacités dans l'allocation du travail se font jour lorsque le dispositif d'activité partielle préserve des emplois qui auraient naturellement été réaffectés en l'absence du dispositif.

En stabilisant l'emploi, le dispositif d'activité partielle peut préserver temporairement des emplois peu productifs mais viables, ce qui permet aux entreprises de surmonter les chocs sans recourir au licenciement (Boeri & Bruecker, 2011 ; Cooper *et al.*, 2017 ; Hijzen & Venn, 2011). Cependant, soutenir des emplois structurellement non viables peut ralentir la transition de la main-d'œuvre vers des entreprises plus productives, engendrant des inefficacités allocatives (Mosley & Kruppe, 1996 ; Giupponi & Landais, 2023 ; Cahuc, 2024). L'ampleur de ces

distorsions dépend à la fois de la durée et de la nature du choc.

Dans le cas de récessions durables, les inefficacités de réallocation peuvent être amplifiées, car le dispositif d'activité partielle subventionne des emplois qui auraient autrement disparu, ce qui a pour effet de réduire le nombre de postes vacants et de ralentir la mobilité de la main-d'œuvre vers des emplois à plus forte productivité. En conséquence, le dispositif d'activité partielle peut accroître les coûts d'embauche pour les entreprises plus productives et pour les nouvelles entrantes, rendant ainsi le marché du travail moins fluide (Cooper *et al.*, 2017 ; Giupponi & Landais, 2023 ; Jaravel, 2022). Il est important de noter que des inefficacités de réallocation peuvent également survenir lors de chocs de courte durée et spécifiques à un secteur. En effet le dispositif d'activité partielle peut empêcher les entreprises de conserver volontairement leur main-d'œuvre comme elles l'auraient fait autrement, étant donné que les incitations à retenir la main-d'œuvre de manière endogène sont plus fortes lors de ralentissements économiques de courte durée, même en l'absence d'activité partielle (Diaz *et al.*, 2025). Ce mécanisme peut amplifier les effets négatifs sur la réallocation sectorielle ainsi que les baisses de production. En outre, le dispositif d'activité partielle peut entraver davantage encore la réallocation des ressources pendant les récessions de courte durée. L'effet dissuasif du dispositif sur la recherche d'emploi des salariés dans les secteurs en déclin est en effet plus fort lorsque l'incertitude globale est plus faible, ce qui réduit encore les incitations à s'orienter vers les secteurs en expansion pour les salariés dont l'appariement génère un faible surplus. Enfin, la crise de Covid-19 a introduit une complexité supplémentaire en raison d'impacts sectoriels hétérogènes et de changements structurels accélérés, tels que l'essor du télétravail et de l'économie des petits boulots – *gig employment* (Barrero *et al.*, 2021 ; Boeri & Cahuc, 2023). Dans ce contexte, les dispositifs d'activité partielle peuvent avoir préservé des emplois temporairement viables tout en entravant la réallocation d'emplois structurellement non viables, avec des implications potentielles pour la productivité globale (Mohimont *et al.*, 2024 ; Meriküll & Paulus, 2024). Toutefois, les travaux empiriques visant à déterminer si les dispositifs d'activité partielle ont entravé de manière significative la réallocation des ressources demeurent encore limités.

Ainsi, les inefficacités en matière de réallocation de la main-d'œuvre s'ajoutent aux

coûts budgétaires d'aubaine examinés à la section 1.3.2 : tous deux représentent les coûts sociaux indirects de l'activité partielle découlant de l'aléa moral et de la conception du dispositif, mettant en évidence l'arbitrage à avoir entre la fourniture d'une assurance et le maintien de l'efficacité du dispositif d'activité partielle.

#### 1.4. Protection asymétrique des contrats

Outre les externalités budgétaires et les distorsions dans la réallocation de la main-d'œuvre, les dispositifs d'activité partielle peuvent entraîner des inefficacités en raison d'un niveau de protection différent selon le type de contrat. De par leur conception, les dispositifs d'activité partielle favorisent souvent les contrats à durée indéterminée, dont les coûts de remplacement sont élevés, laissant de côté les salariés sous contrat à durée déterminée ou ceux dont le remplacement est peu coûteux (OECD, 2021 ; Cahuc & Carcillo, 2011 ; Cahuc, 2019). En cas de choc temporaire important, les entreprises s'adaptent généralement en ne renouvelant pas les contrats à durée déterminée et/ou en licenciant les salariés les moins anciens dans l'entreprise. Dans ce contexte, le dispositif d'activité partielle incite les entreprises à placer prioritairement les salariés en contrat à durée indéterminée dans le dispositif, dans la mesure où leur licenciement est plus coûteux.

Cette asymétrie peut accentuer la segmentation du marché du travail et limiter la circulation des salariés entre les différents types de contrats, entravant ainsi les transitions entre les postes sous contrat à durée déterminée et sous contrat à durée indéterminée (Hijzen & Venn, 2011). La protection asymétrique des contrats représente une forme d'inefficacité allocative : certains salariés bénéficient plus que les autres de l'assurance tandis que d'autres restent exposés au risque de chômage, ce qui peut ralentir l'ajustement global du marché du travail et réduire la productivité globale.

Des travaux sur données italiennes confirment que les dispositifs d'activité partielle ont principalement protégé les contrats à durée indéterminée pendant la grande récession (Giupponi & Landais, 2023), mais d'autres ne constatent pas de réduction nette du recours à des contrats à durée déterminée (Kopp & Siegenthaler, 2021). Il est important de prendre en compte ces asymétries pour comprendre toute la portée des arbitrages dans la conception des dispositifs d'activité partielle et pour garantir que les dispositifs concilient la fourniture d'une assurance et l'efficacité sur l'ensemble du marché du travail.

#### 1.5. De la théorie à la pratique et aux résultats

Le cadre conceptuel développé dans la section 1 montre pourquoi les dispositifs d'activité partielle apparaissent comme un élément clé des systèmes d'assurance sociale caractérisés par une protection stricte de l'emploi, une flexibilité interne limitée en matière de temps de travail et de salaires et des entreprises financièrement limitées et confrontées à des chocs temporaires. Lorsque les entreprises ne peuvent pas facilement ajuster leurs coûts de main-d'œuvre sans recourir au licenciement (section 1.1), le dispositif d'activité partielle fournit un mécanisme permettant d'atténuer les fluctuations temporaires de la demande de main-d'œuvre tout en préservant la précieuse adéquation entre l'offre et la demande de main-d'œuvre. Comme l'explique la section 1.2, cet outil d'assurance profite aux entreprises, aux salariés et à l'économie dans son ensemble en stabilisant l'emploi, en protégeant les revenus et en réduisant les dépenses publiques liées à l'assurance-chômage.

Cependant, la section 1.3 indique clairement que ces avantages vont de pair avec des arbitrages importants. L'asymétrie informationnelle entre les entreprises et les décideurs politiques ouvre la voie à des comportements d'aléa moral, y compris des fausses déclarations et des subventions croisées, générant des externalités budgétaires et des effets d'aubaine. De même, en limitant les licenciements, les dispositifs d'activité partielle peuvent fausser la réallocation du travail, en particulier lorsque les chocs sont persistants ou hétérogènes, et renforcer la segmentation existante du marché du travail en protégeant relativement mieux les contrats à durée indéterminée. Ces inefficacités découlent directement des mêmes caractéristiques de conception qui rendent le dispositif d'activité partielle utile en cas de chocs temporaires, ce qui souligne la difficulté de calibrer le dispositif de manière à offrir une assurance tout en préservant les incitations à un ajustement efficace.

Pour mettre en pratique ces connaissances théoriques, il faut regarder comment les pays conçoivent et mettent en œuvre leurs dispositifs d'activité partielle. Les dispositions institutionnelles – telles que les règles d'éligibilité, les procédures de contrôle, le cofinancement par l'employeur, la générosité des prestations et la durée maximale – ne déterminent pas seulement le degré d'utilisation du dispositif par les entreprises, mais aussi l'ampleur de l'aléa moral, l'ampleur des externalités budgétaires et les distorsions potentielles de la réallocation

de la main-d'œuvre. Par exemple, des mécanismes de ciblage plus stricts peuvent réduire les effets d'aubaine, mais risquent d'exclure des entreprises financièrement limitées qui ont réellement besoin d'aide, tandis que des dispositifs plus généreux et largement accessibles peuvent stabiliser l'emploi au détriment de l'efficacité.

## 2. Modifications apportées aux caractéristiques des dispositifs d'activité partielle en cas de choc majeur

Il est essentiel de comprendre comment sont conçus les dispositifs d'activité partielle pour interpréter les variations de leur efficacité d'un pays à l'autre. Cette section examine les caractéristiques institutionnelles des dispositifs d'activité partielle et leur évolution dans quatre pays, la Belgique, la France, l'Allemagne et l'Italie, en réponse à des chocs économiques majeurs, à savoir la grande récession de 2008-2009 et la pandémie de Covid-19. Nous décrivons d'abord les principales caractéristiques de conception des dispositifs d'activité partielle – règles d'éligibilité, exigences de conditionnalité, aménagements du temps de travail et mécanismes de cofinancement – et discutons la manière dont elles contribuent à l'objectif de stabilisation de l'emploi en période de ralentissement économique temporaire. Nous montrons ensuite comment ces caractéristiques ont évolué au cours des deux crises, en soulignant les ajustements communs et les innovations spécifiques à chaque crise. Il est en effet important de comprendre la structure et l'adaptabilité de ces dispositifs pour interpréter les différences entre les pays en matière d'efficacité des dispositifs et les arbitrages à avoir entre la protection de l'emploi, les coûts budgétaires et la réallocation de la main-d'œuvre.

### 2.1. Caractéristiques des dispositifs d'activité partielle

D'un pays à l'autre, les dispositifs d'activité partielle présentent généralement des caractéristiques communes. Il peut s'agir des critères d'éligibilité pour les salariés et les entreprises, des conditions de suivi lors de l'inscription, des régimes variables de réduction du temps de travail et des différents niveaux de cofinancement par les entreprises et les salariés participants (Cahuc & Carcillo, 2011 ; Giupponi *et al.*, 2022). Ces caractéristiques définissent le fonctionnement du dispositif d'activité partielle dans des conditions de cycle économique stable, avant tout ajustement spécifique dû à une crise. Elles ont vocation à répondre aux chocs idiosyncrasiques propres à l'entreprise ou au secteur.

Nous résumons les principales caractéristiques de conception des dispositifs d'activité partielle liées aux ralentissements économiques pour la Belgique, la France, l'Allemagne et l'Italie dans la période pré-Covid-19 (voir tableau).

Les *critères d'éligibilité* sont un ensemble de règles permettant aux entreprises et aux salariés de déterminer leurs droits d'accès au dispositif d'activité partielle. Dans certains pays, les salariés, qu'ils soient sous contrat à durée indéterminée ou déterminée, peuvent être tenus de satisfaire à des exigences minimales en matière d'emploi antérieur (comme pour l'éligibilité à l'assurance-chômage). Les entreprises doivent généralement démontrer une baisse temporaire de leur chiffre d'affaires ou de la demande pour être éligibles, due à des ralentissements économiques cycliques ou, dans quelques pays, à des fluctuations saisonnières anticipées. Le dispositif allemand d'activité partielle est le seul où l'éligibilité des entreprises est subordonnée à des seuils spécifiques de réduction du temps de travail. En revanche, le dispositif belge d'activité partielle se caractérise par des critères d'éligibilité plus souples pour les entreprises.

Le taux de recours aux dispositifs d'activité partielle augmente généralement pendant les crises économiques globales. Toutefois, dans certains pays, des dispositifs d'activité partielle peuvent également être activés pour faire face à des fluctuations saisonnières prévisibles des ventes ou des bénéfices liées à l'activité économique de secteurs spécifiques (Belgique et France) ou à des chocs structurels (Italie). En revanche, l'Italie a mis en place un dispositif d'activité partielle spécifique pour faire face aux baisses saisonnières prévisibles d'activité, tandis que l'Allemagne a deux dispositifs d'activité partielle différents, l'un pour faire face aux fluctuations saisonnières anticipées et l'autre aux ralentissements structurels<sup>4</sup>.

Les *conditions requises pour bénéficier de l'activité partielle* sont conçues pour maintenir la relation contractuelle de travail tout en préservant l'employabilité des salariés. Les entreprises sont censées conserver les emplois pendant la période d'activité partielle et les salariés peuvent être tenus de participer à des actions de formation ou de développement des compétences. Ces

4. Les dispositifs belge et français d'activité partielle autorisent une utilisation liée aux fluctuations saisonnières prévues en plus des ralentissements cycliques (tableau). En revanche, les dispositifs allemand et italien d'activité partielle appliquent des systèmes distincts pour les chocs saisonniers – à savoir le *Baugewerbetarif* en Allemagne et la *Cassa Integrazione Guadagni Ordinaria* en Italie –, qui diffèrent de ceux employés lors de ralentissements conjoncturels. En outre, l'Allemagne a mis en place un dispositif destiné à lutter contre les ralentissements structurels des entreprises (*Transferkurzarbeitergeld*).

mesures permettent de préserver l'adéquation entre l'entreprise et le salarié en cas de choc temporaire, ce qui facilite le retour au travail une fois les conditions économiques revenues à la normale.

L'aménagement du temps de travail dans le cadre de l'activité partielle varie selon la durée maximale possible de l'aide apportée par le dispositif d'activité partielle et le type de réduction des heures travaillées, totale ou partielle. Ces deux caractéristiques sont le plus souvent liées : les suspensions totales d'activité correspondent généralement à une durée maximale plus réduite du dispositif d'activité partielle. La

fixation d'une durée maximale renforce la nature temporaire de l'aide apportée par le dispositif d'activité partielle et sa fonction principale : subventionner la rétention de la main-d'œuvre, qui est elle-même un phénomène temporaire. Les entreprises conservent les salariés pendant les périodes de ralentissement dans l'espoir que l'adéquation entre l'offre et la demande de main-d'œuvre redeviendra rentable lorsque la conjoncture s'améliorera (Cahuc *et al.*, 2014). Toutefois, une utilisation prolongée peut limiter la réallocation des salariés vers des secteurs et des entreprises plus productifs, en particulier en période de reprise économique, lorsque la situation des entreprises s'améliore. Par

Tableau – Caractéristiques principales des dispositifs d'activité partielle en Belgique, France, Allemagne et Italie (conditions stables du cycle économique avant la Covid-19)

	Belgique	France	Allemagne	Italie
Nom du dispositif	Chômage temporaire	Activité partielle	<i>Kurzarbeit</i>	CIGS
Éligibilité	Initialement conçu pour les ouvriers ; les entreprises déclarent elles-mêmes une baisse temporaire d'activité, y compris les baisses saisonnières. Les non ouvriers ont été progressivement inclus après 2008, mais l'éligibilité nécessite des accords au niveau du secteur ou de l'entreprise et des preuves vérifiables de difficultés économiques importantes, soit un accès plus strict que pour les ouvriers.	Les entreprises doivent démontrer un ralentissement temporaire de leur activité, y compris les baisses saisonnières ou pour des causes structurelles (réorganisation ou restructuration). L'accès est souvent lié à des accords au niveau du secteur ou de l'entreprise.	Les entreprises doivent démontrer une réduction temporaire du temps de travail affectant une proportion minimale des salariés (avant la crise de Covid-19 : 30 % des effectifs, ≥30 % de réduction des heures).	Entreprises subissant des chocs économiques, des crises sociales, des restructurations ou des problèmes de liquidité, sous réserve de seuils de taille d'entreprise (≥15 ETP) et d'éligibilité sectorielle.
Taux de remplacement	65 % du salaire journalier brut (plafonné).	70 % du salaire de référence (plancher du salaire minimum).	67 % du salaire net (plafonné), avec des taux plus élevés pour les salariés ayant des enfants.	80 % du salaire (plafonné).
Cofinancement	Tarifification ajustable pour les ouvriers basée sur l'intensité de l'activité partielle (110 jours par travailleur et par an), avec des paiements différés pour éviter les pressions sur les liquidités ; cotisations de sécurité sociale supplémentaires et compléments optionnels au niveau du secteur ou de l'entreprise.	Contribution de l'État de 7,74 € par heure non travaillée pour les entreprises de moins de 250 salariés et de 7,23 € pour les entreprises de 250 salariés ou plus ; les employeurs couvrent le reste pour atteindre le taux de remplacement de 70 %. Depuis 2013, le coût pour l'employeur est nul pour les salaires horaires bruts inférieurs à 11 €.	Les employeurs paient des cotisations de sécurité sociale sur les heures non travaillées.	Compléments de l'employeur, tarifification ajustable au niveau de l'entreprise après 9 mois d'utilisation du dispositif d'activité partielle et cotisations de sécurité sociale.
Aménagement du temps de travail	Réduction partielle ou totale du nombre de jours par semaine ; durée maximale de 3 à 12 mois pour une réduction partielle et de 4 semaines pour une réduction totale. Les entreprises doivent reprendre leur activité pendant une semaine au moins avant de pouvoir réutiliser le dispositif d'activité partielle au cours de la même année.	Réduction partielle ou totale des heures de travail pour un maximum de 6 mois par an.	Réduction partielle ou totale des heures ; durée maximale de 6 mois continus, sans limite annuelle.	Réduction partielle ou totale des heures ; durée maximale de 36 mois sur une période de 5 ans.

Sources : OECD (2020) ; Cahuc & Carcillo (2011) ; Giupponi *et al.* (2022).

conséquent, la limitation de la durée du dispositif peut réduire les effets négatifs potentiels de l'activité partielle sur la réallocation de la main-d'œuvre, qui fait partie des coûts sociaux du dispositif d'activité partielle examinés dans la section 1.3. La Belgique et l'Italie sont les pays où la durée maximale possible de l'aide apportée par le dispositif d'activité partielle est la plus longue.

Des *mécanismes de cofinancement* permettent de répartir les coûts entre les salariés, les entreprises et les pouvoirs publics. Les salariés reçoivent généralement une indemnisation pour les heures perdues à des taux de remplacement légaux souvent égaux ou supérieurs à ceux de l'assurance-chômage standard, généralement dans les limites de plafonds prévus par la loi. Les entreprises peuvent contribuer par le biais de cofinancements, de bonus-malus en fonction de l'utilisation passée du dispositif ou d'accords sectoriels<sup>5</sup>. Ces mécanismes visent à réduire la surutilisation et l'aléa moral. L'Italie a le taux de remplacement légal le plus élevé pour les salariés et la Belgique le taux le plus bas. La Belgique et l'Italie sont les seuls pays où est appliqué un système de bonus-malus des employeurs.

## 2.2. Évolution des dispositifs au fil des crises en Belgique, en France, en Allemagne et en Italie

Une caractéristique notable des dispositifs d'activité partielle est leur flexibilité intrinsèque, permettant d'ajuster les règles d'éligibilité pour l'accès au dispositif, les dispositions relatives au temps de travail, les règles de conditionnalité et les structures de cofinancement en réponse à des fluctuations globales importantes de la demande.

Par exemple, l'assouplissement de l'accès au dispositif d'activité partielle en cas de crise majeure est conforme à l'objectif du dispositif, qui est d'apporter un soutien rapide aux entreprises et aux salariés en période de ralentissement économique. Les procédures simplifiées de demande, d'acceptation et de paiement permettent une réduction rapide des coûts de main-d'œuvre pour les entreprises tout en garantissant aux salariés une indemnisation rapide pour leur perte de rémunération. La rapidité de mise en œuvre du dispositif d'activité partielle est donc cruciale pour atteindre un objectif de stabilisation et éviter des pertes d'emploi inutiles. Autre exemple de souplesse de ces politiques, le cofinancement des employeurs diminue généralement pendant les périodes de forte récession et augmente progressivement à mesure que l'économie se redresse. Comme

indiqué à la section 1.2, le raisonnement est le suivant : en cas de chocs globaux imprévus, les entreprises sont généralement confrontées à des frictions plus importantes sur les marchés financiers et pâtissent d'un accès plus limité au crédit, ce qui nécessite un soutien plus important de la part des pouvoirs publics (Cahuc & Carcillo, 2011). En revanche, dès que l'économie se redresse, les entreprises sont incitées à renoncer à une utilisation prolongée du dispositif, qui de toute façon n'est généralement plus garantie.

La Belgique, la France, l'Allemagne et l'Italie – dont les dispositifs d'activité partielle sont intégrés à leurs systèmes d'assurance sociale depuis la première moitié du XX<sup>e</sup> siècle (Cahuc, 2024) – ont eu l'avantage de disposer d'infrastructures administratives mûres qui ont permis d'amender rapidement les politiques pendant les deux crises. Cette maturité institutionnelle contraste avec les pays qui n'ont introduit des dispositifs d'activité partielle qu'en réponse à la grande récession.

Nous allons maintenant présenter les principales évolutions des caractéristiques de ces dispositifs en Belgique, en France, en Allemagne et en Italie pendant la grande récession (2009) et pendant la crise de Covid-19 (mars 2020-juin 2021), en mettant en exergue à la fois les caractéristiques communes et les innovations propres à chaque pays (voir le tableau S1 de l'Annexe en ligne – lien vers l'Annexe en ligne à la fin de l'article). Les sections suivantes examinent chaque caractéristique fondamentale du dispositif – critères d'éligibilité, exigences de conditionnalité, aménagement du temps de travail et mécanismes de cofinancement – et montrent comment elles ont été modifiées en réponse à ces crises, en reliant la discussion aux mécanismes mis en évidence dans la section 1.

### 2.2.1. Critères d'éligibilité

**Pendant la grande récession**, l'éligibilité a généralement été limitée aux entreprises démontrant des besoins économiques temporaires et dans certains cas des besoins structurels, tels qu'une réorganisation planifiée antérieurement (Italie). Les entreprises italiennes ont fait l'objet de restrictions supplémentaires en fonction de leur taille et de leur secteur d'activité. Le dispositif allemand d'activité partielle (*Kurzarbeit*) a

5. Les cofinancements augmentent généralement avec la réduction des heures de travail et des salaires et sont payés en même temps que l'utilisation du dispositif d'activité partielle. En revanche, les systèmes de bonus-malus, tels que ceux présents dans l'assurance-chômage aux États-Unis (Guo & Johnston, 2021) ou l'assurance-invalidité en Europe, imposent des primes différées et progressives basées sur l'utilisation passée du dispositif d'activité partielle. Nous discutons du système de bonus-malus dans les dispositifs d'activité partielle à la section 3.

étendu l'accès aux entreprises dont 10 % au moins de la main-d'œuvre subissait une baisse minimale de 10 % de son temps de travail par rapport à une période de référence antérieure à la crise. L'éligibilité a donc été élargie, le seuil d'avant la crise correspondant à 30 % de la main-d'œuvre. En 2009, la France a lancé le dispositif *Activité partielle de longue durée* (APLD) pour aider les entreprises à faire face à des chocs dont la durée était susceptible d'être plus longue que celle, généralement courte, du dispositif d'activité partielle historique. L'éligibilité des salariés était généralement liée au type de contrat et à la durée de travail (temps plein, temps partiel ou temporaire/sans limite de durée) et aux droits antérieurs à l'assurance-chômage. En Belgique, les salariés non ouvriers ont obtenu l'éligibilité temporaire en 2009 et l'éligibilité permanente en 2012.

**Pendant la crise de Covid-19**, l'accès a été considérablement assoupli grâce à des régimes spécifiquement créés : la Belgique a mis en œuvre le dispositif Force majeure Corona, la France a relancé l'APLD à partir de juillet 2020 et l'Italie a introduit le CIG-Covid. L'éligibilité a été étendue à la quasi-totalité des entreprises quelle que soit leur taille et, dans certains cas, il n'était même plus nécessaire de démontrer une nécessité économique. Des applications rétroactives ont été autorisées en France et en Italie. En Allemagne, le seuil de réduction des effectifs nécessaire pour accéder au dispositif d'activité partielle a été abaissé de 30 % à 10 %, comme lors de la grande récession. Pour les salariés, la couverture a été étendue aux intérimaires. Ces élargissements de l'éligibilité reflètent directement le rôle d'assurance du dispositif d'activité partielle décrit dans la section 1, visant à préserver la qualité de l'appariement entreprise-salarié et à préserver l'emploi même en cas de choc généralisé, tout en réduisant la segmentation du marché du travail grâce à la couverture des salariés auparavant exclus.

Contrairement aux dispositifs d'activité partielle conventionnels, qui visent à répondre à des chocs temporaires, l'APLD française a ciblé les entreprises confrontées à des difficultés persistantes mais non de nature à être fatales à l'entreprise et a offert un soutien exceptionnellement long : jusqu'à 24 mois sur une période de 36 mois (Calavrezo & Walkowiak, 2025). L'accès était conditionné par des négociations collectives préalables au niveau de l'entreprise, de l'établissement ou du secteur et exigeait des engagements explicites en matière de maintien de l'emploi et de formation des salariés<sup>6</sup>. Le dispositif conventionnel d'activité partielle,

pour sa part, comportait beaucoup moins d'obligations et aucun accord d'entreprise ou sectoriel, ce qui souligne l'approche davantage conditionnelle et négociée de l'APLD en matière d'aide à l'emploi.

### 2.2.2. Exigences en matière de conditionnalité

**Pendant la grande récession**, les entreprises ont généralement été tenues de maintenir l'emploi pendant et peu de temps après leur recours au dispositif d'activité partielle, en soumettant parfois des plans de relance.

**Pendant la crise de Covid-19**, alors que l'incertitude grandissait et que le choc devenait durable, la conditionnalité a de plus en plus privilégié la formation et le développement des compétences. En France, les bénéficiaires de l'APLD devaient dispenser une formation spécifique aux salariés de l'entreprise pendant les heures non travaillées, remboursée par les pouvoirs publics. Une formation spécifique à l'entreprise, facultative, a également été introduite en Allemagne et en Belgique, axée sur les compétences directement liées au poste occupé par le salarié plutôt que sur des compétences générales transférables. Ces mesures renforcent les mécanismes examinés à la section 1, en faisant en sorte que les salariés temporairement inactifs conservent les compétences nécessaires et en soutenant la préservation d'emplois viables.

### 2.2.3. Aménagements du temps de travail

**Pendant la grande récession**, les dispositifs d'activité partielle ont généralement autorisé des réductions partielles ou totales de la durée de travail, sur des périodes d'une durée maximale variable d'un pays à l'autre (ex. : jusqu'à douze mois en Allemagne, six mois en France et 36 mois sur cinq ans en Italie). En France, le nombre annuel d'heures subventionnées par salarié est passé à 800, voire à 1 000 heures pour les secteurs les plus durement touchés par la grande récession, comme le textile et l'automobile.

Le choc de la **Covid-19** a entraîné des extensions importantes : le dispositif belge Force majeure Corona n'a pas défini de niveau maximum ; le dispositif français *Activité partielle* a autorisé un maximum d'heures d'activité partielle par salarié égal à 1 607 par an, bien au-delà de l'extension mise en œuvre pendant la grande récession ; l'Allemagne a étendu la durée

6. Le dialogue social a joué un rôle clé en France, en améliorant la transparence et en atténuant l'insécurité de l'emploi des travailleurs liée aux réductions prolongées des heures de travail.

possible de bénéfice du dispositif *Kurzarbeit* de 12 à 24 mois. Comme indiqué à la section 1.3.2, un soutien prolongé en termes d'activité partielle peut, en théorie, finir par protéger des emplois structurellement non viables, ce qui pourrait entraver la réallocation de la main-d'œuvre et le redressement de la productivité lorsque les conditions économiques s'amélioreront.

#### 2.2.4. Mécanismes de cofinancement

**Pendant la grande récession**, le financement a été partagé entre les salariés, les entreprises et les pouvoirs publics. Les salariés ont reçu une indemnisation partielle pour les heures perdues, sous condition de plafonds légaux, tandis que les entreprises ont contribué par des paiements directs, des compléments sectoriels ou des bonus-malus, décourageant ainsi un recours trop important et alignant les incitations sur la préservation de l'emploi. Par exemple, en France, la subvention publique s'élevait à 3,84 € par heure et par salarié pour les établissements employant jusqu'à 250 salariés et à 3,33 € pour ceux employant plus de 250 salariés. Partant, l'entreprise devait couvrir la différence entre les salaires dus au salarié et la subvention forfaitaire des pouvoirs publics.

**Pendant la crise de Covid-19**, les contributions des employeurs ont été temporairement réduites voire supprimées dans la plupart des pays afin de surmonter les contraintes de liquidité. En Belgique et en Italie, les entreprises ont bénéficié de coûts nuls dans le cadre de régimes d'urgence. En France, l'État a financé l'indemnisation jusqu'à 4,5 fois le salaire minimum, les employeurs prenant en charge l'excédent afin de maintenir un taux de remplacement de 70 %. Une distinction essentielle a été introduite en juin 2020 entre les secteurs particulièrement touchés par la Covid-19 et ceux relativement épargnés, formalisée par la classification des industries en secteurs protégés et en secteurs non protégés (secteurs décrits dans une nomenclature détaillée à cinq chiffres). Si tous les employeurs sont restés redevables des rémunérations supérieures à 4,5 fois le salaire minimum, les entreprises des secteurs non protégés ont été tenues de cofinancer 10 % des coûts du dispositif d'activité partielle en dessous de ce plafond, alors que les entreprises des secteurs protégés ont été exemptées de cette augmentation (Lapeyre, 2023)<sup>7</sup>. En Allemagne, les cotisations de sécurité sociale des entreprises au titre des heures non travaillées ont été réduites de moitié. Dans tous les pays, les taux de remplacement des rémunérations ont augmenté : la Belgique à 70 % du salaire brut, la France jusqu'à 84 % selon le niveau de

rémunération, l'Allemagne à 70 % à partir du quatrième mois et à 80 % à partir du septième mois (taux supérieur encore pour les salariés ayant des enfants) et l'APLD français à 70 % du salaire brut. Ces mesures ont permis d'apporter un soutien financier rapide tout en garantissant le maintien de l'emploi.

#### 2.2.5. Principales différences entre les deux crises

Pendant la grande récession, ces quatre pays ont pu facilement développer leurs dispositifs d'activité partielle préexistants, qui s'inscrivaient déjà dans des systèmes de protection de l'emploi stricts. Ils ont connu les taux de participation au marché du travail les plus élevés d'Europe et ont maintenu des taux de chômage bas, ce qui est souvent considéré comme un signe de réussite. Néanmoins, les cadres institutionnels étaient significativement différents. Premièrement, la part des coûts assumée par les employeurs a considérablement varié d'un pays à l'autre. La Belgique et l'Allemagne ont réduit les coûts des employeurs à zéro, tandis qu'en France le cofinancement par les employeurs a perduré, ce qui peut en partie expliquer un taux de recours comparativement faible et une intensité d'utilisation limitée en France. Deuxièmement, le ciblage a varié selon les pays. L'Allemagne a fixé un seuil quantitatif – au moins 10 % des salariés ayant leurs heures réduites d'au moins 10 % – afin d'éliminer les entreprises qui n'étaient confrontées qu'à des chocs légers. L'Italie a limité l'éligibilité aux entreprises de plus de quinze salariés et a exclu certains secteurs, ce qui a rendu l'attribution de l'aide plus sélective. La Belgique et la France, en revanche, ont eu recours à des évaluations administratives générales des difficultés économiques. Troisièmement, les marges d'ajustement à la disposition des pays ont varié. En Allemagne, les négociations décentralisées sur les salaires et les heures de travail ont fourni aux entreprises un mécanisme alternatif de rétention de la main-d'œuvre, réduisant la dépendance à l'égard du dispositif d'activité partielle et influençant la mise en œuvre du *Kurzarbeit*. Dans l'ensemble, ces différences institutionnelles ont façonné les modes de recours au dispositif ainsi que son rôle de stabilisation de l'emploi, du fait de différences dans la conception des dispositifs d'activité partielle.

7. En dessous du plafond, les employeurs étaient tenus de cotiser proportionnellement, couvrant 10 % du salaire horaire brut du salarié, tandis que l'État finançait les 60 % restants. Comme dans le cadre de l'aménagement précédent, pour les salaires supérieurs au plafond de 4,5 fois le salaire minimum, l'employeur prenait en charge l'intégralité du coût de l'indemnisation du dispositif d'activité partielle, assurant ainsi le maintien du taux de remplacement à 70 %.

La crise de la Covid-19 a donné lieu à des ajustements similaires à ceux observés lors de la grande récession, à deux différences notables près, reflétant le caractère exceptionnel de cette dernière crise. Premièrement, tandis que, lors de la précédente crise, l'assouplissement des critères d'éligibilité excluait encore certaines entreprises du dispositif, comme celles ayant plus de quinze salariés en Italie, durant la crise de Covid-19 l'éligibilité a été étendue à la quasi-totalité des entreprises dans la plupart des pays. Cette différence reflète l'évolution de la nature des contraintes des entreprises : pendant la grande récession, le dispositif d'activité partielle visait principalement à régler les problèmes de pénurie de liquidités qui limitaient la capacité des entreprises à retenir leur main-d'œuvre, tandis que, pendant la période de Covid-19, les fermetures obligatoires d'entreprises et l'arrêt total de l'activité ont ajouté une dimension non financière aux perturbations du marché du travail. De ce fait, un éventail plus large d'entreprises, au-delà des seules petites entreprises soumises à des contraintes financières fortes, est devenu éligible à l'aide.

Deuxièmement, alors que les pouvoirs publics cherchaient à supprimer progressivement les aides exceptionnellement généreuses accordées au début de la pandémie, des pays comme la France ont introduit des distinctions entre les entreprises des secteurs les plus touchés et celles des secteurs les moins touchés. Ces catégorisations, fondées sur des indicateurs sanitaires et économiques en constante évolution, visaient à recalibrer de manière dynamique l'étendue de l'aide, en concentrant les ressources sur les secteurs véritablement en difficulté et touchés par la pandémie et en excluant les entreprises qui n'en avaient plus besoin. Cette stratégie visait à réduire les inefficacités de la réallocation et à minimiser les effets d'aubaine, comme indiqué à la section 1.3.

### **3. L'activité partielle en pratique : les dispositifs produisent-ils les effets escomptés ?**

Cette section passe en revue les principaux résultats concernant les effets des dispositifs d'activité partielle sur les entreprises et les salariés et tente de voir si les différents types de dispositifs permettent d'obtenir les résultats prévus par la théorie. Nous nous centrons principalement sur les évaluations micro-économétriques causales récentes, en distinguant les résultats par pays et par épisode de crise (grande récession versus Covid-19). Ces évaluations s'appuient sur des évaluations quasi-expérimentales permettant

de tenir compte du recours non aléatoire au dispositif (c'est-à-dire le biais de sélection) et autoriser une interprétation causale crédible.

Du point de vue de l'entreprise, le dispositif d'activité partielle permet de conserver la main-d'œuvre, ce qui favorise sa survie – en particulier pour les entreprises dont les liquidités sont limitées – et contribue à préserver le capital humain, ce qui peut jouer sur l'investissement futur dans le capital humain et physique. En conséquence, le dispositif d'activité partielle peut avoir un effet sur l'emploi, la survie, la rentabilité et la productivité à court et moyen termes.

Du point de vue du salarié, le dispositif d'activité partielle offre une assurance contre (i) la perte de revenu due à la réduction du temps de travail et (ii) les conséquences de long terme du chômage, qui peut avoir des effets durables sur les trajectoires de revenus et d'emploi. Ce dispositif peut donc jouer sur les résultats individuels sur le marché du travail, tant à court terme qu'à moyen terme.

Les premières études comparatives internationales sur la grande récession suggèrent que les dispositifs d'activité partielle ont stabilisé l'emploi global pendant les périodes de ralentissement temporaire (Boeri & Bruecker, 2011 ; Cahuc & Carcillo, 2011 ; Hijzen & Venn, 2011 ; Hijzen & Martin, 2013 ; Brey & Hertweck, 2020). Si ces analyses tiennent partiellement compte du biais de sélection, elles ne permettent pas de distinguer complètement les caractéristiques propres à chaque pays ou les effets hétérogènes de la crise, qui peuvent avoir une incidence sur le recours au dispositif d'activité partielle comme sur l'emploi.

En revanche, les études micro-économétriques causales exploitent les variations entre entreprises, dans un cadre institutionnel donné, pour estimer les effets causaux. Le recours au dispositif n'étant pas aléatoire, les comparaisons naïves risquent de confondre les effets du dispositif d'activité partielle avec les caractéristiques préexistantes de l'entreprise. Il est donc essentiel de disposer de contrefactuels crédibles. Les expérimentations aléatoires sont rares, mais les approches quasi-expérimentales peuvent permettre une estimation solide des effets au niveau de l'entreprise et du salarié. Néanmoins, les premières évaluations des effets des dispositifs d'activité partielle pendant la grande récession ont abouti à des conclusions mitigées, les résultats étant fortement dépendants des stratégies d'identification retenues (Bellmann & Gerner, 2011 ; Calavrezo *et al.*, 2010).

Les sous-sections suivantes passent en revue d'abord les résultats concernant les entreprises. On distingue les effets à court terme – i.e. pendant l'adoption du dispositif d'activité partielle – des effets à moyen terme et on explore l'hétérogénéité en fonction des caractéristiques des entreprises et de l'exposition aux chocs. Elles s'intéressent ensuite aux résultats concernant les salariés.

### 3.1. Effets des dispositifs d'activité partielle sur le comportement économique des entreprises

#### 3.1.1. Effets sur l'emploi

Les dispositifs d'activité partielle peuvent avoir un effet sur l'emploi via deux canaux principaux. Du côté de la marge intensive, les entreprises réagissent à des chocs temporaires de demande en ajustant la demande de main-d'œuvre par une réduction du nombre d'heures travaillées par salarié. Du côté de la marge extensive, le dispositif d'activité partielle peut préserver des emplois qui pourraient autrement être détruits, générant des effets immédiats à court terme, en particulier chez les entreprises confrontées à de graves chocs de la demande (Cahuc *et al.*, 2021), ce qui contribue à stabiliser l'emploi global. Toutefois, le dispositif peut aussi subventionner des emplois qui auraient été préservés sans aide – effets d'aubaine –, ces dépenses étant probablement concentrées dans les entreprises confrontées à de faibles chocs de la demande.

À moyen terme, les gains en matière d'emploi ont toutes les chances de persister, puisque les entreprises évitent les coûts de réembauche et que le nombre d'heures par salarié se rétablit progressivement, étant donné que le dispositif est censé être temporaire. Cependant, une fois passés les gains de court terme, le dispositif d'activité partielle peut retarder la suppression des emplois non viables, entravant potentiellement la croissance de l'emploi à long terme des entreprises ayant eu recours au dispositif comme de celles n'y ayant pas eu recours et ralentir la réallocation de la main-d'œuvre (un résumé de ces effets attendus est présenté dans le tableau S2 de l'Annexe en ligne).

Certaines évaluations micro-économétriques portant sur la grande récession (voir le tableau S3 de l'Annexe en ligne pour un résumé) fournissent des résultats empiriques robustes compatibles avec ces mécanismes. Ces études s'appuient sur des stratégies d'identification crédibles qui exploitent les variations exogènes générées par les caractéristiques institutionnelles des dispositifs d'activité partielle et mobilisent de

vastes échantillons de données administratives. Globalement, ces études mettent en évidence un schéma commun : les dispositifs d'activité partielle réduisent le nombre d'heures travaillées par salarié, tandis que leurs effets sur l'emploi total dépendent essentiellement de l'ampleur du choc de demande, du ciblage du dispositif et de la persistance de la récession.

En France, Cahuc *et al.* (2021)<sup>8</sup> utilisent le pouvoir discrétionnaire de l'administration dans l'approbation des demandes d'activité partielle comme variable instrumentale du recours au dispositif pour les entreprises mono-établissement. En moyenne pour une entreprise, le dispositif d'activité partielle induirait une forte baisse du nombre d'heures travaillées par salarié – 28 % à court terme –, mais n'aurait pas d'effet en termes d'emploi, sauf pour les entreprises confrontées à des chocs de demande de grande ampleur. Dans ces dernières, les réductions d'heures se traduisent par des effectifs et un nombre total d'heures travaillées plus élevés, ce qui est cohérent avec la vocation première du dispositif d'activité partielle, à savoir fournir une assurance précisément lorsque les emplois sont effectivement menacés. En particulier, les entreprises dont la croissance prédite des heures de travail – estimée à partir des caractéristiques des entreprises avant la crise et utilisée par les auteurs comme indicateur de choc de demande négatif important – est inférieure à la médiane, et qui ont bénéficié du dispositif d'activité partielle en 2009, ont connu, à court terme (au cours de la première année de recours), une baisse de 15 % du nombre d'heures par salarié, accompagnée d'un niveau d'emploi et d'un volume total d'heures travaillées plus élevés de respectivement 42 et 34 %. Pour autant, le dispositif d'activité partielle en France a été en grande partie utilisé par des entreprises ayant subi des chocs de faible ampleur, générant des effets d'aubaine importants. Le coût relativement faible pour les employeurs du recours au dispositif d'activité partielle – en particulier pour protéger les travailleurs à bas salaire, largement concentrés dans les secteurs qui l'utilisent de manière récurrente – peut contribuer à expliquer ces effets d'aubaine (Cahuc & Nevoux, 2018)<sup>9</sup>.

Sur données belges, Bermúdez *et al.* (2025) exploitent les variations de recours au dispositif

8. Les tailles d'effet rapportées dans le texte sont issues de Cahuc *et al.* (2021). Une version révisée de ce travail paraît sous la référence Cahuc *et al.* (à paraître). Les conclusions principales sont inchangées, bien que certaines estimations diffèrent légèrement selon les versions.

9. En pratique, bien que des exigences de cofinancement aient été mises en place en France pendant la grande récession, le coût pour les employeurs de l'inscription des salariés à bas salaires au dispositif d'activité partielle était nettement inférieur à celui des salariés à hauts salaires, ce qui a induit une plus grande participation des salariés à bas salaires.

d'activité partielle entre entreprises qui découlent de règles d'éligibilité différentes pour les ouvriers et les autres salariés (voir le tableau). À partir de données administratives agrégées sur les entreprises de 5 à 50 salariés, ils examinent les effets du dispositif d'activité partielle sur l'emploi et les salaires. Conformément aux résultats sur données françaises, le dispositif d'activité partielle réduit principalement le nombre d'heures par salarié sans pour autant jouer sur l'emploi moyen ou les salaires. Toutefois, les effets varient fortement d'un secteur à l'autre. Dans l'industrie manufacturière, le secteur le plus exposé à la crise, un ETP supplémentaire en activité partielle par entreprise correspond à une réduction de 2,3 % des heures par salarié et à un niveau d'emploi supérieur de 5 % à celui qui aurait prévalu en l'absence de recours au dispositif. Ces gains à court terme disparaissent au bout d'un an et aucun effet positif n'est constaté dans les secteurs moins touchés, ce qui implique des coûts budgétaires d'aubaine substantiels lorsque le recours au dispositif est peu contraint. Ces résultats suggèrent en outre que le dispositif d'activité partielle a peut-être retardé la destruction des emplois non viables qui ont été intégrés au dispositif au début de la crise.

Sur données italiennes, Giupponi & Landais (2023) s'appuient sur les différences de règles d'éligibilité au dispositif d'activité partielle liées à la taille de l'entreprise et au secteur pour les entreprises comptant entre 15 et 25 ETP (voir le tableau). Ils estiment que le dispositif d'activité partielle a induit une réduction de 40 % du nombre d'heures par salarié et un nombre d'emplois supérieur de 45 % à court terme à celui qui aurait prévalu sans recours à l'activité partielle, bien que ces effets s'estompent après la première année d'adoption. Leur analyse révèle également une forte hétérogénéité selon les caractéristiques des entreprises : ce sont les entreprises confrontées à des contraintes de liquidité qui en bénéficient le plus, car le dispositif d'activité partielle atténue les pressions financières à court terme et permet à l'emploi de rebondir lors de la reprise d'activité (Giroud & Mueller, 2017 ; Melcangi, 2024). Il est intéressant de noter que, bien que la plupart des utilisateurs du dispositif d'activité partielle aient été des entreprises à faible productivité avant la crise, les gains d'emploi à moyen terme par heure réduite sont concentrés dans les entreprises à forte productivité. En revanche, les entreprises à très faible productivité n'affichent pas de tels gains à moyen terme – même si elles réduisent plus fortement le nombre d'heures par salarié –, conformément aux résultats de Biancardi *et al.*

(2022). Ces résultats soulignent le double rôle du dispositif : il peut stabiliser des adéquations offre-demande viables, mais peut se révéler moins efficace, voire perturbateur, lorsqu'il finit par protéger un nombre substantiel d'emplois non viables, comme c'était le cas en Belgique au début de la crise.

Kopp & Siegenthaler (2021) analysent l'effet des dispositifs d'activité partielle pendant la grande récession en Suisse avec une méthode d'étude d'événements (*event-study*) en double différence. Ils comparent l'évolution des résultats des entreprises retenues à celle des entreprises non retenues en termes d'effets moyens et en termes de dynamique à partir de la date de candidature au dispositif. Ils trouvent que l'emploi à court et long termes est significativement plus élevé (de 9 à 17 % jusqu'à 4,5 ans après la demande). Le contrôle strict et l'accès sélectif au dispositif en Suisse – largement limité aux entreprises confrontées à des chocs cycliques temporaires – sont probablement des facteurs qui expliquent son efficacité et des effets d'aubaine limités, en particulier compte tenu de la récession de courte durée qu'a connue le pays.

Les études réalisées au lendemain de la grande récession en Allemagne (Brinkmann *et al.*, 2024) suggèrent que, dans un environnement institutionnel caractérisé par une flexibilité salariale interne substantielle, les extensions des limites de durée du dispositif d'activité partielle ont généré des effets d'aubaine en préservant des emplois qui auraient survécu par le seul biais de la négociation salariale, bien qu'au prix de salaires inférieurs par salarié. Les auteurs mobilisent un modèle de régression par discontinuité (RDD) pour évaluer la politique d'extension de la durée maximale du dispositif d'activité partielle intervenue en 2012. En comparant les entreprises situées juste au-dessus et au-dessous du seuil d'éligibilité, ils ne trouvent aucun effet sur l'emploi, les entreprises ajustant plutôt les salaires à la baisse lorsque la durée potentielle des prestations d'activité partielle est plus faible.

L'expérience de la grande récession tend à montrer que les dispositifs d'activité partielle réduisent systématiquement le nombre d'heures par salarié, mais que les gains d'emploi interviennent principalement dans les entreprises confrontées à des chocs sévères et temporaires ou à des contraintes de liquidité. Les dispositifs assortis d'un ciblage et d'un contrôle stricts, comme en Suisse, ont des effets positifs sur l'emploi, tandis que les dispositifs largement accessibles risquent d'engendrer d'importants effets d'aubaine. En outre, ces effets ont

tendance à être de courte durée, en particulier lorsque les entreprises entreprennent par la suite des ajustements structurels importants.

Le contexte de la pandémie de Covid-19 est différent : un effondrement soudain et sans précédent de l'activité économique, accompagné d'une extension importante des dispositifs d'activité partielle, d'une simplification des règles d'éligibilité et de mise en œuvre à grande échelle. Les études empiriques existantes (voir le tableau S3 de l'Annexe en ligne) restent préliminaires et il est particulièrement difficile de pratiquer une identification causale crédible étant donné la nature universelle à la fois du choc et des mesures de politique économique adoptées en réponse.

En outre, les travaux sur la période de Covid-19 vont au-delà des dispositifs traditionnels d'activité partielle et portent aussi sur des dispositifs de chômage temporaire avec suspension totale de l'activité mis en œuvre dans plusieurs pays permettant de suspendre totalement l'activité (*furlough schemes* – voir la note de bas de page 1). Un certain nombre d'études (voir le tableau S3 de l'Annexe en ligne) montrent que ces dispositifs ont permis une protection substantielle de l'emploi à court terme sans poser de problème majeur pour leur efficacité globale (Bennedsen *et al.*, 2023 ; Benkovskis *et al.*, 2023 ; Montenegro & Hijzen, 2024 ; Meriküll & Paulus, 2023). D'autres contributions – bien qu'elles ne soient pas toujours fondées sur des estimations micro-économétriques – soulignent que les extensions importantes des dispositifs ont entraîné d'importants effets d'aubaine en raison des comportements des entreprises, augmentant ainsi le risque d'une allocation inefficace de l'aide au fur et à mesure de l'évolution de la pandémie (Albertini *et al.*, 2022 ; Brinkmann *et al.*, 2024 ; Kagerl, 2024 ; Dengler *et al.*, 2025).

Bennedsen *et al.* (2023) évaluent le dispositif danois de chômage temporaire avec suspension totale de l'activité à l'aide d'une stratégie de sélection sur les variables observables qui utilise comme contrefactuel les prévisions de licenciements et de chômage temporaire avec suspension totale de l'activité faites par les chefs d'entreprise avant la mise en œuvre du dispositif. En combinant ces données d'enquête avec des données administratives, ils estiment que les entreprises ayant recours au chômage temporaire avec suspension totale de l'activité ont des licenciements d'environ 24 points de pourcentage moindres que des entreprises comparables non traitées, qui auraient sinon licencié des salariés au cours de la première année de la pandémie.

Benkovskis *et al.* (2023) étudient le dispositif de chômage temporaire avec suspension totale de l'activité letton avec une méthode de différence de différences en projection locale (*local-projection DID*), et estiment des effets positifs sur l'emploi à court terme et persistants jusqu'à la fin de 2021 pour les utilisateurs de la première vague par rapport aux niveaux d'avant la pandémie pour les non-utilisateurs. Montenegro & Hijzen (2024) utilisent une méthode de régression par discontinuité exploitant la variation de la générosité du dispositif en Espagne, et montrent qu'à chaque salarié bénéficiaire du chômage temporaire avec suspension totale de l'activité correspond environ un emploi sauvegardé, ce qui indique l'absence d'effets d'aubaine à court terme. Meriküll & Paulus (2023) évaluent le dispositif d'activité partielle de l'Estonie mis en place pendant le Covid avec une méthode d'appariement sur le score de propension : ils comparent les entreprises traitées avec des entreprises non traitées dont la baisse de chiffre d'affaires est similaire. Ils trouvent que les entreprises traitées ont procédé à moins de licenciements que les entreprises contrefactuelles, avec la préservation d'environ 20 % des emplois des entreprises traitées à court terme.

Les premières études micro-économétriques portant sur la période Covid-19 indiquent donc que les dispositifs de maintien de l'emploi mis en place pendant la pandémie se sont révélés très efficaces pour prévenir les licenciements, en particulier dans les secteurs à l'arrêt pendant les périodes de confinement. Une caractéristique essentielle ressort : la plupart des dispositifs de chômage temporaire avec suspension totale de l'activité examinés ci-dessus ont été introduits pour la première fois au cours de la période de Covid-19, à un moment où un nombre exceptionnellement élevé d'emplois étaient menacés. L'absence d'antécédents de ces dispositifs, conjuguée à l'ampleur du choc provoqué par les fermetures obligatoires d'entreprises, a probablement limité leur utilisation aux entreprises confrontées à des fluctuations saisonnières prévisibles plutôt qu'à de véritables chocs inattendus de la demande.

Une autre série d'études souligne les importantes inefficacités créées par une éligibilité très large ou universelle, des taux de remplacement élevés et, dans certains cas, un ajustement lent des paramètres du dispositif au fur et à mesure de l'évolution de la pandémie. Ces caractéristiques ont suscité des inquiétudes quant à l'ampleur des effets d'aubaine (Albertini *et al.*, 2022 ; Kagerl, 2024) et au risque de réallocation inefficace

de la main-d'œuvre, avec des conséquences potentielles sur la productivité globale (Dengler *et al.*, 2025).

Albertini *et al.* (2022) trouvent qu'en France le dispositif d'activité partielle mis en place pendant la pandémie a réussi à empêcher la destruction d'emplois, mais a aussi excessivement réduit les heures de travail, protégeant ainsi des emplois qui auraient survécu sans dispositif de soutien. Kagerl (2024) évalue le dispositif allemand d'activité partielle pendant la crise de Covid-19 en s'appuyant sur une méthode d'étude d'événements (*event study*) combinée à un appariement exact renforcé (*coarsened exact matching*). L'étude montre que les entreprises ayant recours au dispositif d'activité partielle présentent un niveau d'emploi de 3,5 % supérieur à court terme, mais sans effet à moyen terme, ce qui suggère une stabilisation temporaire due à la protection d'un grand nombre d'emplois à faible productivité. Ces résultats suggèrent également que les effets nets sur l'emploi demeurent limités en raison d'importants effets d'aubaine liés à un recours généralisé au dispositif.

Dengler *et al.* (2025) quantifient les effets globaux du dispositif allemand en utilisant un modèle néo-keynésien de recherche d'emploi et d'appariement avec frictions et marchés financiers incomplets. Ils mettent en évidence plusieurs résultats. Premièrement, bien que le dispositif d'activité partielle entraîne des pertes de productivité globale, celles-ci restent modérées par rapport aux avantages pour l'emploi en cas de choc global. Deuxièmement, lorsque la politique monétaire est limitée par un taux d'intérêt plancher de zéro, le dispositif d'activité partielle réduit davantage le risque pour les rémunérations des salariés, diminue l'épargne de précaution et stabilise la demande globale en préservant l'emploi. Enfin, les assouplissements des critères d'éligibilité ou les augmentations de la générosité deviennent progressivement moins efficaces, car ils protègent davantage d'entreprises qui n'auraient pas licencié même en l'absence du dispositif, ce qui se traduit par des gains supplémentaires limités en termes d'emploi.

Dans l'ensemble, l'expérience de la Covid-19 montre que les dispositifs d'activité partielle peuvent constituer un puissant stabilisateur d'urgence pour l'emploi, en particulier lorsqu'une grande partie des secteurs sont confrontés à de graves contraintes opérationnelles, comme cela a été le cas au plus fort de la crise. Toutefois, l'efficacité de ces dispositifs, en particulier lorsque l'activité repart, dépend fortement de

la façon dont ils sont conçus et des modifications apportées au fil de l'eau pour ajuster leur générosité et leur ciblage, en limitant le soutien aux emplois qui sont soit viables soit réellement menacés de disparaître.

### 3.1.2. Autres effets

Au-delà de l'emploi, les dispositifs d'activité partielle peuvent avoir un effet sur un large éventail de résultats pour les entreprises, en jouant à la fois sur les marges d'ajustement à court terme et les performances à plus long terme. En subventionnant la rétention de main-d'œuvre en cas de baisse temporaire de l'activité et en préservant les emplois existants, les dispositifs d'activité partielle peuvent altérer la probabilité de survie des entreprises, ainsi que la productivité et les décisions d'investissement à court et moyen termes.

Giupponi & Landais (2023) trouvent qu'en Italie, pendant la grande récession, le dispositif d'activité partielle a permis un taux de survie des entreprises de 10 points de pourcentage supérieur à ce qu'il aurait été sans le dispositif un an après sa mise en place, avec des effets plus marqués pour les entreprises soumises à des contraintes de liquidité. Cependant, ils ne détectent aucun effet significatif sur la survie des entreprises les moins productives (sur la base des niveaux de productivité avant crise), ce qui est cohérent avec l'absence d'effets sur l'emploi pour ce groupe. De même, Kopp & Siegenthaler (2021) montrent que les entreprises suisses ayant fait appel au dispositif d'activité partielle pendant la crise financière de 2008-2009 avaient 5,5 à 9 points de pourcentage de plus de chances de rester opérationnelles 4,5 ans plus tard. Les résultats sur la survie au cours de la période de Covid-19 restent encore peu nombreux, même si Benkovskis *et al.* (2023) montrent que pour la Lettonie, l'essentiel des effets positifs du chômage temporaire avec suspension totale de l'activité sur l'emploi au cours de cet épisode provient d'une réduction des destructions d'entreprises.

Au-delà de la survie, les dispositifs d'activité partielle peuvent jouer sur la productivité et la rentabilité. En préservant l'emploi en période de crise, ils réduisent les coûts de rotation de la main-d'œuvre et protègent le capital humain propre à l'entreprise et au secteur. Ces mécanismes ont des répercussions sur la productivité ainsi que sur les décisions d'investissement futures et peuvent se traduire par des bénéfices plus élevés lorsque la demande se rétablit. Néanmoins, Giupponi & Landais (2023) et

Biancardi *et al.* (2022) trouvent que, bien que le dispositif d'activité partielle ait stimulé l'emploi à court terme en Italie pendant la grande récession, il a temporairement réduit la productivité par salarié (mesurée par la valeur ajoutée rapportée au nombre de salariés) en raison de la diminution du nombre d'heures travaillées, sans effet sur la productivité horaire à court ou moyen terme. Giupponi & Landais (2023) ne trouvent pas non plus d'impact significatif sur l'investissement en capital physique à court ou moyen terme.

En outre, Biancardi *et al.* (2022) examinent les effets du dispositif d'activité partielle sur la performance des entreprises en Italie pendant la grande récession, en mettant l'accent sur le rôle de la syndicalisation. Bien que ce dispositif entraîne une légère baisse à court terme des bénéfices des entreprises – reflétant le fait que la baisse de la productivité par salarié dépasse la réduction des coûts de main-d'œuvre –, ces effets se dissipent avec le temps. Cependant, ces effets varient selon le degré de syndicalisation de l'entreprise. Dans les entreprises fortement syndiquées, le dispositif d'activité partielle entraîne des réductions plus importantes du nombre d'heures travaillées par salarié, mais n'a que des effets limités sur les coûts de main-d'œuvre, les syndicats cherchant à éviter les baisses de salaires, par exemple via des compléments de rémunération, tout en favorisant le partage du travail, sans effet négatif sur la rentabilité. En revanche, les entreprises faiblement syndiquées, qui enregistrent des réductions plus limitées du nombre d'heures travaillées par salarié, peuvent obtenir d'importantes réductions des coûts de main-d'œuvre par le biais de négociations salariales. Ces réductions s'accompagnent toutefois de baisses à court terme plus marquées de la productivité et des bénéfices que celles observées dans les entreprises fortement syndiquées.

Dans l'ensemble, les études disponibles montrent que les dispositifs d'activité partielle peuvent améliorer la survie des entreprises et stabiliser l'emploi en période de récession, en particulier pour les entreprises qui manquent de liquidités. Leurs effets sur la productivité et la rentabilité sont plus mitigés : les réductions d'heures tendent à amoindrir la productivité par tête sans affecter la productivité horaire à court terme, et il y a peu de preuves de gains d'efficacité à moyen terme ou d'augmentation de l'investissement. Les caractéristiques institutionnelles comme le degré de syndicalisation peuvent faire varier ces résultats en jouant sur les ajustements de salaires et de coûts.

### 3.2. Effets des dispositifs d'activité partielle sur les salariés

Les dispositifs d'activité partielle protègent principalement les salariés de deux façons : en fournissant une assurance-revenu contre la réduction des heures travaillées et en atténuant les effets délétères du chômage, qui peuvent avoir des conséquences durables sur les revenus futurs et les perspectives d'emploi. Ces mécanismes peuvent jouer à court terme et à moyen et long termes. À court terme, les dispositifs d'activité partielle stabilisent l'emploi en évitant les licenciements, ce qui permet aux salariés de conserver leur emploi et préserver leurs liens avec le marché du travail. À moyen terme, un emploi conservé peut se traduire par une reconstitution plus rapide des revenus et un moindre risque de chômage à long terme. Des dispositifs généreux et non ciblés peuvent toutefois limiter les gains s'ils subventionnent des emplois peu productifs et non viables à moyen terme, retardant ainsi les licenciements.

Pour estimer les effets dynamiques des dispositifs d'activité partielle, il faut pouvoir comparer les salariés concernés par le dispositif à un ou des groupes contrefactuels, c'est-à-dire soumis à des scénarios auxquels les salariés assurés auraient été confrontés en l'absence de dispositif. Les études récentes ont retenu principalement deux groupes de contrefactuels : (i) les chômeurs et (ii) les salariés similaires aux participants au dispositif d'activité partielle mais non concernés par le dispositif.

Certaines études portant sur la période de la grande récession suggèrent que les dispositifs d'activité partielle ont un impact positif sur les revenus et les perspectives d'emploi, mais mettent en évidence des effets variables à court et moyen termes. En calibrant un modèle de recherche d'emploi et d'appariement avec contrats non négociables en termes d'heures et de salaires, Tilly & Niedermayer (2016) estiment que la participation au dispositif d'activité partielle en Allemagne entraîne une baisse importante mais temporaire des revenus, quoique moins grave que celle subie par les chômeurs. Il n'y aurait pas de décote salariale à moyen terme pour les participants au dispositif d'activité partielle, contrairement aux chômeurs, en raison de la capacité du dispositif à préserver la relation de travail et des taux de remplacement plus élevés que ceux des systèmes d'assurance-chômage.

Sur données italiennes, Giupponi & Landais (2023) trouvent qu'à court terme, les salariés

participant au dispositif d'activité partielle bénéficient de la même probabilité d'emploi un an après leur participation au dispositif que des salariés similaires d'entreprises non éligibles. Toutefois, cette probabilité diminue avec le temps pour les salariés participant au dispositif. Trois ans après le traitement, la probabilité d'emploi des salariés ayant bénéficié de l'activité partielle converge vers celle des salariés similaires des entreprises non éligibles qui avaient été licenciés. De même, les revenus des salariés participant au dispositif d'activité partielle diminuent à court terme en raison de la réduction des heures de travail et, à moyen terme, deviennent comparables aux revenus de salariés similaires ayant été licenciés des entreprises non éligibles. Cela suggère que, en Italie, le dispositif d'activité partielle n'a pas eu d'effet significatif à moyen terme sur les perspectives d'emploi, ce qui est cohérent avec son absence d'impact sur les effectifs des entreprises pendant la grande récession.

Dans l'ensemble, les dispositifs d'activité partielle semblent n'offrir qu'une assurance à court terme, en particulier en Italie pendant la grande récession, où le choc économique a été plus persistant que dans d'autres pays et où une plus grande proportion d'emplois structurellement non viables a été couverte par le dispositif. En cas de récession prolongée, les entreprises finissent par recourir aux licenciements, ce qui réduit les revenus des salariés au fil du temps. En outre, Giupponi & Landais (2023) montrent que, dans les entreprises à forte productivité (sur la base des niveaux de productivité avant crise), les revenus à moyen terme des participants au dispositif d'activité partielle sont significativement plus élevés que ceux des salariés licenciés d'entreprises comparables. Cela suggère que le dispositif d'activité partielle n'améliore les perspectives d'emploi à moyen terme que pour les salariés d'entreprises à forte productivité.

Concernant la crise de Covid-19, Brinkmann *et al.* (2024) tirent parti de la variation exogène intra-entreprises de l'éligibilité des salariés au dispositif d'activité partielle, liée au fait qu'un salarié devient inéligible quand il atteint l'âge légal de la retraite. Les auteurs se concentrent sur les entreprises qui ont eu recours au dispositif d'activité partielle en avril 2020, mais qui n'y avaient pas souscrit au cours des trois mois précédents. En utilisant une approche RDD, ils comparent les salariés ayant atteint l'âge légal de la retraite dans les trois mois ayant précédé avril 2020 ou en avril 2020 (salariés jamais éligibles) avec les salariés de la même entreprise ayant atteint cet âge légal dans les trois suivant avril

2020 (salariés éligibles). Ils ne trouvent aucune différence dans la probabilité de rester salarié de la même entreprise entre les salariés âgés éligibles et les salariés âgés non éligibles. Dans ce cas, le dispositif d'activité partielle est destiné aux salariés dont les probabilités de maintien dans l'emploi sont élevées. Bien que spécifique aux salariés âgés – dont les coûts de licenciement sont plus élevés –, ce résultat souligne néanmoins de potentielles inefficacités liées au fait de subventionner des salariés qui ne sont pas susceptibles d'être licenciés.

Dans l'ensemble, les études existantes n'offrent qu'une vision partielle de la manière dont les dispositifs d'activité partielle peuvent jouer sur les trajectoires d'emploi à long terme des salariés. Si leurs effets stabilisateurs à court terme sont plutôt bien établis, les études relatives aux résultats à moyen et long termes demeurent peu nombreuses et leurs conclusions dépendent fortement du contexte. La plupart des analyses au niveau des salariés concernent des dispositifs d'activité partielle ayant soutenu un nombre important d'entreprises à faible productivité ou non viables ; on en sait beaucoup moins sur les dispositifs plus ciblés, écartant ce type d'entreprises. Une meilleure compréhension de ces effets dynamiques – selon le type d'entreprises et selon les catégories de salariés – reste une voie de recherche importante pour le futur.

### **3.3. Principales observations issues de l'évaluation empirique des dispositifs d'activité partielle**

La littérature empirique montre que, si les dispositifs d'activité partielle assurent effectivement la protection de l'emploi à court terme pour laquelle ils sont conçus, leur efficacité globale dépend essentiellement de la capacité à apporter une aide aux entreprises qui risquent vraiment de supprimer des emplois. Les effets positifs les plus importants sont enregistrés dans les secteurs confrontés à des chocs temporaires importants et pour les entreprises soumises à des contraintes de liquidité : les dispositifs d'activité partielle réduisent alors le nombre d'heures tout en stabilisant les effectifs et en améliorant le taux de survie. Toutefois, lorsque l'accès est large, les dispositifs subventionnent souvent des entreprises qui n'auraient pas licencié de salariés, par un effet d'aubaine, ce qui revient à assurer des fluctuations prévisibles ou saisonnières et, dans certains cas, maintenir des emplois structurellement fragiles et peu productifs.

Pour les salariés, les dispositifs d'activité partielle offrent une assurance immédiate en

évitant les licenciements et en limitant les pertes de revenus. Les résultats à moyen terme dépendent toutefois de la viabilité sous-jacente des entreprises : les salariés des entreprises productives et résilientes voient leurs revenus et leurs emplois se rétablir plus facilement, tandis que ceux des entreprises structurellement faibles n'ont que peu de gains durables, ce qui reflète les effets limités à moyen terme observés au niveau des entreprises.

Ces problèmes ont été particulièrement visibles pendant la grande récession, lorsque les effets positifs se sont concentrés sur les entreprises fortement touchées, tandis que l'éligibilité étendue et la faiblesse des coûts restant à la charge des employeurs ont souvent favorisé un recours abusif aux dispositifs. Les résultats à moyen terme restent très hétérogènes et sensibles à la façon dont le dispositif est conçu, à la nature du choc et aux caractéristiques structurelles des entreprises. Pendant la crise de Covid-19 – bien que les résultats ne soient pas encore établis de façon définitive –, les gains en matière d'emploi semblent plus fréquents, en particulier dans les contextes où les dispositifs de maintien de l'emploi ont été introduits pour la première fois. Ces dispositifs ont protégé une grande partie des emplois pendant les confinements obligatoires, générant des gains d'emploi importants à court terme. Cependant, dans les pays qui étaient déjà dotés de dispositifs d'activité partielle, la générosité et la durée exceptionnelles des régimes de l'ère Covid ont accru les coûts budgétaires et ont fait craindre un report des réallocations de la main-d'œuvre.

Globalement, les études montrent que les dispositifs d'activité partielle sont plus efficaces lorsque les chocs sont temporaires, que les entreprises sont foncièrement viables et que l'aide est bien ciblée et limitée dans le temps. Cela étant, ces résultats concernent pour la plupart des périodes de récession générale. Il existe peu d'études sur l'efficacité des dispositifs d'activité partielle pendant les périodes plus stables, principalement parce qu'alors le faible taux de recours limite considérablement les possibilités d'identification.

En définitive, les études soulignent que l'efficacité des dispositifs d'activité partielle est essentiellement subordonnée à un ciblage précis, à une durée appropriée et à un cofinancement adéquat, en sorte de garantir l'atténuation des chocs temporaires sans subventionner inutilement des entreprises ou des emplois qui auraient survécu de toute façon. La section suivante s'appuie sur ces résultats pour en

tirer des enseignements sur la conception de dispositifs d'activité partielle capables d'optimiser l'offre d'assurance tout en minimisant les distorsions possibles.

#### **4. Enseignements pour la conception de futurs dispositifs d'activité partielle**

L'expérience des crises récentes, et en particulier de la pandémie de Covid-19, a ravivé l'intérêt porté aux dispositifs d'activité partielle et à la façon dont ils sont conçus en vue d'assurer une stabilisation rapide (section 1.1) tout en minimisant les inefficacités et les coûts budgétaires (section 1.3). Malgré le rôle central joué par les dispositifs d'activité partielle au sein des dispositifs nationaux d'assurance sociale – qui dépassent souvent la participation à l'assurance-chômage –, les travaux s'intéressant à l'effet des caractéristiques des dispositifs sur le recours et la performance restent peu nombreux, en particulier comparativement à la vaste littérature sur l'assurance-chômage (Schmieder & von Wachter, 2016 ; Spinnewijn, 2020). Cette section s'intéresse à deux caractéristiques particulières : le cofinancement par l'employeur (comme la coassurance et le système de bonus-malus) et la fixation d'une durée maximale de recours.

Dans cette section, nous rappelons tout d'abord qu'un dispositif d'activité partielle efficace dépend de la capacité à sélectionner les entreprises subissant des chocs réels et temporaires afin de garantir que l'aide est correctement ciblée. Nous voyons ensuite comment le resserrement des critères d'éligibilité, pour renforcer le ciblage et faciliter le contrôle, peut compromettre la fourniture en temps voulu de l'aide et peut s'avérer coûteux. Enfin, nous soulignons comment le cofinancement par l'employeur et la limitation de la durée maximale de l'aide peuvent réduire les abus et les inefficacités de la réallocation de la main-d'œuvre tout en préservant la réactivité des dispositifs d'activité partielle.

##### **4.1. Ciblage et contrôle**

Pour qu'un dispositif d'activité partielle soit efficace, il apparaît nécessaire de sélectionner strictement les entreprises bénéficiaires comme subissant des chocs réels et temporaires. La section 3.1 montre que les gains durables en termes d'emploi et de survie sont principalement concentrés dans les entreprises ayant des contraintes de liquidité ou dans celles touchées par des chocs de demande sévères et temporaires (Cahuc *et al.*, 2021 ; Giupponi & Landais, 2023 ;

Bermúdez-Barrezueta *et al.*, 2025). Le contrôle réduit le risque de subventionner des emplois qui auraient survécu de toutes façons (Cahuc *et al.*, 2021) ou de soutenir des entreprises structurellement fragiles (Giupponi & Landais, 2023). Les critères *ex ante* de sélection reposent généralement sur des indicateurs de chiffre d'affaires ou de demande, tandis que les contrôles *ex post* consistent à vérifier que les réductions du temps de travail ont été effectives.

Cependant, une sélection poussée des entreprises est coûteuse et peut ralentir l'accès au dispositif d'activité partielle, ce qui risque de compromettre sa fonction de stabilisation rapide (Boeri & Cahuc, 2023). Si une éligibilité plus stricte améliore le ciblage, la vérification en temps réel est administrativement exigeante. Les études empiriques suggèrent que le cofinancement par l'employeur et les limites de durée permettent de lutter contre les abus de manière plus efficace et à moindre coût administratif (sections 4.2 et 4.3).

#### 4.2. Cofinancement

Comme discuté à la section 1.3.2, les outils financiers tels que le cofinancement et les bonus-malus visent à internaliser une partie du coût du dispositif d'activité partielle et à décourager les abus, tant au niveau de la marge intensive (nombre d'heures par salarié) que de la marge extensive (nombre de salariés). En Belgique, le système de bonus-malus repose sur des cotisations de l'employeur qui dépendent de l'utilisation passée du dispositif d'activité partielle par salarié et par an, et non du nombre de salariés utilisateurs dans l'entreprise. Ce système présente deux avantages. Tout d'abord, comme le système de bonus-malus de l'assurance-chômage, les taux de cotisation sont également liés à l'historique de recours à l'activité partielle de l'entreprise, mais leur principale spécificité tient au fait que leur paiement est différé et intervient au cours de l'année civile suivante. Ce système permet de réduire la pression potentielle sur les liquidités des entreprises. Deuxièmement, le système belge de bonus-malus permet de responsabiliser les entreprises en cas d'utilisation répétée ou intensive, tout en favorisant une répartition équitable des réductions du temps de travail entre les salariés. Par rapport à l'assurance-chômage, le dispositif d'activité partielle favorise une répartition plus homogène des réductions du temps de travail sur l'ensemble de la main-d'œuvre, plutôt que de concentrer les pertes d'emploi sur quelques salariés (Abraham & Houseman, 2014 ; Giupponi *et al.*, 2022). En Belgique, le

système de bonus-malus, modulé en fonction du recours moyen à l'activité partielle par salarié, vise à renforcer ce rôle de répartition, qui constituait l'un des objectifs de l'introduction de ce dispositif.

Lorsque les coûts sont supportés directement par les employeurs et qu'ils augmentent avec l'utilisation du dispositif d'activité partielle, toute utilisation excessive est naturellement découragée. En revanche, la mise en commun des contributions par le biais de fonds sectoriels ou de paiements généraux de sécurité sociale atténue ce lien, ce qui réduit les incitations à une utilisation efficace du dispositif. Étant donné qu'une sélection *ex ante* stricte peut retarder l'octroi de l'aide, les prélèvements financiers constituent une alternative rentable. En pénalisant l'utilisation prolongée ou excessive, les systèmes de bonus-malus découragent le recours au dispositif d'activité partielle en cas de choc structurel ou saisonnier anticipé.

Pour éviter de grever les liquidités des entreprises, les paiements peuvent être différés et lissés dans le temps (par exemple, à l'instar du système de bonus-malus de l'assurance-chômage étatsunienne ; Guo & Johnston, 2021). Le cofinancement a également des implications en termes de répartition : la rétention de la main-d'œuvre profite principalement aux salariés dont les coûts de remplacement sont élevés, laissant potentiellement de côté les travailleurs à bas salaire ou en contrat à durée déterminée (OECD, 2021). Les dispositifs d'activité partielle devraient le prendre en compte pour éviter d'accentuer la segmentation du marché du travail.

Les études identifiant un effet causal, bien que peu nombreuses en raison de contraintes de données et du caractère endogène de la conception des dispositifs, tendent à confirmer l'efficacité de ces mesures. Des recherches supplémentaires seront nécessaires pour mieux cerner l'effet causal des incitations financières sur l'utilisation des dispositifs d'activité partielle<sup>10</sup>.

#### 4.3. Limites de durée : se concentrer sur les chocs temporaires

Le recours aux dispositifs d'activité partielle devrait être limité aux réponses à des chocs

10. Des travaux récents exploitent des expériences naturelles liées aux discontinuités des barèmes de cofinancement des employeurs (kink design) – notamment les variations introduites par le système de bonus-malus belge (Cockx *et al.*, 2026) et les modifications des cotisations patronales intervenues en France durant la période Covid-19 (Lapeyre, 2023). Ces travaux s'appuient respectivement sur des données administratives belges et françaises à un niveau fin (établissement et salarié) et analysent l'impact des incitations financières sur le recours à l'activité partielle, tant à la marge intensive qu'à la marge extensive.

économiques temporaires à court terme. Une utilisation dans la durée ou en réponse à des problèmes structurels risque d'entraver la survie d'entreprises viables, ralentir la réallocation de la main-d'œuvre et limiter les gains de productivité. Les études empiriques montrent que, bien que répandus, les dispositifs non ciblés retardent significativement les licenciements et que les effets durables sur l'emploi et la survie s'observent principalement pour les entreprises qui subissent des chocs importants, mais temporaires (Cahuc *et al.*, 2021 ; Giupponi & Landais, 2023).

Sans qu'il soit nécessaire de prendre des mesures supplémentaires, telles que l'inscription obligatoire auprès des services de l'emploi, des contraintes sur la durée maximale possible de recours combinées à des incitations financières, peuvent décourager les abus et alléger la charge administrative. Ces restrictions contribuent à préserver le rôle de stabilisateur des dispositifs d'activité partielle, par opposition à des systèmes d'aide structurelle. Cela étant, ces restrictions ne sont pas sans contrepartie : en limitant la durée du recours au dispositif, elles peuvent conduire certains salariés à se réorienter vers de nouvelles entreprises, ce qui entre en tension avec l'objectif même de l'activité partielle, à savoir la préservation du capital humain spécifique à l'entreprise et le maintien d'un lien fort entre le salarié et son employeur.

Conformément à ce principe, les formations proposées dans le cadre de dispositifs d'activité partielle devraient se concentrer sur les compétences spécifiques à l'entreprise afin de préserver le capital humain dont elle dispose. Les formations générales, qui facilitent la mobilité des salariés en dehors de l'entreprise, peuvent se révéler inappropriées dans le cadre de dispositifs d'activité partielle, car elles favorisent l'ajustement structurel plutôt que la stabilisation temporaire. La formation générale ne peut devenir pertinente que si le choc persiste et se transforme en problème structurel, sortant alors du champ d'application des dispositifs d'activité partielle.

Dans l'ensemble, des dispositifs d'activité partielle ciblant des chocs temporaires – complétés par des incitations financières adaptées et des contraintes sur les durées possibles de recours – peuvent assurer une stabilisation rapide, protéger les salariés et minimiser les distorsions (Cahuc *et al.*, 2021 ; Giupponi & Landais, 2023 ; Bennedsen *et al.*, 2023 ; Montenegro & Hijzen, 2024). Il est en outre important de veiller à ce que le cofinancement et les limites sur la durée maximale de recours puissent être ajustés tout

au long de la période de crise : le cofinancement peut ainsi être réduit à zéro pendant la récession avant d'être progressivement rétabli à mesure que l'économie se redresse.

\* \*

\*

Cette revue de littérature s'est intéressée aux dispositifs d'activité partielle en tant qu'instrument politique important de soutien au marché du travail dans les périodes de récession économique en Europe. Nous avons proposé un cadre conceptuel explicitant les mécanismes par lesquels ces dispositifs offrent une assurance contre la perte d'emploi et une aide temporaire au revenu, en soulignant l'importance des arbitrages à faire entre la protection de l'emploi, le financement des coûts budgétaires et l'efficacité de la réallocation de la main-d'œuvre. Ce cadre a permis de déterminer comment les caractéristiques des dispositifs, y compris les incitations financières, les limites dans la durée possible de recours et le ciblage, peuvent jouer sur les effets de ces dispositifs et moduler l'arbitrage entre efficacité et assurance.

L'analyse comparative de ces dispositifs en Belgique, France, Allemagne et Italie pendant la grande récession et durant la crise de Covid-19 montre que les cadres institutionnels nationaux ont un impact significatif sur le recours et l'efficacité des dispositifs. Les gains durables de ces dispositifs en termes d'emploi, de survie et de productivité semblent concentrés dans les entreprises confrontées à des contraintes de liquidité ou à des baisses temporaires de la demande. En revanche, les dispositifs mal ou non ciblés entraînent généralement des effets d'aubaine, sans avantage à long terme, et retardent la nécessaire réallocation de la main-d'œuvre. Comme montré avec l'extension rapide des dispositifs d'activité partielle lors de la crise de Covid-19, il peut y avoir un arbitrage à opérer entre un ciblage précis et un soutien rapide.

Par ailleurs, des études sur données microéconomiques montrent que des dispositifs d'activité partielle bien conçus peuvent atténuer les conséquences de long terme du chômage, limiter les pertes de revenus et préserver les emplois. Si les incitations financières, comme les systèmes de bonus-malus ou de cofinancements, sont calibrées en sorte de ne pas pénaliser les entreprises confrontées à des chocs exogènes, elles peuvent limiter l'utilisation abusive des dispositifs et permettre d'internaliser les coûts budgétaires.

La nature temporaire des dispositifs d'activité partielle est enfin renforcée si l'on impose une durée maximale de recours, ce qui empêche un recours structurel qui entraverait la réallocation de la main-d'œuvre.

Enfin, notre revue de littérature montre qu'il existe encore des lacunes en matière de recherche sur les effets de ces dispositifs. Leur impact à moyen et long termes sur la productivité, la rentabilité et les trajectoires de revenus des salariés restent des domaines encore peu explorés, tout comme les effets sur la répartition des emplois par type de contrat, par groupe d'âges ou par secteur. Des travaux supplémentaires sont nécessaires pour comprendre le bon équilibre entre le ciblage par

le contrôle et le cofinancement, ainsi que pour étudier l'interaction des dispositifs d'activité partielle avec les stratégies complémentaires de rétention de la main-d'œuvre et d'aménagement du temps de travail.

En définitive, ce travail montre que les dispositifs d'activité partielle peuvent réduire les distorsions, avoir des coûts financiers maîtrisés tout en assurant une stabilisation rapide et ciblée. Il fait également des propositions pratiques pour les améliorer et en faire des outils plus fiables et efficaces de gestion des chocs économiques temporaires en Europe, en ayant fait le lien entre théorie économique, cadres institutionnels nationaux et résultats de travaux empiriques. □

### Lien vers l'Annexe en ligne :

[https://www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/9008705/ES549\\_Bermudez-et-al\\_Annexe-en-ligne.pdf](https://www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/9008705/ES549_Bermudez-et-al_Annexe-en-ligne.pdf)

---

## BIBLIOGRAPHIE

- Abraham, K. G. & Houseman, S. N. (2014).** Short-Time Compensation as a Tool to Mitigate Job Loss? Evidence on the U.S. Experience During the Recent Recession. *Industrial Relations: A Journal of Economy and Society*, 53(4), 543–567. <https://doi.org/10.1111/irel.12069>
- Acemoglu, D. (1995).** Asymmetric Information, Bargaining, and Unemployment Fluctuations. *International Economic Review*, 36(4), 1003–1024. <http://www.jstor.org/stable/2527270>
- Albertini, J., Fairise, X., Poirier, A. & Terriau, A. (2022).** Short-time work policies during the COVID-19 pandemic. *Annals of Economics and Statistics*, 146, 123–172. <https://doi.org/10.2307/48674141>
- Barrero, J. M., Bloom, N., Davis, S. J. & Meyer, B. H. (2021).** COVID-19 Is a Persistent Reallocation Shock. *AEA Papers and Proceedings*, 111, 287–291. <https://doi.org/10.1257/pandp.20211110>
- Bellmann, L. & Gerner, H. D. (2011).** Reversed Roles? Wage and Employment Effects of the Current Crisis. In: *Who Loses in the Downturn? Economic Crisis, Employment and Income Distribution*, pp. 181–206. Emerald Group Publishing Limited. [https://doi.org/10.1108/S0147-9121\(2011\)0000032009](https://doi.org/10.1108/S0147-9121(2011)0000032009)
- Beņkovskis, K., Tkačevs, O. & Vilerts, K. (2023).** Did job retention schemes save jobs during the COVID-19 pandemic? Firm-level evidence from Latvia. *The Scandinavian Journal of Economics*, 128, 73–103. <https://doi.org/10.1111/sjoe.12588>
- Bennedsen, M., Larsen, B., Schmutte, I. M. & Scur, D. (2023).** The effect of preserving job matches during a crisis. *Labour Economics*, 84, 102406. <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2023.102406>
- Bermúdez-Barrezueta, N., Dejemeppe, M. & Tarullo, G. (2023).** Theory and Empirics of Short-Time Work: A Review. Université catholique de Louvain, Institut de Recherches Economiques et Sociales, *LIDAM Discussion Paper IRES 2023 / 18*. <https://sites.uclouvain.be/econ/DP/IRES/2023018.pdf>
- Bermúdez-Barrezueta, N., Cockx, B. & Bijmens, G. (2025).** The Impact of Short-Time Work during the Great Recession. Université catholique de Louvain, Institut de Recherches Economiques et Sociales, *LIDAM Discussion Paper IRES 2025 / 14*. <https://sites.uclouvain.be/econ/DP/IRES/2025014.pdf>
- Bertheau, A., Kudlyak, M., Larsen, B. & Bennedsen, M. (2025).** Why Firms Lay Off Workers Instead of Cutting Wages: Evidence From Linked Survey-Administrative Data. *NHH Dept. of Economics Discussion Paper N° 04/2025*. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.5130949>

- Biancardi, D., Lucifora, C. & Origo, F. (2022).** Short-time work and unionization. *Labour Economics*, 78, 102188. <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2022.102188>
- Blanchard, O. J. & Tirole, J. (2008).** The Joint Design of Unemployment Insurance and Employment Protection: A First Pass. *Journal of the European Economic Association*, 6(1), 45–77. <https://doi.org/10.1162/JEEA.2008.6.1.45>
- Boeri, T. & Bruecker, H. (2011).** Short-time work benefits revisited: Some lessons from the Great Recession. *Economic Policy*, 26(68), 697–765. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0327.2011.271.x>
- Boeri, T. & Cahuc, P. (2023).** Labor Market Insurance Policies in the Twenty-First Century. *Annual Review of Economics*, 15(1), 1–22. <https://doi.org/10.1146/annurev-economics-082322-035621>
- Bosler, M., Osiander, C., Schmidtke, J. & Trappmann, M. (2023).** Free riding on short-time work allowances? Results from an experimental survey design. *Kyklos*, 76(4), 882–901. <https://doi.org/10.1111/kykl.12354>
- Brey, B. & Hertweck, M. S. (2020).** The extension of short-time work schemes during the Great Recession: A story of success? *Macroeconomic Dynamics*, 24(2), 360–402. <https://doi.org/10.1017/S1365100518000263>
- Brinkmann, C., Jäger, S., Kuhn, M., Saidi, F. & Wolter, S. (2024).** Short-time work extensions. NBER, *Working Paper Series* N° 33112. <https://doi.org/10.3386/w33112>
- Burdett, K. & Wright, R. (1989).** Unemployment Insurance and Short-Time Compensation: The Effects on Layoffs, Hours per Worker, and Wages. *Journal of Political Economy*, 97(6), 1479–1496. <https://www.jstor.org/stable/1833249>
- Cahuc, P. (2019).** Short-time work compensation schemes and employment. IZA, *World of Labor*, 11(2). <https://wol.iza.org/uploads/articles/485/pdfs/short-time-work-compensations-and-employment.pdf?v=1>
- Cahuc, P. (2024).** The micro and macro economics of short-time work. In: *Handbook of Labor Economics*, 5, 385–433. Elsevier. <https://doi.org/10.1016/bs.heslab.2024.11.011>
- Cahuc, P. & Carcillo, S. (2011).** Is Short-Time Work a Good Method to Keep Unemployment Down? *Nordic Economic Policy Review*, 1(1), 133–165. <https://norden.diva-portal.org/smash/get/diva2:701988/fulltext01.pdf>
- Cahuc, P., Carcillo, S. & Zylberberg, A. (2014).** *Labor Economics*. (Second Edition. ed.). Cambridge (Mass.): MIT Press. <https://mitpress.mit.edu/9780262027700/labor-economics/>
- Cahuc, P., Kramarz, F. & Nevoux, S. (2021).** The Heterogeneous Impact of Short-Time Work: From Saved Jobs to Windfall Effects. IZA, *Discussion Papers* N° 14381. <https://www.iza.org/publications/dp/14381/the-heterogeneous-impact-of-short-time-work-from-saved-jobs-to-windfall-effects>
- Cahuc, P., Kramarz, F., Nevoux, S. & Veira, N. (forthcoming).** The heterogeneous impact of short-time work: From saved jobs to windfall effects. *Journal of the European Economic Association*.
- Cahuc, P. & Malherbet, F. (2004).** Unemployment compensation finance and labor market rigidity. *Journal of Public Economics*, 88(3-4), 481–501. [https://doi.org/10.1016/S0047-2727\(03\)00018-5](https://doi.org/10.1016/S0047-2727(03)00018-5)
- Cahuc, P. & Nevoux, S. (2018).** Inefficient Short-Time Work. Banque de France, *Working Paper* N° 693. <https://publications.banque-france.fr/sites/default/files/medias/documents/wp693.pdf>
- Calavrezo, O., Duhautois, R. & Walkowiak, E. (2010).** Short-Time Compensation and Establishment Exit: An Empirical Analysis with French Data. IZA, *Discussion Paper* N° 4989. <https://www.iza.org/de/publications/dp/4989/short-time-compensation-and-establishment-exit-an-empirical-analysis-with-french-data>
- Calavrezo, O. & Walkowiak, E. (2025).** The Long-Term Short-Time Work Scheme: Determinants of Use by Firm, Economic Layoffs, and Workforce Separations in France during the COVID-19 Pandemic. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.5196538>
- Christl, M., De Poli, S., Hufkens, T., Peichl, A. & Ricci, M. (2022).** The role of short-time work and discretionary policy measures in mitigating the effects of the COVID-19 crisis in Germany. *International Tax and Public Finance*, 1–30. <https://doi.org/10.1007/s10797-022-09738-w>
- Cockx, B., De Bacquer, J. & Tarullo, G. (2026).** Experience Rating in Short-Time Work. *Mimeo*.
- Cooper, R., Meyer, M. & Schott, I. (2017).** The Employment and Output Effects of Short-Time Work in Germany. NBER, *Working Paper Series* N° 23688. <https://doi.org/10.3386/w23688>
- Davis, S. J. & Krolkowski, P. M. (2025).** Sticky wages on the layoff margin. *American Economic Review*, 115(2), 491–524. <https://doi.org/10.1257/aer.20240309>
- Dengler, T., Gehrke, B. & Zessner-Spitzenberg, L. (2025).** Short-Time Work and Precautionary Savings. *The Economic Journal*, 136(675), 829–868. <https://doi.org/10.1093/ej/ueaf083>

- Diaz, A., Dolado, J. J., Jáñez, Á. & Wellschmied, F. (2025).** Labor reallocation effects of furlough schemes: Evidence from two recessions in Spain. *European Economic Review*, 171, 104894. <https://doi.org/10.1016/j.euroecorev.2024.104894>
- Drydakis, N. (2021).** The Relationship between Recessions and Health. IZA, *World of Labor*. <https://wol.iza.org/uploads/articles/592/pdfs/relationship-between-recessions-and-health.pdf>
- Duggan, M., Guo, A. & Johnston, A. C. (2023).** Experience Rating as an Automatic Stabilizer. *Tax Policy and the Economy*, 37(1), 109–133. <https://doi.org/10.1086/724354>
- Feldstein, M. (1976).** Temporary Layoffs in the Theory of Unemployment. *Journal of Political Economy*, 84(5), 937–957. <https://www.jstor.org/stable/1830437>
- Giroud, X. & Mueller, H. M. (2017).** Firm Leverage, Consumer Demand, and Employment Losses During the Great Recession. *The Quarterly Journal of Economics*, 132(1), 271–316. <https://doi.org/10.1093/qje/qjw035>
- Giupponi, G. & Landais, C. (2023).** Subsidizing Labour Hoarding in Recessions: The Employment and Welfare Effects of Short-time Work. *The Review of Economic Studies*, 90(4), 1963–2005. <https://doi.org/10.1093/restud/rdac069>
- Giupponi, G., Landais, C. & Lapeyre, A. (2022).** Should We Insure Workers or Jobs during Recessions? *Journal of Economic Perspectives*, 36(2), 29–54. <https://doi.org/10.1257/jep.36.2.29>
- Guo, A. & Johnston, A. C. (2021).** The Finance of Unemployment Compensation and Its Consequences. *Public Finance Review*, 49(3), 392–434. <https://doi.org/10.1177/10911421211021389>
- Hall, R. E. & Lazear E. P. (1984).** The Excess Sensitivity of Layoffs and Quits to Demand. *Journal of Labor Economics*, 2(2), 233–257. <https://doi.org/10.1086/298032>
- Hijzen, A. & Martin, S. (2013).** The Role of Short-Time Work Schemes during the Global Financial Crisis and Early Recovery: A Cross-Country Analysis. *IZA Discussion Papers* N° 7291. <https://doi.org/10.1787/5k8x7gvx7247-en>
- Hijzen, A. & Salvatori, A. (2022).** The impact of the COVID-19 crisis across different socio-economic groups and the role of job retention schemes—The case of Switzerland. *OECD Social, Employment and Migration Working Papers* N° 268. <https://doi.org/10.1787/38fc6bad-en>
- Hijzen, A. & Venn, D. (2011).** The Role of Short-Time Work Schemes during the 2008-09 Recession. *OECD Social, Employment and Migration Working Papers* N° 115. [https://www.oecd.org/content/dam/oecd/en/publications/reports/2011/01/the-role-of-short-time-work-schemes-during-the-2008-09-recession\\_g17a1f36/5kgkd0bbwvxp-en.pdf](https://www.oecd.org/content/dam/oecd/en/publications/reports/2011/01/the-role-of-short-time-work-schemes-during-the-2008-09-recession_g17a1f36/5kgkd0bbwvxp-en.pdf)
- Jäger, S., Noy, S. & Schoefer, B. (2022).** The German Model of Industrial Relations: Balancing Flexibility and Collective Action. *Journal of Economic Perspectives*, 36(4), 53–80. <https://doi.org/10.1257/jep.36.4.53>
- Jäger, S., Schoefer, B. & Zweimüller, J. (2023).** Marginal Jobs and Job Surplus: A Test of the Efficiency of Separations. *The Review of Economic Studies*, 90(3), 1265–1303. <https://doi.org/10.1093/restud/rdac045>
- Jäger, S., Naidu, S. & Schoefer, B. (2024).** Collective bargaining, unions, and the wage structure: An international perspective. NBER, *Working Paper* N° 33267. <https://doi.org/10.3386/w33267>
- Jaravel, X. (2022).** Whatever It Takes: Subsidizing Short-Time Work During the COVID-19 Pandemic in France. In: Strain, M. & Veuger, S. (Eds.), *Preserving Employer-Employee Links in the COVID-19 Era*, 90-114, American Enterprise Institute Press. [https://www.xavierjaravel.com/\\_files/ugd/bacd2d\\_ffc783f68ada47dba69074f67e518719.pdf](https://www.xavierjaravel.com/_files/ugd/bacd2d_ffc783f68ada47dba69074f67e518719.pdf)
- Johnston, A. C. (2021).** Unemployment Insurance Taxes and Labor Demand: Quasi-Experimental Evidence from Administrative Data. *American Economic Journal: Economic Policy*, 13(1), 266–293. <https://doi.org/10.1257/pol.20190031>
- Kagerl, C. (2024).** The employment and windfall effects of short-time work: Evidence from Germany. IAB, *Discussion Paper* N° 14/2024. <https://doku.iab.de/discussionpapers/2024/dp1424.pdf>
- Kopp, D. & Siegenthaler, M. (2021).** Short-Time Work and Unemployment in and after the Great Recession. *Journal of the European Economic Association*, 19(4), 2283–2321. <https://doi.org/10.1093/jeea/jvab003>
- Lapeyre, A. (2023).** Firm Moral Hazard in Short-Time Work. *Mimeo*.
- Melcangi, D. (2024).** Firms' Precautionary Savings and Employment during a Credit Crisis. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 16(1), 356–386. <https://doi.org/10.1257/mac.20210269>
- Meriküll, J. & Paulus, A. (2023).** The impact of the Covid-19 job retention support on employment. *Economics Letters*, 222, 110963. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2022.110963>
- Meriküll, J. & Paulus, A. (2024).** Were jobs saved at the cost of productivity in the COVID-19 crisis? *European Economic Review*, 161, 104618. <https://doi.org/10.1016/j.euroecorev.2023.104618>

- Mohimont, J., de Sola Perea, M. & Zachary, M. D. (2024).** Softening the blow: Job retention schemes in the pandemic. *Journal of Public Economics*, 238, 105198. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2024.105198>
- Montenegro, M. & Hijzen, A. (2024).** Job Retention at Scale. *Mimeo*.
- Mosley, H. & Kruppe, T. (1996).** Short-Time Work in Structural Adjustment: European Experience. *European Journal of Industrial Relations*, 2(2), 131–151. <https://doi.org/10.1177/095968019622001>
- OECD (2020).** *OECD Employment Outlook 2020: Worker Security and the COVID-19 Crisis*. Paris: OECD Publishing. <https://doi.org/10.1787/1686c758-en>
- OECD (2021).** *OECD Employment Outlook 2021: Navigating the COVID-19 Crisis and Recovery*. Paris: OECD Publishing. <https://doi.org/10.1787/5a700c4b-en>
- Rodriguez Conde, C., De Cuyper, N., Vander Elst, T., Stinglhamber, F., Godderis, L., Vandenbroeck, S. & De Witte, H. (2025).** Keeping one's job... but potentially losing job quality?: qualitative job insecurity as an explanatory mechanism between short-time work schemes and well-being. *European Journal of Work and Organizational Psychology*, 34(6), 721–734. <https://doi.org/10.1080/1359432X.2025.2537819>
- Schmieder, J. F. & Von Wachter, T. (2016).** The Effects of Unemployment Insurance Benefits: New Evidence and Interpretation. *Annual Review of Economics*, 8(1), 547–581. <https://doi.org/10.1146/annurev-economics-080614-115758>
- Schmieder, J. F., Von Wachter, T. & Heining, J. (2023).** The Costs of Job Displacement over the Business Cycle and Its Sources: Evidence from Germany. *American Economic Review*, 113(5), 1208–1254. <https://doi.org/10.1257/aer.20200252>
- Spinnewijn, J. (2020).** The Trade-Off between Insurance and Incentives in Differentiated Unemployment Policies. *Fiscal Studies*, 41(1), 101–127. <https://doi.org/10.1111/1475-5890.12199>
- Stiepelmann, G. (2026).** Optimal Short-Time Work Policy in Recessions. Federal Reserve Bank of Cleveland, *Working Paper* N° 26-07. <https://doi.org/10.26509/frbc-wp-202607>
- Tilly, J. & Niedermayer, K. (2016).** Employment and Welfare Effects of Short-Time Work in Germany. In: *VfS Annual Conference 2016 (Augsburg): Demographic Change* N° 145842. Verein für Socialpolitik/German Economic Association.
- Van Audenrode, M. A. (1994).** Short-Time Compensation: Job Security, and Employment Contracts: Evidence from Selected OECD Countries. *Journal of Political Economy*, 102(1), 76–102. <https://doi.org/10.1086/261922>
- Villanueva, E. & Adamopoulou, E. (2022).** Employment and wage effects of extending collective bargaining agreements. IZA, *World of Labor*, 136. <https://wol.iza.org/articles/employment-and-wage-effects-of-extending-collective-bargaining-agreements/long>



N° 548 (2025)

*INEQUALITES, DISCRIMINATIONS ET EDUCATION / INEQUALITIES, DISCRIMINATION AND EDUCATION*

- Les discriminations à l'embauche dans l'enseignement supérieur et la recherche / *Hiring Discrimination in Higher Education and Research* – Laetitia Challe, Yannick L'Horty, Pascale Petit & François-Charles Wolff
- Partir ou rester ? La mobilité des diplômés à l'épreuve des dynamiques économiques locales / *Should I Stay or Should I Go? Graduate Mobility and Local Economic Dynamics* – Bastien Bernela, Liliane Bonnal, Inès Touré & Ahmed Tritah
- Ascendance noble et inégalités d'accès aux grandes écoles / *Noble Lineage and Inequalities in Access to Elite Education* – Stéphane Benveniste

N° 547 (2025)

*DISCRIMINATIONS / DISCRIMINATION*

- Prévenir les discriminations par une action de formation : une évaluation / *Preventing Discrimination Through Training Measures: An Assessment* – Laetitia Challe, Sylvain Chareyron, Yannick L'Horty & Pascale Petit

*EVALUATION DES POLITIQUES PUBLIQUES / EVALUATION OF PUBLIC POLICIES*

- Introduction – L'évaluation des politiques publiques. Sélection d'articles présentés à la 9<sup>e</sup> conférence sur l'évaluation des politiques publiques organisée par l'AFSE et la Direction générale du Trésor / *Introduction – Evaluation of Public Policies. A Selection of Papers Presented at the 9<sup>th</sup> Annual Conference on Public Policy Evaluation, Hosted by the AFSE and the Directorate General of the Treasury* – Étienne Lehmann
- Les effets macroéconomiques associés au bouclier tarifaire : une évaluation conduite à l'aide du modèle multisectoriel ThreeME / *The Macroeconomic Effects of the Energy Price Cap: An Evaluation Conducted Using the ThreeME Multisectoral Model* – Paul Malliet & Anissa Saumtally
- Distance entre métiers et transitions professionnelles des demandeurs d'emploi après une formation / *Skill Distance Between Occupations and Post-Training Professional Transitions of Jobseekers* – Kevin Michael Frick, Yagan Hazard, Damien Mayaux & Thomas Zuber

N° 546 (2025)

*RETRAITE ET VIEILLISSEMENT / PENSIONS AND AGEING*

- Introduction – Inégalités sociales de santé et inégalités de genre en matière de retraite et de vieillissement / *Introduction – Health and Gender Inequalities in Retirement and Ageing* – Camille Chaserant & Ronan Mahieu
- 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 & Todor Tochev
- Permettre aux personnes qui vivent moins longtemps de partir plus tôt à la retraite : quel bilan des réformes depuis les années 1970 ? / *Allowing People with Lower Life Expectancies to Retire Earlier: What Are the Outcomes of the Reforms Implemented in France Since 1970?* – Patrick Aubert
- Quels mécanismes de redistribution du système de retraite entre femmes et hommes ? Une approche sur cycle de vie / *Mechanisms of Male-Female Redistribution in the Pensions System: A Life Cycle Approach* – Frédérique Nortier-Ribordy

*AGRICULTURE*

- La répartition de la consommation finale de produits agroalimentaires en valeurs ajoutées. Essai de comparaison européenne / *The Breakdown of Final Consumption of Agrifood Products Into Values Added. Attempting a Europe-Wide Comparison* – Philippe Boyer & Jean-Pierre Butault

N° 545 (2024)

*LES MÉNAGES FACE AU DÉFI ENVIRONNEMENTAL / HOUSEHOLDS AND THE ENVIRONMENTAL CHALLENGE*

- Quelles préférences spatiales pour la localisation des parcs éoliens en mer ? / *Spatial Preferences for the Location of Offshore Wind Farms* – François-Charles Wolff, Pierre-Alexandre Mahieu, Brice Trouillet, Alexia Pigeault & Nicolas Rollo
- L'influence des caractéristiques et des décisions des ménages sur leur empreinte carbone : une analyse par régression quantile / *Unravelling the Influence of Household Characteristics and Decisions on their Carbon Footprint: A Quantile Regression Analysis* – Raphaël Semet
- Tarification du carbone et subventions vertes : quelle combinaison des deux est optimale ? / *Carbon Pricing and Green Subsidies: What Is the Optimal Combination of the Two?* – Riyad Abbas, Mathieu Fouquet & Alexandre Godzinski

*LES REVENUS AU COURS DE LA VIE / INCOME MOBILITY*

- La mobilité des individus le long de l'échelle des revenus en France sur la période 2003-2021 / *Intragenerational Income Mobility in France Over the 2003-2021 Period* – Tristan Loisel et Michaël Sicsic

N° 544 (2024)

*ENVIRONNEMENT : LA RÉDUCTION DES ÉMISSIONS DE CARBONE / ENVIRONMENT:  
THE REDUCTION OF CARBON EMISSIONS*

- En chemin vers la neutralité carbone. Mais quel chemin ? / *On the Way to Net Zero. But Which Way?* – Riyadh Abbas, Nicolas Carnot, Matthieu Lequien, Alain Quartier-la-Tente & Sébastien Roux
- À la chasse aux « zombies bruns » pour réduire les émissions de carbone de l'industrie / *Hunting "Brown Zombies" to Reduce Industry's Carbon Emissions* – Gert Bijens & Carine Swartenbroekx
- Commentaire – Le défi du siècle et la science économique / *Comment – The Challenge of the Century and Economics* – Aude Pommeret

*ENTREPRISES / COMPANIES*

- Difficultés de recrutement anticipées par les entreprises : quels facteurs explicatifs en France ? / *Recruitment Difficulties Anticipated by Companies: What Are the Explanatory Factors in France?* – Thomas Bézy, Catherine Bruneau, Cédric Crofils, Étienne Lavenant & Dimitris Mavridis
- Diversité sectorielle et croissance de l'emploi local en France / *Sectoral Diversity and Local Employment Growth in France* – Mounir Amdaoud & Nadine Levratto

N° 543 (2024)

*ENVIRONNEMENT : LES ENJEUX ÉCONOMIQUES DU DÉFI CLIMATIQUE / ENVIRONMENT:  
THE ECONOMIC STAKES OF THE CLIMATE CHALLENGE*

- Coûts & co-bénéfices des politiques de transition climatique : comment seront-ils retracés par les indicateurs de niveau de vie & de bien-être ? / *Costs and Co-Benefits of Climate Transition Policies: How Accurately Will They Be Measured by Standard of Living and Well-Being Indicators?* – Didier Blanchet & Craig Pesme
- La sobriété énergétique choisie : chocs de préférences & biais comportementaux / *Chosen Energy Sufficiency: Preference Shocks and Behavioural Biases* – Miquel Oliu-Barton, Aude Pommeret, Alice Robinet, Katheline Schubert & Mathilde Viennot
- Impact macroéconomique des dommages climatiques en France / *Macroeconomic Impact of Climate Damage in France* – Florian Jacquetin & Gaël Callonnec
- Commentaire – Le peu d'intérêt de la science économique pour le défi du siècle / *Comment – The Lack of Interest in Economics for the Challenge of the Century* – Xavier Timbeau

*SOCIÉTÉ / SOCIETY*

- L'attachement aux animaux de compagnie revisité / *Attachment to Pets Revisited* – Cécile Brousse & Marceline Bodier

N° 542 (2024)

**ÉCONOMIE DE LA SANTÉ / HEALTH ECONOMICS**

- Introduction – De la théorie à la pratique et vice versa ou comment les économistes contribuent à comprendre et à améliorer le système de santé / *Introduction – From Theory to Practice and Vice Versa or How Economists Contribute to Understanding and Improving the Healthcare System* – Thomas Barnay & David Crainich

*INÉGALITÉS ET VULNÉRABILITÉ / INEQUALITIES AND VULNERABILITY*

- La répartition géographique des internes en médecine générale : un outil de régulation des lieux d'installation ? / *Geographical Distribution of Interns in General Practice: A Tool for Regulating Place of Settlement?* – Julien Silhol
- Comment prendre en compte le coût supplémentaire lié au handicap dans la mesure du niveau de vie des ménages en France ? / *How Can the Additional Cost Due to Disability Be Taken Into Account When Measuring the Standard of Living of Households in France?* – Thomas Blavet
- Le reste à charge en santé nuit-il à l'équité dans le financement des soins ? Une comparaison des systèmes de santé en Europe / *Do Out-Of-Pockets Undermine Equity in Healthcare Financing? A Comparison of Healthcare Systems in Europe* – Florence Jusot & Adèle Lemoine

*CONSOMMATION DE SOINS ET PRÉVENTION / HEALTH CARE CONSUMPTION AND PREVENTION*

- L'impact d'un programme social sur la consommation de soins des travailleurs indépendants âgés en France / *The Impact of a Social Programme on the Healthcare Consumption of Elderly Self-Employed Workers in France* – Estelle Augé & Nicolas Sirven
- Impact d'Internet haut débit sur les comportements préventifs en matière de santé au Sénégal / *Impact of Broadband Internet on Preventive Healthcare Behaviors in Senegal* – Pauline Kergall & Jean-Baptiste Guiffard

*EHPAD ET HÔPITAL / EHPADS AND HOSPITAL*

- Effet de l'aide informelle fournie par leurs enfants sur la santé des personnes âgées en maison de retraite / *The Effect of Informal Care Provided by Children on Health in Nursing Homes* – Quitterie Roquebert
- Inciter à prescrire des médicaments biosimilaires : évaluation d'une expérimentation de partage de gains entre les hôpitaux et l'Assurance maladie en France / *Biosimilar Prescribing Incentives: Results of a French Pilot of Gainsharing Between Hospitals and the National Health Insurance* – Vincent Attia, Mathilde Gaini, Edouard Maugendre & Catherine Pollak

# Economie et Statistique / Economics and Statistics

## Objectifs généraux de la revue

Economie et Statistique / Economics and Statistics publie des articles traitant de tous les phénomènes économiques et sociaux, au niveau micro ou macro, s'appuyant sur les données de la statistique publique ou d'autres sources. Une attention particulière est portée à la qualité de la démarche statistique et à la rigueur des concepts mobilisés dans l'analyse. Pour répondre aux objectifs de la revue, les principaux messages des articles et leurs limites éventuelles doivent être formulés dans des termes accessibles à un public qui n'est pas nécessairement spécialiste du sujet de l'article.

## Soumissions

Les manuscrits doivent être adressés au secrétariat de la revue (redaction-ecostat@insee.fr), de préférence en format MS-Word. Il doit s'agir de travaux originaux, qui ne sont pas soumis en parallèle à une autre revue. Les articles peuvent être soumis en français ou en anglais. Le texte d'un article standard fait environ 11 000 mots en français (y compris encadrés, tableaux, figures, annexes et bibliographie, non compris d'éventuelles annexes en ligne). Aucune proposition initiale de plus de 12 500 mots (11 500 mots pour les soumissions en anglais) ne sera examinée.

La soumission doit comporter deux fichiers distincts :

- Un fichier d'une page indiquant : le titre de l'article ; les prénom, nom, affiliations (maximum deux) et adresses e-mail et postale de chaque auteur ; un résumé de 160 mots maximum (140 mots pour les soumissions en anglais) qui doit présenter très brièvement la problématique, indiquer la source et donner les principaux axes et conclusions de la recherche ; les codes JEL et quelques mots-clés ; d'éventuels remerciements.
- Un fichier anonymisé du manuscrit complet (texte, illustrations, bibliographie, éventuelles annexes) indiquant en première page uniquement le titre, le résumé, les codes JEL et les mots-clés.

Les propositions retenues sont évaluées par deux à trois rapporteurs (procédure en « double-aveugle »). Les articles acceptés pour publication devront être mis en forme suivant les consignes aux auteurs (accessibles sur <https://www.insee.fr/fr/information/2410168>). Ils pourront faire l'objet d'un travail éditorial visant à améliorer leur lisibilité et leur présentation formelle.

## Publication

Les articles sont publiés en français dans l'édition papier et simultanément en français et en anglais dans l'édition électronique. Celle-ci est disponible, en accès libre, sur le site de l'Insee, le jour même de la publication ; cette mise en ligne immédiate et gratuite donne aux articles une grande visibilité. La revue est par ailleurs accessible sur le portail francophone Persée, et référencée sur le site international Repec et dans la base EconLit.

---

## Main objectives of the journal

Economie et Statistique / Economics and Statistics publishes articles covering any micro- or macro- economic or sociological topic, either using data from public statistics or other sources. Particular attention is paid to rigor in the statistical approach and clarity in the concepts and analyses. In order to meet the journal aims, the main conclusions of the articles, as well as possible limitations, should be written to be accessible to an audience not necessarily specialist of the topic.

## Submissions

Manuscripts should be sent to the editorial team (redaction-ecostat@insee.fr), preferably in MS-Word format. The manuscript must be original work and not submitted at the same time to any other journal. It can be submitted either in French or in English. The standard length of an article is of about 10,000 words (including boxes if any, tables, figures, appendices, bibliography, but not counting online appendices if any). Manuscripts of more than 11,500 words will not be considered. Submissions must include two separate files:

- A one-page file providing: the title of the article; the first name, name, affiliation-s (at most two), e-mail et postal addresses of each author; an abstract of maximum 140 words, briefly presenting the research question, data and methodology, and the main conclusions; JEL codes and a few keywords; acknowledgements if any.
- An anonymised manuscript (including the main text, illustrations, bibliography and appendices if any), mentioning only the title, abstract, JEL codes and keywords on the front page.

Proposals that meet the journal objectives are reviewed by two to three referees ("double-blind" review). The articles accepted for publication will have to be presented according to the guidelines for authors (available at <https://www.insee.fr/en/information/2591257>). They may be subject to editorial work aimed at improving their readability and formal presentation.

## Publication

The articles are published in French in the printed edition, and simultaneously in French and in English in the online edition. The online issue is available, in open access, on the Insee website the day of its publication; this immediate and free online availability gives the articles a high visibility. The journal is also available online on the French portal Persée, and indexed in Repec and EconLit.

N° 549 - 2025

# Economie Statistique **ET**

# Economics **AND** Statistics



ISBN 978-2-11-187008-6 - ISSN 0336-1454 - ECO 549  
Parution juin 2026 - PRIX : 22 €

