

Economie ET Statistique

Economics AND Statistics

Économie du travail

Labour Economics

Economie Statistique ^{ET}

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)
Luc BEHAGHEL (École d'Économie de Paris, INRAE)
Flora BELLONE (Université Côte d'Azur et GREDEG-CNRS)
Céline BESSIERE (Université Paris-Dauphine, IRISSE, 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 D)
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**.
Il est possible de s'abonner aux avis de parution sur le site. La revue peut être achetée sur le site **www.insee.fr**, rubrique « Services / Acheter nos publications ».

The journal is available in open access on the Insee website **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**.

Economie et Statistique / Economics and Statistics
Numéro 550 – 2026

ÉCONOMIE DU TRAVAIL

- 3 Étaler le versement des allocations chômage : quels effets
sur le retour à l'emploi ?**
Maxime Le Bihan et Brice Fabre
- 23 Mesure-t-on bien la durée habituelle du travail ? L'impact de l'ordre
des questions dans les enquêtes**
Mikael Beatriz et Louis-Alexandre Erb
- 45 Les pénuries de main-d'œuvre et l'inadéquation des
compétences vont-elles freiner la transition écologique
en Belgique ?**
Mikkel Barslund, Wouter Gelade et Geoffrey Minne

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.

Étaler le versement des allocations chômage : quels effets sur le retour à l'emploi ?

Spreading Out the Payment of Unemployment Benefits: The Impact on Transitions to Employment

Maxime Le Bihan* et Brice Fabre*

Résumé – En octobre 2021, une réforme du calcul des allocations chômage a eu pour conséquence tout à la fois de réduire l'allocation journalière et d'augmenter la durée potentielle d'indemnisation des chômeurs ayant connu des parcours d'emploi discontinus. Dans cet article nous montrons que ce changement de régime a été suivi d'une accélération du retour à l'emploi des allocataires concernés : la proportion d'entre eux retrouvant un emploi dans les six mois suivant leur fin de contrat est entre 3,2 et 6,8 points de pourcentage plus élevée du fait de la réforme. Cet effet est tiré par une hausse des contrats temporaires de moins de six mois. Plus le parcours de l'individu est discontinu avant sa perte d'emploi, plus l'effet est important. Des données complémentaires d'enquête révèlent une pression financière plus importante et des stratégies de recherche d'emploi plus ouvertes pour le public touché que pour le public non touché.

Abstract – In October 2021, a reform of the method used to calculate unemployment benefits had the effect of simultaneously reducing the daily allowance while increasing the potential duration of eligibility for unemployment benefits for those with discontinuous employment histories. In this article, we demonstrate that this change of system has been followed by an acceleration in the return to employment of the benefit claimants affected: the proportion of their number finding a new job within six months of the end of their previous contract is now between 3.2 and 6.8 percentage points higher than it was before the reform. This trend has been driven by a rise in temporary contracts lasting less than six months. The more discontinuous an individual's career before losing their latest job, the more substantial the effect. Additional survey data make it possible to profile the population affected by this change, revealing that they face greater financial pressure and adopt more wide-ranging job search strategies than the unaffected population.

JEL : J08, J64, J65

Mots-clés : assurance chômage, trajectoires d'emploi, qualité de l'emploi

Keywords: unemployment insurance, employment histories, quality of work

* Unédic. Correspondance : mlebihan@unedic.fr

Reçu en juin 2025, accepté en juin 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: Le Bihan, M. & Fabre, B. (2026). Spreading Out the Payment of Unemployment Benefits: The Impact on Transitions to Employment. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 550, 3–22. <https://doi.org/10.24187/ecostat.2026.550.2145>

En 2019, le gouvernement a décidé d'apporter des modifications à quatre grands volets de la réglementation d'assurance chômage : une hausse de la quotité de travail nécessaire pour pouvoir ouvrir un droit à l'Assurance chômage, une modification du mode de calcul des allocations chômage, une dégressivité des allocations pour les individus aux revenus les plus élevés, et enfin une modulation des cotisations payées par les employeurs selon l'ampleur de leur recours à des contrats courts (bonus-malus). Après plusieurs années de reports et modifications, liés principalement au Covid, les mesures initialement prévues en 2019 sont finalement entrées en vigueur en 2021.

Ce travail a pour objet l'évaluation de la modification du mode de calcul de l'allocation, souvent appelée réforme du Salaire journalier de référence (SJR), ce SJR étant le salaire auquel est appliqué le barème permettant d'obtenir le montant d'allocations chômage d'un demandeur d'emploi éligible à l'indemnisation. Avant la réforme, le SJR correspondait au salaire journalier moyen perçu durant les jours travaillés des douze derniers mois¹. L'allocation obtenue avec ce SJR pouvait ensuite être perçue durant une période correspondant au nombre de jours travaillés durant une période de référence. Avec la réforme, le SJR correspond désormais au salaire journalier moyen perçu durant les jours calendaires d'une période de référence, que ces jours aient été travaillés ou non. En contrepartie, l'allocation obtenue avec ce SJR peut être perçue durant un nombre de jours équivalent au nombre de jours calendaires susmentionné. Ainsi, le SJR tout comme la durée durant laquelle un demandeur d'emploi peut être indemnisé passent d'une comptabilisation en jours travaillés à une comptabilisation en jours calendaires, impliquant que les allocataires ayant alterné entre périodes d'emploi et périodes de non-emploi voient leur allocation journalière diminuer et leur durée potentielle d'indemnisation augmenter.

Notre étude a pour objectif d'évaluer les conséquences de ces évolutions sur les trajectoires de ces allocataires. Il est intéressant de noter qu'à notre connaissance, aucun autre article n'évalue de réforme qui agit simultanément sur le montant mensuel et la durée des allocations chômage, de telles réformes étant particulièrement rares. Notre étude est de ce point de vue inédite.

Dans toute l'analyse, le fait d'avoir connu un parcours discontinu correspond au fait d'avoir au moins une fois dans la trajectoire entrant dans le calcul de son indemnisation, une période

de non-emploi encadrée par deux périodes d'emploi. Deux types d'analyse sont menées : d'une part, une analyse des effets causaux de la réforme sur les trajectoires d'emploi, à partir de données administratives relatives aux demandeurs d'emploi ; d'autre part une analyse sur données d'enquête, relatives à une seule période, après la réforme, qui permet de caractériser davantage le public à parcours discontinu et apporter ainsi des éléments supplémentaires d'interprétation. Dans l'analyse causale, deux stratégies d'identification complémentaires sont menées. La première est une stratégie de « différence de discontinuité », qui compare des ouvertures de droit pour des fins de contrat autour du 1^{er} octobre, pour l'année de la réforme et pour une année sans réforme. La deuxième est une stratégie de triple différence, qui exploite un aspect réglementaire impliquant que parmi les ouvertures de droit à partir du 1^{er} octobre, certains droits sont concernés par la réforme alors que d'autres non.

Nos résultats relatifs aux trajectoires d'emploi montrent que les individus ayant connu un parcours discontinu retrouvent plus rapidement un nouvel emploi suite à l'ouverture de leur droit. La proportion de ces personnes retrouvant un nouvel emploi au plus tard six mois après leur fin de contrat est supérieure de 3,2 à 6,8 points de pourcentage selon la spécification considérée, passant environ de 55 % à 60 % en raison de la réforme. Cependant, cet effet est porté par une hausse des contrats temporaires de moins de six mois, les personnes au parcours antérieur discontinu ne mettant pas moins de temps à retrouver un emploi temporaire plus long ou bien un emploi en contrat à durée indéterminée (CDI). Ces résultats sont robustes à différents tests (spécification empirique alternative, placebos). Ils se limitent néanmoins à un horizon de six mois, nos données ne permettant pas de suivre de manière fiable les trajectoires des individus au-delà de six mois après l'ouverture de leur droit à l'Assurance chômage. Nous montrons enfin que les effets estimés sont d'autant plus importants que les individus sont affectés par la réforme, c'est-à-dire que la ou les interruptions d'emploi dans leur trajectoire sont longues.

L'exploitation de l'enquête « SEJOUR » suggère quant à elle des contraintes financières ressenties plus importantes chez les individus à parcours discontinu que chez les autres individus. Les individus à parcours discontinu déclarent

1. Le nombre de jours travaillés correspond ici au nombre de jours calendaires couverts par le contrat de travail. Il correspond plus exactement à 5 jours par semaine civile couverte par le contrat de travail, multiplié par 1,4.

également être prêts en moyenne à faire plus de concessions, pour retrouver un emploi, que ne le déclarent les autres individus. Ces concessions sont par ailleurs fortement corrélées à des éléments relatifs aux revenus de l'individu tels que le montant et la durée de perception des allocations, le fait de bénéficier des minimas sociaux ou encore la durée passée au chômage. Bien qu'il soit difficile de relier directement ces résultats à la réforme, étant donné que l'enquête n'est relative qu'à une période après réforme, sans comparaison avec une situation avant réforme, il semble toutefois crédible de lier la reprise plus rapide d'un emploi de courte durée avec les déclarations des personnes à parcours discontinu concernant les pressions financières ressenties et les concessions faites, dans la mesure où la réforme a diminué les niveaux d'indemnités des personnes à parcours discontinu.

Il est à noter que cette étude analyse les effets de la réforme sur les individus ayant connu un parcours discontinu spécifiquement, et n'intègre pas les effets de la réforme sur l'ensemble du marché du travail (elle ne mesure pas par exemple dans quelle mesure les effets susmentionnés se répercutent sur des personnes hors du champ de notre analyse).

Cette évaluation s'organise comme suit : la section 1 décrit en détail le contenu de la réforme ; la section 2 présente une revue de littérature ; la section 3 décrit les données, le champ d'analyse et les définitions mobilisées et la section 4 le public impacté par la réforme ; la section 5 présente la méthode et les résultats de l'analyse causale des effets de la réforme sur les trajectoires et la section 6 l'analyse des données de l'enquête, avant de conclure.

1. Descriptif de la réforme

La réforme du mode de calcul des allocations chômage étudiée modifie à la fois le salaire journalier de référence (SJR) et la durée potentielle d'indemnisation. Le SJR se calcule en divisant le salaire total perçu durant une période donnée par le nombre de jours de cette période. Il est utilisé pour le calcul de l'allocation journalière (AJ). La durée potentielle d'indemnisation correspond quant à elle au nombre de jours maximal durant lequel l'AJ peut être perçue. La réforme du mode de calcul évaluée ici consiste à passer, pour la période servant de référence au calcul du SJR et pour la durée potentielle d'indemnisation, d'une comptabilisation en nombre de jours travaillés à une comptabilisation en nombre de jours calendaires. Il s'agit autrement dit de prendre en compte les jours non travaillés à la fois dans

le dénominateur du SJR (ce qui baisse celui-ci) et dans la durée potentielle d'indemnisation (ce qui augmente celle-ci).

Plus exactement, avant la réforme :

Le SJR correspondait aux salaires perçus durant les 12 derniers mois rapportés au nombre de jours travaillés durant ces mêmes 12 derniers mois. Ces 12 derniers mois correspondaient à la période dite de « référence de calcul » (PRC).

La durée potentielle d'indemnisation correspondait au nombre de jours travaillés, mais durant les 24 derniers mois (pour les moins de 53 ans)². Ces 24 derniers mois correspondaient à la période dite de « référence d'affiliation » (PRA).

Après la réforme³ :

Le SJR correspondait aux salaires perçus durant la PRA (les 24 derniers mois pour les moins de 53 ans) rapporté au nombre de jours calendaires entre le premier jour et le dernier jour travaillé au sein de cette PRA (ce nombre de jours étant soumis à un plafond⁴).

La durée potentielle d'indemnisation correspondait au nouveau dénominateur du SJR, à savoir au nombre de jours calendaires plafonné entre le premier jour et le dernier jour travaillé au sein de la PRA.

La réforme est entrée en vigueur pour les droits ouverts à partir du 1^{er} octobre 2021, et dont la fin de contrat ayant généré l'ouverture du droit était intervenue à partir du 1^{er} octobre 2021. Compte tenu de ce calendrier, un ajustement pour les jours non travaillés contenus dans une période de confinement lié au Covid-19 a également été introduit⁵.

Ainsi, cette réforme implique trois changements :

2. Cette période était allongée à 30 mois pour les personnes âgées de 53 ou 54 ans, et à 36 mois pour celles âgées de 55 ans et plus.

3. Il est à noter que le système ainsi décrit n'est plus celui en vigueur au moment de la parution de cet article, au regard notamment de la réforme de 2023 modulant la durée potentielle d'indemnisation en fonction de la conjoncture économique, et de la Convention d'assurance chômage du 15 novembre 2024.

4. Le nombre de jours calendaires est plafonné au nombre de jours travaillés durant la PRA multiplié par 1,4 (pour le convertir en équivalent semaine de sept jours) et multiplié par 1,75. Autrement dit, le nombre de jours non travaillés ne peut excéder 75 % du nombre de jours travaillés. Ce plafonnement a été instauré suite à la décision du Conseil d'État du 25 novembre 2020, qui a considéré que l'absence de plafonnement impliquerait des différences de traitement trop importantes en termes de SJR et de durée potentielle d'indemnisation entre personnes ayant travaillé le même nombre d'heures.

5. Pour éviter que des périodes non travaillées liées notamment aux périodes de confinement ne pénalisent le calcul des allocations chômage, les jours non travaillés contenus dans les périodes courant du 1^{er} mars 2020 au 31 mai 2020 et du 30 octobre 2020 au 30 juin 2021 ne sont pas comptabilisés dans le décompte des jours non travaillés.

Un étalement du versement du capital de droit pour les personnes ayant connu un « parcours discontinu », c'est-à-dire ayant au sein de leur période de référence des jours non travaillés entre deux périodes d'emploi : pour ce public, le SJR baisse et la durée potentielle d'indemnisation augmente.

Un alignement de la PRC sur la PRA : désormais, le calcul du SJR se fait sur la même période de référence que la durée potentielle d'indemnisation.

Un allongement de la période de référence pour la prise en compte des salaires (passage des 12 aux 24 derniers mois), ce qui signifie que le montant d'allocation dépend de salaires plus éloignés dans le temps en moyenne.

Cette étude se focalise sur le premier de ces trois aspects : l'objectif est de savoir dans quelle mesure la baisse de l'allocation journalière associée aux parcours discontinus (accompagnée d'une hausse de la durée potentielle d'indemnisation) a modifié les trajectoires d'emploi des individus qui avaient avant la réforme de tels parcours.

Cette réforme a suivi avant son entrée en vigueur un processus long et relativement complexe, qui fait qu'elle a pu être anticipée, même si ont subsisté des incertitudes jusqu'au bout sur le détail de son contenu et la date d'entrée en vigueur⁶. Il est néanmoins à noter que ce travail analyse les effets de la baisse mécanique de l'allocation journalière induite par la réforme sur les comportements après l'ouverture d'un droit, et non pas les effets « d'anticipation », à savoir de modification de sa trajectoire en prévision de la potentielle application future de la nouvelle législation à cette trajectoire.

2. Littérature et cadre d'analyse

2.1. Revue de littérature

La littérature s'intéressant aux effets sur le retour à l'emploi d'une variation du montant d'allocation ou de la durée potentielle d'indemnisation est abondante (voir les revues de littérature de Schmieder & von Wachter, 2016 ; Lopes, 2022, et Cohen & Ganong, 2024). Elle conclut globalement à un effet positif d'une baisse du montant d'allocation et à un effet négatif d'une hausse de la durée potentielle, sur le retour à l'emploi. Le présent article s'insère dans cette littérature, la réforme évaluée faisant varier à la fois le montant d'indemnisation et la durée potentielle. Cette réforme n'en reste pas moins particulière, dans la mesure où elle fait varier ces deux éléments de manière inverse, pour un

capital de droit restant constant (ou presque). Il s'agit donc de l'effet d'un étalement de versement de droit, ce qui donne un caractère inédit à cette étude et aux autres évaluant cette même réforme (Fontaine *et al.*, 2025 ; Issehnane *et al.*, 2025). Certains travaux étudient aussi simultanément l'effet du montant d'allocation et de la durée potentielle, mais dans un cadre différent : soit dans le cas d'une hausse à la fois du montant d'allocation et de la durée potentielle (en Autriche, Lalive *et al.*, 2006), soit en exploitant des effets de seuil induits par la réglementation de l'assurance chômage (en Pologne, Jessen *et al.*, 2025). Le seul article à notre connaissance qui analyse une modification de la répartition du capital de droits est celui de Lindner & Reizer (2020), qui évaluent une réforme hongroise concentrant davantage le versement des indemnités en début de période d'indemnisation, ce qui selon les résultats a un effet positif à la fois sur le retour à l'emploi et les salaires de réembauche.

L'effet de la réforme du SJR de 2021 va en partie dépendre à la fois de l'élasticité de l'emploi par rapport au montant d'allocation, et de celle par rapport à la durée potentielle, chacune de ces élasticités agissant en sens inverse dans le cas de la réforme étudiée. Se pose donc la question de la valeur relative de ces deux élasticités. Il ressort de la littérature susmentionnée que les élasticités par rapport au montant d'allocation sont dans l'ensemble supérieures à celles par rapport à la durée potentielle. Plus exactement, les études sur l'impact de la modification de la durée potentielle d'indemnisation estiment des élasticités relatives à la durée du chômage allant de 0,1 à 1, avec une médiane de 0,4 (Schmieder & von Wachter, 2016 ; Lopes, 2022 ; Cohen & Ganong, 2024). Dans ces études, les effets marginaux associés à ces élasticités impliquent qu'une variation d'un mois de la durée potentielle d'indemnisation entraînerait une hausse de la durée de chômage allant d'environ une journée et demie à 20 jours. D'autre part, les élasticités de la modification des montants d'allocation, moins documentées que celles de la durée, vont de 0,12 à 2 avec une médiane à 0,53 (Schmieder & von Wachter, 2016 ; Cohen & Ganong, 2024). Cette élasticité médiane équivaut sous certaines hypothèses au

6. La réforme devait initialement entrer en vigueur le 1^{er} avril 2020 (décret 2019-797 du 26 juillet 2019), a été repoussée du fait de la crise sanitaire au 1^{er} septembre 2020 (décret 2020-361 du 27 mars 2020), puis au 1^{er} janvier 2021 (décret 2020-929 du 29 juillet 2020). La décision du Conseil d'État du 25 novembre 2020 annule la réforme. Celle-ci est ensuite adaptée en conséquence par de nouveaux textes (décret 2021-346 du 30 mars 2021 et décret 2021-730 du 8 juin 2021). La décision en référé du Conseil d'État du 22 juin 2021 repousse de nouveau la réforme du fait du contexte économique toujours incertain en période de crise sanitaire. Le décret 2021-1251 du 29 septembre 2021 fixe la nouvelle date d'entrée en vigueur.

fait qu'une baisse de 1 € du montant journalier d'allocation entraîne une réduction de la durée de chômage allant de 1,3 jour à 21 jours⁷. La sous-section suivante précise davantage le cadre d'analyse en fonction de ces deux élasticités.

En plus de l'effet sur le retour à l'emploi, de nombreuses contributions s'intéressent à l'effet de l'indemnisation chômage sur la qualité de l'emploi repris, mesurée par le niveau de salaire de réembauche ou la stabilité en emploi (cf. Le Barbanchon *et al.* (2024) pour une revue de littérature). Notre travail, en distinguant la reprise d'emploi selon le type de contrat, s'insère dans cette littérature, dont les résultats sont variés. Belzil (2001) trouve des effets relativement faibles de l'assurance chômage sur la qualité de l'emploi, et Lalive (2007), Le Barbanchon (2016) et Huang & Yang (2021) concluent à une absence d'effet⁸. Nekoei & Weber (2017) trouvent quant à eux un effet positif de l'indemnisation chômage sur les salaires, Caliendo *et al.* (2013) un effet positif sur la durée en emploi et les salaires, et Tatsiramos (2009) un effet positif sur la durée en emploi. Enfin, Schmieder *et al.* (2016) trouvent un effet négatif de l'indemnisation chômage sur les salaires. La diversité de ces résultats tient en partie au fait que l'indemnisation chômage peut renforcer les exigences salariales, mais augmente aussi la durée au chômage ce qui à l'inverse tire les salaires à la baisse.

Notre travail s'insère également dans la littérature portant plus spécifiquement sur le système d'assurance chômage français, comme Le Barbanchon (2016) qui trouve des effets importants de l'indemnisation sur la durée passée au chômage, mais pas d'effet sur la qualité de l'emploi retrouvé, Le Barbanchon *et al.* (2019) qui pointent une absence d'effet de l'indemnisation chômage sur le salaire de réserve, et Prieto (2000) et Marinescu & Skandalis (2021) qui étudient les comportements de recherche d'emploi durant la période d'indemnisation.

Enfin, les différentes mesures de la réforme 2019-2021 ont fait l'objet d'un ensemble de travaux d'évaluation, coordonnés par un comité d'évaluation (Comité d'évaluation de la réforme de l'assurance chômage 2019-2021, 2025). Parmi ces travaux, Fontaine *et al.* (2025) et Issehnane *et al.* (2025) évaluent également la réforme du SJR. Fontaine *et al.* (2025) concluent à une hausse à court terme du nombre de jours travaillés sans effet sur la qualité de l'emploi, tandis que Issehnane *et al.* (2025) trouvent également plus de reprises d'emploi, mais avec un poids plus important des contrats précaires.

2.2. Cadre d'analyse

La réforme évaluée dans notre étude peut être vue comme un cadre original pour confronter directement l'effet du montant d'allocation et celui de la durée potentielle d'indemnisation. Si l'on note ε_1 et ε_2 l'élasticité en valeur absolue de la probabilité de reprise d'emploi à un horizon donné par rapport à la durée potentielle d'indemnisation et par rapport au montant d'allocation, on a, toutes choses égales par ailleurs :

$$\frac{\Delta y}{y} = \varepsilon_1 \frac{\Delta D}{D} + \varepsilon_2 \frac{\Delta A}{A}$$

où y est l'indicatrice de reprise d'emploi, D la durée potentielle d'indemnisation, et A l'allocation journalière. On note SR le salaire de référence utilisé pour le calcul du SJR (on suppose que SR ne change pas avec la réforme), D_1 et D_2 le dénominateur du SJR respectivement avant et après réforme, qui est également supposé être la durée potentielle d'indemnisation, et β la variation relative de la durée potentielle d'indemnisation du fait de la réforme ($\frac{\Delta D}{D} = \frac{D_2 - D_1}{D_1}$)⁹. Ainsi, si le capital $A \times D$ demeure constant avec la réforme, on a $1 + \frac{\Delta A}{A} = -\frac{1}{1 + \beta}$ soit $\frac{\Delta A}{A} = -\frac{\beta}{1 + \beta}$ on peut donc écrire :

$$\frac{\Delta y}{y} = \varepsilon_1 \beta - \varepsilon_2 \frac{\beta}{1 + \beta}$$

Si l'on analyse ce terme en fonction de β à ε_1 et ε_2 donnés (et avec $\beta > 0$, étant donné que la réforme augmente la durée potentielle d'indemnisation), on remarque que si $\varepsilon_1 \geq \varepsilon_2$, alors $\Delta \ln y$, qui représente l'effet de la réforme sur la reprise d'emploi, est toujours négatif. Si en revanche $\varepsilon_1 < \varepsilon_2$, alors $\Delta \ln y$ augmente jusqu'à $\beta = \sqrt{\frac{\varepsilon_2}{\varepsilon_1}} - 1$, puis décroît, pour devenir négatif à partir de $\beta = \frac{\varepsilon_2}{\varepsilon_1} - 1$ ¹⁰.

7. Ce calcul suppose un montant moyen d'allocation journalière de 34 € (correspondant au montant d'allocation avant réforme dans notre cas), que le changement touche uniformément l'ensemble des personnes ayant connu parcours discontinu, et que la durée moyenne passée au chômage est de un an.

8. Sur les salaires pour Lalive (2007) et Huang & Yang (2021), sur les salaires et la durée en emploi pour Le Barbanchon (2016).

9. Ces équations se focalisent sur le passage d'une comptabilisation en jours travaillés à une comptabilisation en jours calendaires et ignorent le passage de 12 à 24 mois pour la période de référence utilisée pour la durée potentielle d'indemnisation. Elles supposent également par souci de simplification que le dénominateur du SJR est égal, avant comme après réforme, à la durée potentielle d'indemnisation.

10. Nous supposons que le capital de droits reste constant, bien qu'il puisse légèrement varier en raison de la complexité des règles d'assurance chômage. En l'absence d'élargissement de la PRC, la formule de l'AJ amortissant les variations du SJR, le capital AJ $\times$ durée potentielle devrait légèrement augmenter. Toutefois, l'allongement de la PRC (de 12 à 24 mois) implique qu'en présence de trajectoires salariales ascendantes, le capital SJR $\times$ durée potentielle devrait légèrement baisser, rendant l'évolution nette du capital AJ $\times$ durée potentielle ambiguë. La figure S-V (voir Annexe en ligne) confirme que ces variations restent faibles : le capital SJR baisse de 2 500 € à 3 900 € selon la spécification, tandis que le capital AJ baisse de 0 € à 1 155 €, de manière non significative pour l'une des spécifications (voir section 5.1 pour le détail des spécifications). Ces résultats confortent l'hypothèse d'une réforme qui préserve en moyenne le capital de droits.

Autrement dit, pour une variation relative de la durée potentielle β donnée, la variation relative de l'allocation journalière qui en découle est inférieure à β , de sorte que dans un cadre où l'effet de la durée potentielle et du montant d'allocation est modélisé sous forme d'élasticité constante, l'effet sur la durée potentielle l'emporte dans la plupart des configurations, impliquant un effet négatif de la réforme sur la reprise d'emploi. Pour que l'effet de l'allocation journalière l'emporte, une condition nécessaire est d'avoir $\varepsilon_1 < \varepsilon_2$, ce qui n'est pas suffisant dans la mesure où l'effet total devient négatif à partir d'un certain niveau de β . La littérature empirique suggère plutôt dans l'ensemble que $\varepsilon_1 < \varepsilon_2$. Néanmoins, le sens de l'effet de la réforme reste ambigu en théorie y compris dans ce cas de figure. De plus, si l'on définit β comme l'intensité de traitement d'un allocataire, alors l'effet de traitement n'est pas forcément toujours dans le même sens et d'autant plus fort que cette intensité de traitement est élevée.

3. Données, champ d'analyse et définitions

Ce travail exploite deux types de données. Il mobilise d'une part des données administratives relatives aux demandeurs d'emploi, qui permettent de mener une analyse des effets causaux de la réforme sur les trajectoires de ces demandeurs d'emploi sur le marché du travail. Il exploite d'autre part une enquête menée à l'été 2023, soit un peu plus d'un an et demi après l'entrée en vigueur de la réforme, permettant de comparer un public dont la réforme a modifié les droits à un public dont les droits n'ont pas été modifiés.

3.1. Les données administratives

Dans cette étude, nous mobilisons le Fichier national des allocataires (FNA) produit par France Travail et retraité par l'Unédic, qui contient des informations sur l'indemnisation des allocataires, leur trajectoire d'emploi et leurs caractéristiques sociodémographiques. Cela permet d'identifier les parcours impactés par la réforme en observant les jours travaillés et non travaillés durant les périodes de référence.

Nous mobilisons également les « déclarations sociales nominatives France Travail » (DSN-FT), correspondant aux déclarations sociales nominatives sur le champ des inscrits à France Travail (anciennement « Pôle Emploi », notamment durant la période couverte par notre analyse) et appariées avec le FNA avec un identifiant individuel commun. Ces données fournissent des informations relatives aux

contrats de travail des personnes inscrites à France Travail, pour la période allant du mois de leur inscription jusqu'à six mois après leur désinscription, ce qui nous permet de mesurer l'accès à l'emploi. L'appariement entre les DSN et le FNA est réalisé par France Travail. Les DSN sont des déclarations mensuelles obligatoires effectuées par les employeurs en France servant à calculer les cotisations sociales et à transmettre les données des contrats salariés aux différentes administrations en ayant l'usage. Elles regroupent plus exactement l'ensemble des contrats du secteur privé et une partie des contrats du secteur public depuis 2018.

3.2. Le champ d'analyse des données administratives

La nouvelle règle de calcul du SJR s'applique aux personnes ouvrant un droit à partir du 1^{er} octobre 2021, dès lors que le dernier contrat ayant servi à l'ouverture de ce droit s'est achevé après cette date. Afin de disposer d'une période avant et après l'entrée en vigueur de la réforme, nous retenons les droits ouverts entre début septembre et fin novembre 2021. Ce choix d'une fenêtre restreinte s'explique, en amont, par la fin des mesures spécifiques d'assurance chômage liées à la crise sanitaire en juillet, ainsi que par un possible effet de contamination en août, et, en aval, par l'entrée en vigueur au 1^{er} décembre des nouvelles conditions d'ouverture des droits. À des fins de comparaison intertemporelle, nous mobilisons le même champ pour les années 2017, 2018 et 2022, à l'exclusion de 2019 et 2020 en raison de la crise sanitaire¹¹.

Notre champ porte sur les ouvertures de droit à l'ARE (Aide au retour à l'emploi) et exclut, de ce fait, les droits relevant de réglementations spécifiques : intermittents du spectacle (annexes 8 et 10 de la réglementation d'assurance chômage), contrats de sécurisation professionnelle (CSP) et droits ouverts avec activité conservée. En outre, les DSN ne couvrant que partiellement le secteur public avant 2022, nous excluons les contrats publics observés et analysons donc l'emploi hors secteur public¹². Le nombre d'ouvertures de droit s'élève à 3 446 675 avant ces restrictions, puis à 3 112 222 après exclusion des intermittents du spectacle, du CSP et de l'activité conservée.

Il convient toutefois de noter que ces données, issues de la gestion administrative des indemnités chômage, ne couvrent que les « recourants » à

11. Il n'est pas possible de mobiliser les ouvertures de droit de l'année 2019 car les trajectoires d'emploi dans un horizon de six mois suivant ces ouvertures sont affectées par la crise de la Covid.

12. Notre définition du secteur public correspond aux modalités suivantes de catégorie juridique du répertoire Sirene (niveau II) : 41, 71, 72, 73, 74.

l'assurance chômage, c'est-à-dire les personnes inscrites à France Travail. Nous n'observons ni les personnes au chômage non inscrites, ni celles qui ne passent pas par le chômage après leur perte d'emploi, ce qui induit une sélection de la population étudiée au regard de notre variable d'intérêt, à savoir l'accès à l'emploi après une perte involontaire d'emploi.

3.3. Définition – personnes ayant connu un parcours discontinu

Les analyses qui suivent reposent toutes sur la définition du fait d'avoir connu un parcours discontinu. Les personnes ayant connu un parcours discontinu sont celles dont les jours non travaillés représentent au moins 1 % des jours calendaires de leur période de référence d'affiliation (PRA). Pour identifier ces individus, nous utilisons le ratio du nombre de jours travaillés sur la PRA au nombre de jours calendaires de la PRA. Le FNA nous permet d'identifier les dates, bornées par la réglementation d'assurance chômage, de début et de fin de PRA, ainsi que les dates de début et de fin des contrats contenus dans la PRA et ayant servi au calcul du droit. À partir de ces données, nous calculons les jours au numérateur et au dénominateur de notre ratio pour sélectionner notre échantillon.

Ainsi, nous nous focalisons sur les effets de la réforme sur les personnes ayant connu un parcours discontinu, dans la mesure où décourager les trajectoires alternant périodes d'emploi et périodes de non-emploi était présenté comme l'objectif principal de la réforme. Nous n'analysons donc pas les effets comportementaux associés aux autres effets mécaniques de la réforme, à savoir ceux liés à l'allongement de la période de référence de 12 à 24 mois pour le calcul du SJR (alignement de la PRC sur la PRA).

Le fait de nous restreindre aux personnes « à parcours discontinu », selon la définition ci-dessus fait passer le nombre d'ouvertures de droits de l'échantillon de 3 112 222 à 1 008 264. La figure S-II de l'Annexe en ligne (lien de l'Annexe en ligne à la fin de l'article) montre la distribution du ratio entre le nombre de jours travaillés et le nombre de jours calendaires, au sein des personnes à parcours discontinu (dont le ratio est inférieur ou égal à 99 %). Les effectifs associés à chaque fenêtre de ratio sont d'autant plus importants que le ratio est élevé.

3.4. L'enquête « SEJOUR »

L'Unédic a mené l'enquête « SEJOUR », dont le terrain a été réalisé par La Voix Du Client (LVDC), auprès de demandeurs d'emploi interrogés

sur leur situation, notamment leurs recherches d'emploi. La base de données distingue, un an après la réforme, des individus dont le parcours antérieur à l'entrée en assurance chômage est discontinu et d'autres dont le parcours antérieur ne l'est pas. Les parcours discontinus sont définis comme indiqué dans la section précédente, c'est-à-dire par une part de jours non travaillés d'au moins 1 % des jours calendaires de la période de référence d'affiliation (les enquêtes étant également présents dans les données administratives, sur lesquelles cette définition est appliquée).

L'échantillon se composait de 41 700 individus tirés aléatoirement parmi les 670 000 personnes ayant ouvert un droit entre le 1^{er} octobre 2022 et le 31 janvier 2023. Ils ont été interrogés en juillet 2023, soit en moyenne six mois après l'ouverture du droit. Des poids de calage ont été construits afin de respecter la répartition des groupes selon le type de leur parcours (discontinu ou non) et plusieurs caractéristiques démographiques (sexe, catégorie d'âge, sexe croisé avec la catégorie d'âge).

La collecte a été répartie entre trois modes : 4 % de l'échantillon (1 600 individus) contactés par téléphone, 24 % (10 000 individus) par courriel avec relances téléphoniques, et 72 % uniquement par courriel. Le taux de réponse global atteint 17 %, contre respectivement 50 %, 22 % et 13 % pour ces trois modes. Des pondérations ont ensuite été ajustées pour corriger les écarts de non-réponse entre modes de collecte ainsi que l'effet possible du mode d'enquête sur les réponses.

4. Profil des personnes ayant connu un parcours discontinu

Cette section vise à décrire l'évolution des caractéristiques des personnes ayant connu un parcours discontinu avant et après le 1^{er} octobre, afin de bien visualiser les enjeux et facteurs à prendre en compte dans nos stratégies d'identification (voir tableau S-1 de l'Annexe en ligne). En observant la période d'analyse économétrique sur les données administratives, on constate que par rapport aux ouvertures de droit avant la réforme (septembre 2021), les ouvertures de droit après la réforme (octobre et novembre 2021) correspondent à des personnes de caractéristiques différentes : en moyenne, un âge plus élevé des individus, une moindre proportion de femmes, moins de CDD et plus d'intérim au sein des contrats précédant l'ouverture de droits, une durée plus faible du contrat précédant l'ouverture de droits. Ces dynamiques sont néanmoins observées également sur les années précédentes

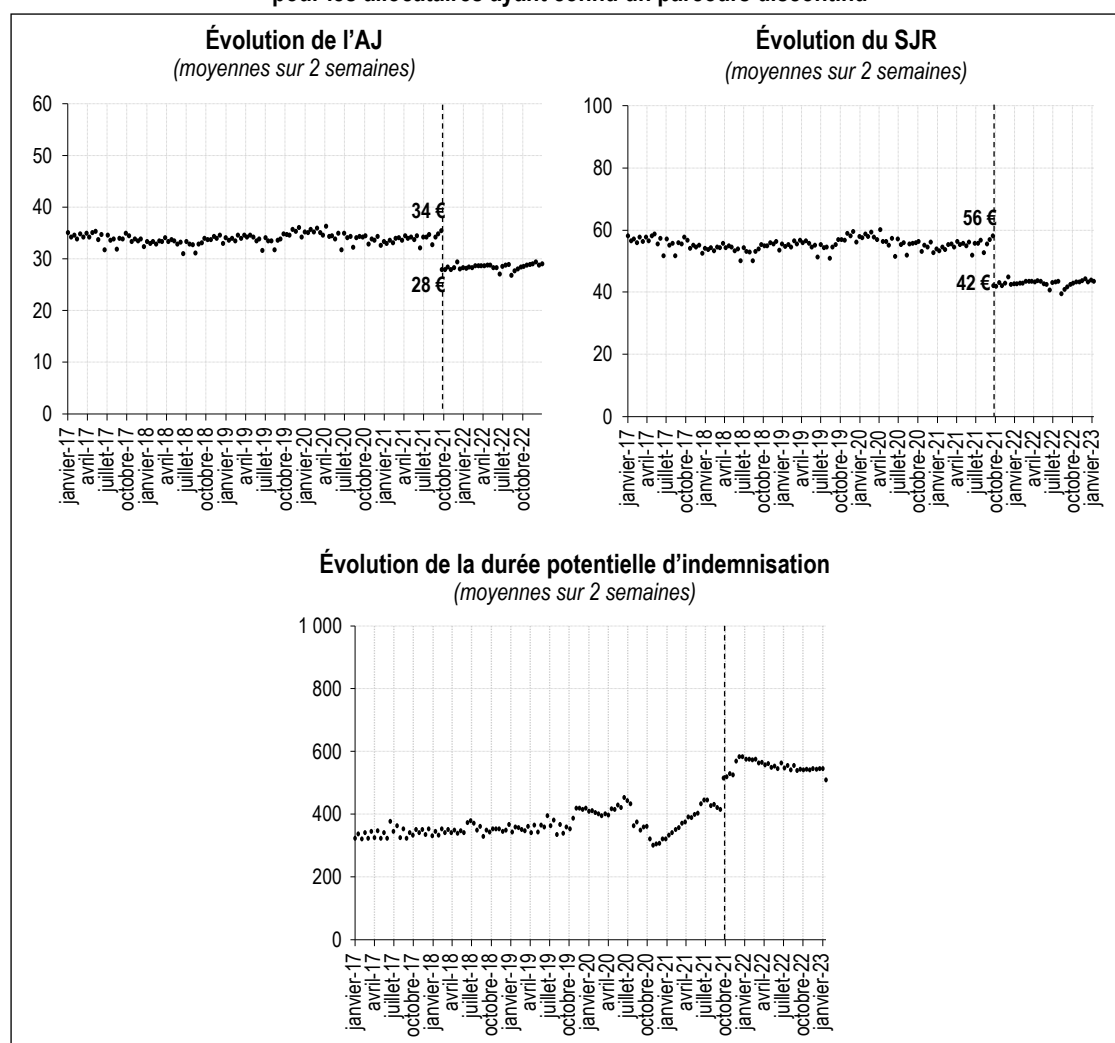
(2017, 2018), suggérant ainsi une nature saisonnière de ces différences plutôt qu'une résultante de la réforme du calcul du SJR.

Du côté des droits ouverts et de leurs caractéristiques, la période est naturellement marquée par l'effet de la réforme. La figure I montre une baisse du SJR moyen de 14 € soit une baisse de 25 % par rapport au niveau pré-réforme (de 56 € à 42 €). La décomposition du SJR en son numérateur, qui a mécaniquement augmenté post réforme en raison de l'allongement d'un an de la période sur laquelle les salaires sont pris en compte, et son dénominateur, qui a évolué pour cette même raison et du fait de la prise en compte des jours non travaillés dans la période, permet de préciser la dynamique de cette évolution. Entre les deux périodes, le numérateur du SJR est multiplié par 2,3 tandis que le dénominateur est

multiplié par 2,8. En comparaison, sur les deux années précédentes (2017, 2018), le numérateur et le dénominateur augmentaient respectivement de 8 % et 1 % en moyenne entre septembre et octobre-novembre, entraînant une légère hausse du SJR. Cet effet saisonnier devra être contrôlé pour ne pas sous-estimer la baisse du SJR due à la réforme.

Dans le même temps, l'allocation journalière a été réduite de 6 € soit 17,6 % de sa valeur pré-réforme (de 34 € à 28 €). La durée potentielle d'indemnisation, c'est-à-dire le nombre maximal de jours qui pourraient être indemnisés si le droit était consommé dans son entièreté, a quant à elle évolué de 417 à 519 jours, soit une hausse de 24 %. Ces évolutions sont la conséquence directe de la réforme et ne s'observent par conséquent que sur cette période.

Figure I – Évolution de l'allocation journalière, du SJR et de la durée potentielle d'indemnisation pour les allocataires ayant connu un parcours discontinu



Note : chaque point représente l'AJ / le SJR / la durée potentielle d'indemnisation des personnes ayant connu un parcours discontinu en moyenne sur une période de deux semaines. La date est celle des dernières fins de contrat de travail ayant précédé l'ouverture de droits.
Champ : ensemble des personnes ayant connu un parcours discontinu.
Source : FNA, France Travail, Unédic.

5. Effets causaux de la réforme sur les trajectoires d'emploi

5.1. Stratégies empiriques

Afin d'identifier l'effet causal de la réforme sur les trajectoires d'emploi, nous avons recours à deux stratégies d'identification : une stratégie par « différence de discontinuité » d'une part, et une stratégie par triple différence d'autre part.

5.1.1. Stratégie 1 : différence de discontinuité

La réforme étudiée entre en vigueur pour les droits dont la fin de contrat a lieu à partir du 1^{er} octobre 2021. Une régression par discontinuité (Imbens & Lemieux, 2008 ; Lee & Lemieux, 2010) pourrait donc ici consister à comparer les trajectoires suite à des droits ouverts au titre de fins de contrat juste après le 1^{er} octobre 2021 avec les trajectoires suite à des droits ouverts au titre de fins de contrat juste avant. Cette stratégie reposerait d'une part sur l'hypothèse de continuité en fonction de la date de fin de contrat des facteurs inobservables de la variable d'intérêt, et d'autre part sur l'hypothèse d'absence de manipulation de cette date de fin de contrat (une telle manipulation consistant par exemple de la part de l'employé à faire en sorte que son contrat de travail se termine avant le 1^{er} octobre 2021, afin d'ouvrir un droit non soumis à la réforme).

Cependant, la saisonnalité des fins de contrat rend difficile de supposer la continuité des facteurs inobservables de la variable d'intérêt selon la date de fin de contrat, étant donné la forte concentration de fins de contrats en fin de mois (Fontaine *et al.*, 2025). Ainsi, nous identifions l'effet de la réforme par « différence de discontinuité », c'est-à-dire par la différence entre l'effet de la discontinuité en 2021 et celui en 2018 (2019 et 2020 sont exclus de l'échantillon, comme expliqué dans la section 3). Ceci revient à faire l'hypothèse que, sans la réforme, les variations de la variable d'intérêt autour du seuil du 1^{er} octobre auraient été similaires en 2021 et en 2018. Dit autrement, les facteurs associés à la saisonnalité de la variable d'intérêt autour de ce seuil seraient d'un rôle similaire en 2021 et en 2018, aboutissant à une variation similaire de la variable d'intérêt. En résumé, nous comparons pour chaque année (2018 et 2021) les différences de trajectoires entre les individus dont la fin de contrat est juste après le seuil du 1^{er} octobre et ceux dont elle est juste avant, et nous comparons ces différences entre 2018 et 2021.

Nous estimons aussi de manière simultanée l'effet de la discontinuité en 2017 et en 2022,

à comparer également avec 2018, afin d'effectuer un test placebo de l'effet sur une année antérieure et une année postérieure. Au final, notre spécification empirique peut s'écrire de la manière suivante :

$$Y_{if} = X_{if}\beta + \sum_{a \in \{2017, 2021, 2022\}} \mathbf{1}_{a=annee_f} (X_{if}\beta_a) + Z_{if}\theta + \varepsilon_{if} \quad (1)$$

où

$$X_{if}\beta = \beta_0 + \beta_1 \cdot \mathbf{1}_{jour_f \geq j_0} + \beta_2 (jour_f - j_0) + \beta_3 \mathbf{1}_{jour_f \geq j_0} (jour_f - j_0)$$

$$X_{if}\beta_a = \beta_{0,a} + \beta_{1,a} \cdot \mathbf{1}_{jour_f \geq j_0} + \beta_{2,a} (jour_f - j_0) + \beta_{3,a} \mathbf{1}_{jour_f \geq j_0} (jour_f - j_0)$$

Y_{if} représente la variable dépendante associée à l'individu i et sa fin de contrat de date f . $annee_f$ et $jour_f$ sont respectivement l'année et le jour calendaire de la date f . j_0 correspond au 1^{er} octobre. Le coefficient d'intérêt est le coefficient $\beta_{1,2021}$. $\beta_{1,2017}$ et $\beta_{1,2022}$ sont les coefficients placebos. Z est un vecteur de variables de contrôle : y figurent les variables présentes dans le tableau S-1 de l'Annexe en ligne) ainsi que le code ROME des métiers (en 14 catégories). Compte tenu des différences potentielles entre les fins de contrat en toute fin de mois et celles en tout début, nous retenons dans nos résultats principaux une fenêtre de 15 jours avant et après le 1^{er} octobre, et présentons des tests de robustesse relatifs à cette fenêtre dans la section 5.3^{13,14}. Nous retenons également, comme le montrent les équations ci-dessus, une spécification linéaire en fonction du jour, et fournissons comme test de robustesse les résultats avec une forme quadratique (voir la section 5.3)¹⁵.

5.1.2. Stratégie 2 : triple différence

La spécification par différence de discontinuité présente néanmoins l'inconvénient de se limiter à l'estimation d'un effet local (pour l'ensemble des individus ouvrant un droit dans un intervalle autour du 1^{er} octobre). Afin d'estimer l'effet sur une population plus large (1 mois avant et après

13. Cette restriction, ainsi que la restriction ne gardant que les observations sans aucune valeur manquante pour les variables de contrôle, fait passer le nombre d'ouvertures de droit de 365 366 à 36 519 avant le 1^{er} octobre, et de 642 898 à 177 242 à partir du 1^{er} octobre.

14. Le test de fenêtre optimal de Calonico *et al.* (2020) suggère une fenêtre de 3 jours, qui n'est certainement pas réaliste du fait du contexte de la présente discontinuité (différences entre les fins de contrat de fin et de début de mois). Nous prenons ainsi une fenêtre de 15 jours qui nous semble à la fois relativement restreinte, réaliste et relativement conservatrice (la figure S-IV montre globalement qu'augmenter la fenêtre augmente l'effet de traitement).

15. Nous testons un polynôme de degré 1 et 2 seulement, selon la recommandation de Gelman & Imbens (2019). Les critères AIC et BIC pour la fenêtre choisie sont respectivement de 275 305 et 275 714 pour le modèle linéaire, et de 273 988 et 274 560 pour le modèle quadratique. Au regard de la proximité de ces valeurs, nous choisissons le modèle le plus parcimonieux, soit le modèle linéaire. La figure S-IV montre néanmoins la valeur des effets pour ces deux polynômes et différentes fenêtres et montre que les résultats sont stables.

la réforme), et de contrôler davantage l'effet des variables démographiques, nous mobilisons en guise de complément une seconde stratégie d'identification de l'effet de la réforme sur l'accès à l'emploi en utilisant une méthode de triple différence.

Cette stratégie part d'une double différence qui exploite les variations de statut vis-à-vis du traitement pour une même date d'ouverture de droit. En effet, la réforme s'applique sous une condition de date de fin de contrat ainsi que sous une condition de date d'ouverture de droit. Plus exactement, elle s'applique aux droits ouverts à partir du 1^{er} octobre 2021 et dont la fin de contrat a eu lieu après cette même date. Ainsi, les droits ouverts à partir du 1^{er} octobre 2021, mais associés à une fin de contrat ayant eu lieu avant ne sont pas concernés par la réforme.

L'exploitation de cette double condition nous permet d'estimer pour une année donnée un effet en double différence. Nous considérons comme variable de temps le mois d'ouverture de droit et non celui de la fin de contrat. Pour chacun de ces mois, nous distinguons les ouvertures de droit dont la fin de contrat a eu lieu le même mois et celles pour lesquelles elle a eu lieu avant. Pour les ouvertures de droit de septembre, ces deux sous-groupes ne sont pas traités alors que pour celles d'octobre, le premier sous-groupe est traité alors que l'autre non (nous ne retenons pas les ouvertures de droit de novembre, car trop peu d'observations de ce mois sont non traitées¹⁶)¹⁷.

Néanmoins, du fait de la potentielle saisonnalité rendant difficile de supposer que les ouvertures de droit d'octobre et celles de septembre suivent des trajectoires d'emploi similaires en l'absence de réforme, nous estimons l'effet de traitement par triple différence, à savoir par la différence entre la double différence susmentionnée pour 2021 et celle pour 2018.

Cette stratégie d'identification repose sur deux hypothèses : d'une part, que conditionnellement à la date d'ouverture de droit, le fait que la fin de contrat soit le même mois ou celui d'avant est indépendant des variables inobservables associées à la reprise d'emploi (hypothèse associée à la double différence), et d'autre part qu'en l'absence de réforme, les différences de reprise d'emploi entre les ouvertures de droit de septembre et les ouvertures de droit d'octobre auraient été similaires en 2018 et en 2021 (hypothèse associée à la troisième différence).

Au total, nous estimons l'équation suivante :

$$Y_{ifo} = X_{ifo}\gamma + \sum_{a \in \{2017, 2021, 2022\}} \mathbf{1}_{a=annee_f} (X_{ifo}\gamma_a) + Z_{ifo}\eta + \vartheta_{ifo} \quad (2)$$

$$\begin{aligned} \text{où} \quad X_{ifo}\gamma &= \gamma_0 + \gamma_1 \cdot \mathbf{1}_{mois_f=mois_o} + \gamma_2 \cdot \mathbf{1}_{mois_o=octobre} \\ &\quad + \gamma_3 \cdot \mathbf{1}_{mois_f=mois_o} \cdot \mathbf{1}_{mois_o=octobre} \\ X_{ifo}\gamma_a &= \gamma_{0,a} + \gamma_{1a} \cdot \mathbf{1}_{mois_f=mois_o} + \gamma_{2,a} \cdot \mathbf{1}_{mois_o=octobre} \\ &\quad + \gamma_{3,a} \cdot \mathbf{1}_{mois_f=mois_o} \cdot \mathbf{1}_{mois_o=octobre} \end{aligned}$$

Y_{ifo} représente la variable dépendante associée à l'individu i , dont la fin de contrat a eu lieu à la date f et qui a ouvert son droit à la date o . $mois_f$ et $mois_o$ représentent le mois de la fin de contrat et de l'ouverture de droit respectivement. Le coefficient d'intérêt est $\gamma_{3,2021} - \gamma_{3,2017}$ et $\gamma_{3,2022}$ sont les coefficients placebo.

L'implémentation de cette stratégie suppose de mener en amont une série de tests de validité. Concernant l'absence de manipulation de la date de fin de contrat, cette hypothèse est de manière usuelle testée avec un test d'absence de discontinuité de la densité de la variable en question autour du seuil (comme le test de McCrary, 2008). Une telle discontinuité peut néanmoins exister dans notre cas du fait de la saisonnalité des fins de contrat, d'où l'intérêt de procéder à une différence de discontinuité. Une manière de tester l'hypothèse est ici de vérifier que la différence de nombre de fins de contrat entre fin septembre et début octobre n'est pas différente entre 2021 et 2018¹⁸. De plus, nous procédons à une deuxième série de tests, qui consistent à vérifier que l'effet de la réforme est dans l'ensemble non significatif lorsqu'on estime l'équation de la spécification en prenant pour variable dépendante des caractéristiques des individus tels que le secteur d'activité ou le niveau d'études. Ce test consiste à vérifier que l'on compare des groupes similaires, ce qui est une implication du fait d'avoir des inobservables continues en fonction de la date de fin de contrat et une saisonnalité similaire en 2018 et en 2021. Le tableau S-2 de l'Annexe en ligne montre le résultat de ces deux ensembles de tests. À ces tests s'ajoutent également des tests placebo présentés par la suite. Pour chaque variable, le tableau S-2 montre le coefficient en différence de discontinuité ainsi que son écart-type. Concernant le premier ensemble de tests, on voit que le coefficient associé au nombre de fins de contrat est largement non significatif aux seuils usuels. En guise de robustesse, la deuxième ligne

16. Du fait de la possibilité de différés d'indemnisation pouvant aller jusqu'à six mois, le mois de la fin de contrat et le mois d'ouverture du droit peuvent dans certains cas être assez éloignés. Nous limitons à deux mois la durée séparant l'ouverture de droit et la dernière fin de contrat.

17. Cette restriction, ainsi que la restriction ne gardant que les observations sans aucune valeur manquante pour les variables de contrôle, fait passer le nombre d'ouvertures de droit de 365 366 à 288 538 avant le 1^{er} octobre, et de 642 898 à 269 160 à partir du 1^{er} octobre.

18. Il s'agit d'estimer la même équation que celle de la spécification (2), avec une observation par jour de fin de contrat et donc sans les variables de contrôle du vecteur Z .

montre le test similaire pour le nombre d'ouvertures de droits, ce qui donne le même résultat. Les lignes suivantes correspondent au deuxième ensemble de tests, pour les variables de secteur d'activité et de niveau d'études. La plupart de ces coefficients sont non significatifs, avec néanmoins moins de personnes de niveau d'études inférieur au baccalauréat après le 1^{er} octobre.

5.1.3. Variables d'intérêt

Nous appliquons ces deux stratégies à des variables dépendantes renseignant la durée entre la fin de contrat donnant lieu à l'ouverture de droit et la première reprise d'emploi. Plus exactement, nous définissons deux indicatrices égales à 1 si le premier emploi trouvé par la personne depuis sa fin de contrat a lieu au maximum 3 mois (resp. 6 mois) depuis cette fin de contrat. Nous qualifions ces indicatrices de variables d'« accès à l'emploi à 3 mois » (resp. « accès à l'emploi à 6 mois »). Nos données ne renseignent pas sur les trajectoires au-delà de 6 mois après leur désinscription de France Travail pour tous les individus. L'attrition est différenciée à partir de 6 mois après la fin de contrat, les allocataires que l'on perd le plus tôt dans les données étant ceux dont la désinscription à France Travail intervient le plus rapidement.

Nous définissons également ces indicatrices d'accès à l'emploi pour différents types de contrats (CDD, CDI, etc.). Par exemple, la variable d'accès à l'emploi en CDD à 3 mois vaut un si le premier CDD retrouvé par la personne depuis sa fin de contrat a été signé au plus tard 3 mois après la fin du contrat ouvrant droit à l'assurance chômage.

5.2. Résultats

La figure II montre les résultats principaux de nos régressions par différence de discontinuité d'une part, et par triple différence d'autre part (le détail des coefficients est fourni dans les tableaux A1-1 et A1-2 de l'annexe respectivement). Nos résultats montrent que le taux d'accès à l'emploi à 3 et 6 mois après la dernière fin de contrat est supérieur de 6,2 points et 6,8 points de pourcentage pour la régression par différence de discontinuité, et de 2,4 et 3,2 points pour la triple différence, sachant que les niveaux respectifs de ces taux d'accès à l'emploi pré-réforme sont de 36 % et 55 %¹⁹. Ces résultats signifient que la réforme amène les demandeurs d'emploi ayant eu un parcours discontinu à trouver un premier contrat de travail plus rapidement. La figure III permet de visualiser les effets associés à la spécification en différence de discontinuité. Elle montre la moyenne hebdomadaire du taux

de retour à l'emploi à 6 mois sur une période d'un mois centrée autour du 1^{er} octobre, pour les années 2021 et 2018. On note que l'écart entre la courbe pour l'année 2018 et celle pour l'année 2021 augmente d'une manière qui semble discontinue entre la dernière semaine de septembre et la première semaine d'octobre, due à une hausse plus importante de l'accès à l'emploi entre ces deux semaines en 2021 qu'en 2018.

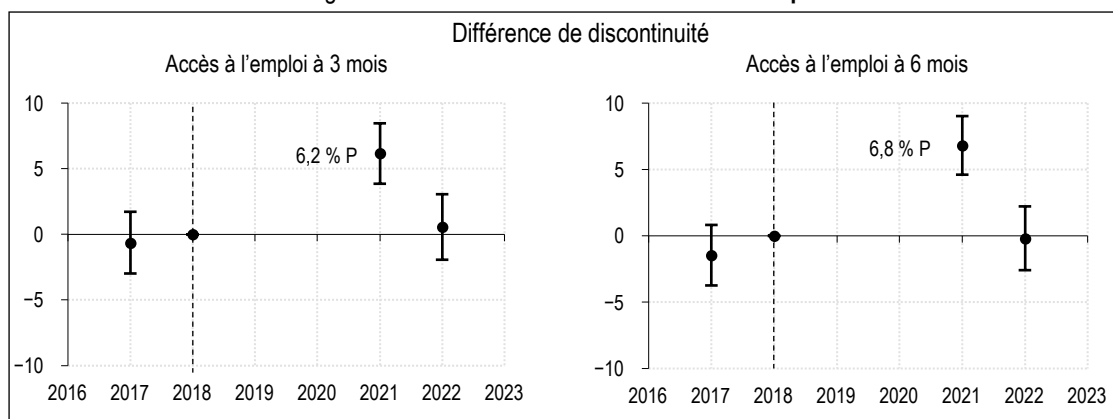
Cet effet positif sur l'accès à l'emploi ne se retrouve pas sur l'année antérieure 2017, ni sur l'année postérieure 2022 où on constate que le coefficient est soit non significativement différent de zéro, soit tout juste significatif et négatif.

Nous répliquons ensuite cette analyse selon le type de contrat : CDD ou intérim de moins de six mois, CDD ou intérim de plus de 6 mois, et CDI. Pour chacun de ces trois types de contrat, la figure IV montre le taux d'accès à un horizon de 6 mois. Pour les deux stratégies d'identification, nous trouvons que les effets sont concentrés sur les CDD ou intérim de moins de 6 mois. Sur ces contrats courts, l'effet est de 6,7 points de pourcentage pour la régression par différence de discontinuité et de 3,5 points de pourcentage pour la triple différence.

Enfin, nous avons cherché à savoir dans quelle mesure l'effet sur l'accès à l'emploi variait avec l'intensité de traitement. Pour cela, nous nous appuyons sur le cadre conceptuel présenté dans la section 2.2, qui analyse les variations de l'effet de traitement en fonction de β (variation relative de la durée potentielle d'indemnisation, que l'on approxime par le ratio entre le nombre de jours non travaillés et le nombre de jours travaillés dans la PRA). Le fait que l'effet moyen de la réforme sur l'accès à l'emploi soit positif suggère dans l'ensemble que l'élasticité de la probabilité de reprise d'emploi est plus sensible au montant qu'à la durée potentielle d'indemnisation ($\varepsilon_1 < \varepsilon_2$). Néanmoins, la section 2.2 suggère que même dans ce cas, l'effet est d'abord croissant avec β , pour ensuite décroître et même devenir négatif. Pour chacune de nos spécifications, nous divisons l'échantillon en quatre parties de taille égale à partir des quartiles de β , (quatre « quarts » de la population) et estimons un effet pour chacun de ces quarts. Il est important ici d'estimer des effets relatifs, chacun des quarts étant caractérisé par un niveau initial d'accès à l'emploi différent. Pour cela, nous réestimons chaque spécification sous forme de logit, ce qui nous permet d'obtenir ensuite la

19. Ces pourcentages correspondent aux taux moyens d'accès à l'emploi des personnes ayant connu un parcours discontinu en septembre 2021.

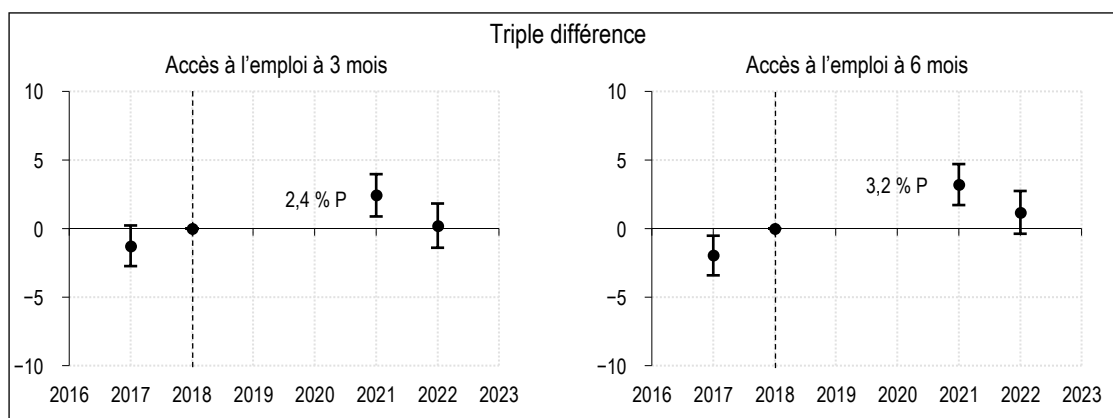
Figure II – Effet de la réforme sur l'accès à l'emploi



Note : ces graphiques représentent les effets de traitement pour une année donnée, avec leur intervalle de confiance à 95 %. Les coefficients d'intérêt sont fournis dans le tableau A1-1 de l'annexe.

Champ : ensemble des ouvertures de droits (OD) des personnes ayant connu un parcours discontinu dont la fin de contrat (FCT) est dans une fenêtre de 15 jours autour du premier octobre.

Source : FNA, France Travail, Unédic ; DSN-FT, France Travail.



Note : ces graphiques représentent les effets de traitement pour une année donnée, avec leur intervalle de confiance à 95 %.

Tableaux de régression détaillés en annexe : tableau A1-2.

Champ : ensemble des OD des personnes ayant connu un parcours discontinu de septembre et octobre de 2017 à 2022.

Source : FNA, France Travail, Unédic ; DSN-FT, France Travail.

probabilité moyenne d'accès à l'emploi avec et sans réforme pour chacun de ces quarts, et de calculer ensuite le rapport entre la différence de ces deux probabilités et la probabilité sans réforme. Le tableau S-3 de l'Annexe en ligne montre l'ensemble de ces résultats, pour les deux spécifications. Nous trouvons dans l'ensemble que l'effet de traitement est d'autant plus important que l'intensité de traitement est élevée.

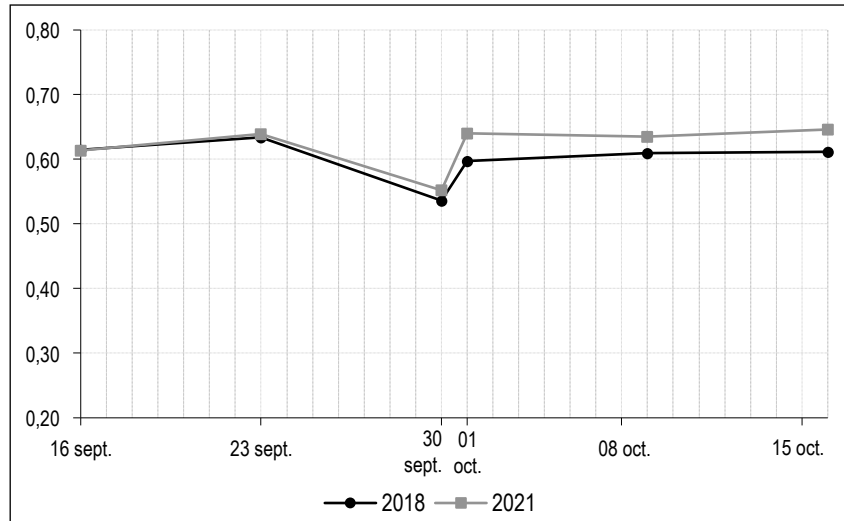
Ces résultats impliquent, d'après les équations de la section 2.2, que l'élasticité de l'AJ est suffisamment supérieure à celle de la durée pour compenser le fait qu'à variation de durée donnée, la variation proportionnelle de l'AJ est mécaniquement contrainte à être plus faible. Ce résultat rejoint celui de Fontaine *et al.* (2025) qui, en réalisant un exercice similaire sur cette réforme, trouvent des élasticités de l'AJ comprises entre 0,5 et 0,9, et des élasticités de la durée maximale de droit plus faible comprise entre 0,06 et 0,22.

En résumé, nos résultats montrent que les personnes à parcours discontinu trouvent plus rapidement un contrat court, sans pour autant accéder plus vite à un contrat pérenne (CDD ou intérim de plus de 6 mois, ou CDI), et que ces effets sont d'autant plus importants que l'individu voit les caractéristiques de son droit varier du fait de la réforme. Ce constat est valable sur un horizon de 6 mois, nos données ne permettant pas d'aller au-delà. Cela suggère que la réforme entraîne une réaction de court terme en faveur des emplois temporaires, sans effet du moins de court terme sur les emplois stables.

5.3. Tests de robustesse supplémentaires

La figure II et la figure IV de la section 5.2 comportent déjà des tests de robustesse consistant à estimer des coefficients placebos pour les années 2017 et 2022. Comme commenté, les résultats de ces tests vont dans le sens de la validité de notre méthodologie.

Figure III – Moyennes hebdomadaires de l'accès à l'emploi à 6 mois autour du 1^{er} octobre, pour 2018 et 2021

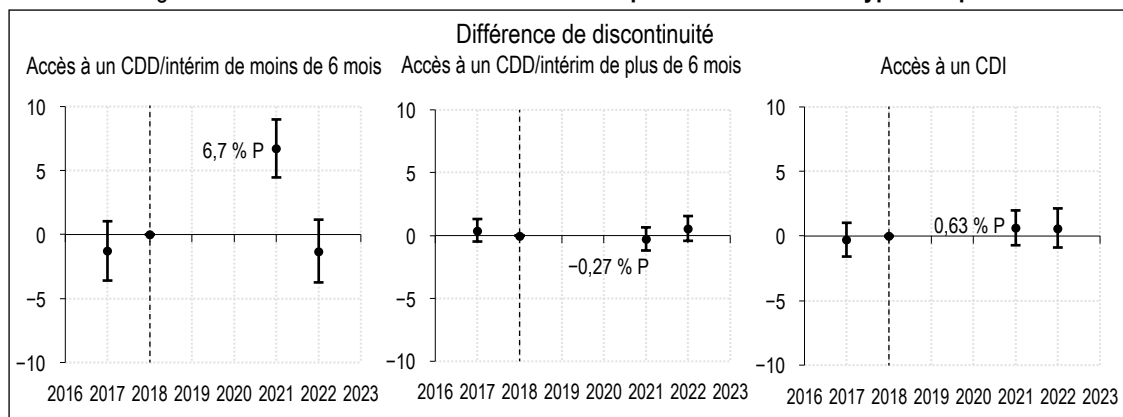


Note : ce graphique représente la moyenne hebdomadaire du taux de retour à l'emploi pour les individus dont la FCT a eu lieu entre la date indiquée et 7 jours avant celle-ci avant le 1^{er} octobre et 7 jours après celle-ci après le premier octobre.

Champ : ensemble des OD des personnes ayant connu un parcours discontinu dont la FCT est dans une fenêtre de 15 jours autour du premier octobre.

Source : FNA, France Travail, Unédic ; DSN-FT, France Travail.

Figure IV – Effet de la réforme sur l'accès à l'emploi à 6 mois selon le type d'emploi

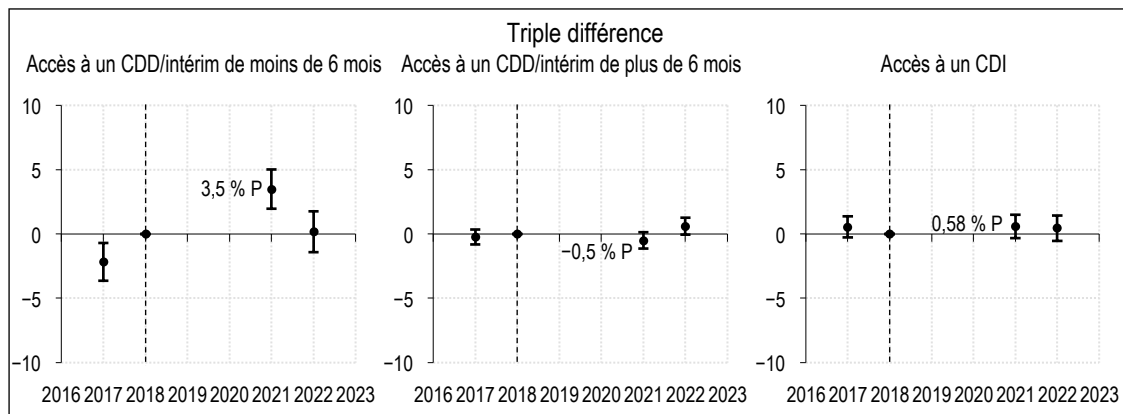


Note : ces graphiques représentent les effets de traitement pour une année donnée, avec leur intervalle de confiance à 95 %.

Tables de régression détaillées en annexe : tableau A1-3.

Champ : ensemble des OD des personnes ayant connu un parcours discontinu dont la FCT est dans une fenêtre de 15 jours autour du premier octobre.

Source : FNA, France Travail, Unédic ; DSN-FT, France Travail.



Note : ces graphiques représentent les effets de traitement pour une année donnée, avec leur intervalle de confiance à 95 %.

Tables de régression détaillées en annexe : tableau A1-4.

Champ : ensemble des OD des personnes ayant connu un parcours discontinu de septembre et octobre de 2017 à 2022.

Source : FNA, France Travail, Unédic ; DSN-FT, France Travail.

Nous réalisons une autre analyse placebo pour chacune des deux stratégies d'identification, consistant à prendre comme date de seuil factice d'entrée en vigueur de la réforme le 1^{er} septembre 2021 au lieu du 1^{er} octobre 2021. Les résultats sont représentés dans la figure S-III de l'Annexe en ligne. Le placebo sur la triple différence fait ressortir une absence d'effet significatif, ce qui permet de conforter la robustesse de cette méthodologie. Le placebo sur la différence de discontinuité révèle quant à lui un effet positif et significativement différent de 0 pour l'ensemble des années, ce qui suggère davantage un effet spécifique à septembre 2018, par rapport à septembre des autres années, constat que nous ne faisons pas dans la différence de discontinuité autour du 1^{er} octobre.

Enfin, nous estimons des effets de traitement par différence de discontinuité pour différentes fenêtres de nombre de jours pour la spécification décrite à la section 5.1 comme pour une spécification quadratique, consistant juste à ajouter un effet associé au carré de l'écart entre le nombre de jours et le seuil, et ce de chaque côté du seuil. Ces résultats sont représentés dans la figure S-IV de l'Annexe en ligne, et montrent que dans l'ensemble les effets restent dans les mêmes ordres de grandeur jusqu'à un mois avant et après le seuil.

6. Éclairages sur les effets de la réforme à partir de l'enquête SEJOUR

La section précédente met en lumière un effet de la réforme sur l'accès à l'emploi. Plusieurs questions restent néanmoins en suspens, en particulier concernant le mécanisme par lequel passe l'effet de cette réforme : par quel canal la baisse d'allocation affecte-t-elle l'accès à l'emploi ? Nous utilisons l'enquête SEJOUR pour apporter des éléments de réponse à cette question. Cette enquête permet de comparer, pour une période après réforme, un échantillon de personnes à parcours discontinu avec un échantillon de personnes à parcours dit à l'inverse continu, pour des caractéristiques autres que celles disponibles dans les données administratives jusqu'alors mobilisées. Il est à noter néanmoins qu'il s'agit, non pas d'une analyse causale, qui supposerait de disposer des mêmes informations également pour une période avant réforme, mais de dégager des différences post-réforme de caractéristiques entre allocataires à parcours discontinu et allocataires à parcours continu qui, combinés avec ce que nous observons dans les données administratives, peuvent faciliter l'interprétation des résultats de l'analyse causale.

Tout d'abord, parmi les individus interrogés dans cette enquête, ceux au parcours discontinu sont plus nombreux à percevoir un salaire inférieur à 2 000 € net mensuel que les autres allocataires (76 % contre 65 %), et pourraient donc être davantage contraints financièrement. L'enquête renseigne différentes variables relatives au degré de pression financière ressentie permettant de pousser l'analyse. Nous utilisons plus précisément trois questions (voir tableau S-4 de l'Annexe en ligne). Tout d'abord, la proportion de personnes estimant très forte (niveau 9 ou 10 sur une échelle de 0 à 10) la difficulté financière qu'impliquerait le fait de ne pas trouver une nouvelle source de revenu est plus importante chez les personnes à parcours discontinu que chez les personnes à parcours continu. Par ailleurs concernant les seuls individus indemnisés au moment de l'enquête, les personnes à parcours discontinu déclarent avoir plus de mal à répondre à leurs besoins courants à l'aide de leur seule allocation chômage (28,6 % contre 37,5 %) et que leurs économies sont relativement plus restreintes (63,2 % des personnes à parcours discontinu tiendraient financièrement moins de 2 mois à l'aide de leurs seules économies contre 53,4 % des personnes à parcours continu). On constate ainsi que les personnes à parcours discontinu sont davantage contraintes financièrement que celles à parcours continu. Les questions ayant été posées après la réforme sans comparaison possible avec la période pré-réforme, il n'est pas possible de savoir si les différences constatées entre les groupes peuvent être attribuée à la réforme. En revanche, au vu de l'effet négatif de la réforme sur les montants d'allocations, il semble net que l'écart entre les groupes n'ait pas été amélioré post-réforme.

Par ailleurs, les demandeurs d'emploi de l'enquête ont été interrogés dans l'enquête SEJOUR sur les concessions qu'ils seraient prêts à faire afin de retrouver un emploi : un temps de trajet plus long, un salaire plus faible, une baisse du temps accordé à la famille et aux loisirs, une baisse de la qualité subjective de l'emploi, une baisse des conditions de travail subjectives, et un changement du type de missions proposé dans les postes. La figure S-IV de l'Annexe en ligne montre que les individus à parcours discontinu sont plus nombreux à être prêts à faire des concessions sur quatre de ces six dimensions. L'écart est le plus marqué pour la baisse du temps personnel et le niveau de qualification de l'emploi (ces deux écarts étant également significativement non nuls au seuil de 1 %).

Bien que descriptives, ces statistiques suggèrent que, par rapport aux personnes au parcours continu, celles ayant connu un parcours discontinu perçoivent des salaires plus faibles, ressentent davantage de pression financière et sont susceptibles de consentir davantage de concessions. Elles s'articulent avec l'analyse sur données administratives, selon laquelle la réforme accélère le retour à l'emploi – principalement via des emplois temporaires – par un effet mécanique de baisse plus marquée des allocations des personnes à parcours discontinu. Cela rejoint la littérature montrant que la réaction aux variations d'allocations dépend de la capacité à lisser un choc de revenus et qu'une baisse des allocations pour des personnes financièrement contraintes peut hâter la reprise d'emploi au détriment de la qualité de l'emploi retrouvé (Chetty, 2008 ; Landais, 2015).

* *
*

La réforme de l'assurance chômage initiée par le gouvernement en 2019, et entrée en vigueur progressivement jusqu'en 2021, comprend différentes mesures visant notamment à inciter davantage à retrouver un emploi durable. Parmi ces mesures, la réforme du mode de calcul du SJR a consisté à inclure les jours non travaillés entre deux périodes d'emploi à la fois dans la mesure du salaire moyen utilisé pour le calcul des allocations et dans la durée possible d'indemnisation. Cette réforme étale ainsi la répartition des droits pour les individus ayant des parcours d'emploi discontinus, en baissant le montant journalier des allocations et en augmentant la durée d'indemnisation.

Nos analyses montrent que la réforme engendre un accès plus rapide à l'emploi des personnes

ayant connu un parcours discontinu, essentiellement sous la forme de contrats temporaires. Plus exactement, la proportion de personnes aux parcours discontinus qui retrouvent leur premier emploi au plus tard six mois après la fin de contrat à l'origine de leur inscription à France Travail est d'entre 3,2 et 6,8 points de pourcentage supérieure du fait de la réforme, selon la spécification empirique considérée, passant ainsi de 55 % à environ 60 %. Cet effet est porté par les contrats courts (de moins de six mois), la réforme n'ayant pas entraîné d'accès plus rapide à un contrat temporaire de plus de six mois ou vers un CDI. Les effets sont d'autant plus importants que les individus sont affectés par la réforme, c'est-à-dire que leur parcours antérieur comporte une ou des interruptions plus longues.

En outre, l'enquête SEJOUR montre qu'après la réforme, les individus ayant connu un parcours discontinu déclarent une pression financière plus élevée que les autres, ainsi qu'être prêts à davantage de concessions dans leur recherche d'emploi. Sans pouvoir attribuer ces résultats directement à la réforme, celle-ci ayant réduit les ressources financières des allocataires qui avaient connu un parcours discontinu, il semble crédible de rapprocher le plus grand nombre de concessions envisageables avec le retour plus rapide vers des emplois temporaires lié à la réforme.

Enfin, les effets ne sont estimés que sur les six mois suivant l'inscription à France Travail (du fait de contraintes liées aux données), ce qui n'exclut pas d'éventuels effets plus tardifs sur les emplois pérennes. De plus, cette étude s'intéresse aux seuls allocataires à parcours discontinus et pas aux effets indirects sur les autres publics (autres demandeurs d'emploi, non inscrits), empêchant toute inférence sur les créations nettes d'emploi liées à la réforme. □

Lien vers l'Annexe en ligne :

www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/9066566/ES550_LeBihan-Fabre_Annexe-en-ligne.pdf

BIBLIOGRAPHIE

- Belzil, C. (2001).** Unemployment insurance and subsequent job duration: Job matching versus unobserved heterogeneity. *Journal of Applied Econometrics*, 16(5), 619–636. <https://doi.org/10.1002/jae.618>
- Caliendo, M., Tatsiramos, K. & Uhlenhorff, A. (2013).** Benefit duration, unemployment duration and job match quality: a regression-discontinuity approach. *Journal of Applied Econometrics*, 28(4), 604–627. <https://doi.org/10.1002/jae.2293>
- Calonico, S., Cattaneo, M. D. & Farrell, M. H. (2020).** Optimal bandwidth choice for robust bias-corrected inference in regression discontinuity designs. *The Econometrics Journal*, 23(2), 192–210. <https://doi.org/10.1093/ectj/utz022>
- Chetty, R. (2008).** Moral hazard versus liquidity and optimal unemployment insurance. *American Economic Review*, 98(2), 1–37. <https://doi.org/10.1086/588585>
- Cohen, J. P. & Ganong, P. (2024).** Disemployment effects of unemployment insurance: A meta-analysis. National Bureau of Economic Research, *Working Paper* 32832. <http://www.nber.org/papers/w32832>
- Comité d'évaluation de la réforme de l'assurance chômage 2019-2021 (2025).** Rapport final. <https://dares.travail-emploi.gouv.fr/publication/rapport-du-comite-devaluation-de-la-reforme-de-lassurance-chomage-initiee-en-2019>
- Fontaine, F., Rousseaux, P. & Tô, M. (2025).** Réforme du salaire journalier de référence et trajectoires professionnelles. *Rapport IPP* N° 55. <https://www.ipp.eu/publication/reforme-du-salaire-journalier-de-reference-et-trajectoires-professionnelles/>
- Gelman, A. & Imbens, G. (2019).** Why high-order polynomials should not be used in regression discontinuity designs. *Journal of Business & Economic Statistics*, 37(3), 447–456. <https://doi.org/10.1080/07350015.2017.1366909>
- Huang, P. C. & Yang, T. T. (2021).** The welfare effects of extending unemployment benefits: Evidence from re-employment and unemployment transfers. *Journal of Public Economics*, 202, 104500. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2021.104500>
- Imbens, G. W. & Lemieux, T. (2008).** Regression discontinuity designs: A guide to practice. *Journal of Econometrics*, 142(2), 615–635. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2007.05.001>
- Issehnane, S., Deguilhem, T., Fares, R., Merchaoui, W., Reberlioux, A., Signoretto, C. & Yol, N. (2025).** Discontinuité de l'emploi et réforme de l'assurance chômage : quels effets sur le revenu et le retour à l'emploi des demandeurs d'emploi ? Dares, *Valorisation de la recherche* N° 17. <https://dares.travail-emploi.gouv.fr/publication/discontinuite-de-lemploi-et-reforme-de-lassurance-chomage-quels-effets-sur-le-revenu-et>
- Jessen, J., Jessen, R., Johnston, A. C. & Galecka-Burdziak, E. (2025).** *Moral hazard among the employed: Evidence from regression discontinuity*. National Bureau of Economic Research, *Working Paper* 33450. <http://www.nber.org/papers/w33450>
- Lalive, R., Van Ours, J. & Zweimüller, J. (2006).** How Changes in Financial Incentives Affect the Duration of Unemployment. *The Review of Economic Studies*, 73(4), 1009–1038. <https://doi.org/10.1111/j.1467-937X.2006.00406.x>
- Lalive, R. (2007).** Unemployment benefits, unemployment duration, and post-unemployment jobs: A regression discontinuity approach. *American Economic Review*, 97(2), 108–112. <https://doi.org/10.1257/aer.97.2.108>
- Landais, C. (2015).** Assessing the welfare effects of unemployment benefits using the regression kink design. *American Economic Journal: Economic Policy*, 7(4), 243–278. <https://doi.org/10.1257/pol.20130248>
- Le Barbanchon, T. (2016).** The effect of the potential duration of unemployment benefits on unemployment exits to work and match quality in France. *Labour Economics*, 42, 16–29. <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2016.06.003>
- Le Barbanchon, T., Rathelot, R. & Roulet, A. (2019).** Unemployment insurance and reservation wages: Evidence from administrative data. *Journal of Public Economics*, 171, 1–17. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2017.05.002>
- Le Barbanchon, T., Schmieder, J. & Weber, A. (2024).** Job search, unemployment insurance, and active labor market policies. In: *Handbook of Labor Economics*, 5, pp. 435–580. Elsevier. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2017.05.002>
- Lee, D. S. & Lemieux, T. (2010).** Regression discontinuity designs in economics. *Journal of Economic Literature*, 48(2), 281–355. <https://doi.org/10.1257/jel.48.2.281>
- Lindner, A. & Reizer, B. (2020).** Front-loading the unemployment benefit: An empirical assessment. *American Economic Journal: Applied Economics*, 12(3), 140–174. <https://doi.org/10.1257/app.20180138>

- Lopes, M. C. (2022).** A review on the elasticity of unemployment duration to the potential duration of unemployment benefits. *Journal of Economic Surveys*, 36(4), 1212–1224. <https://doi.org/10.1111/joes.12479>
- Marinescu, I. & Skandalis, D. (2021).** Unemployment insurance and job search behavior. *The Quarterly Journal of Economics*, 136(2), 887–931. <https://doi.org/10.1093/qje/qjaa037>
- McCrary, J. (2008).** Manipulation of the running variable in the regression discontinuity design: A density test. *Journal of Econometrics*, 142(2), 698–714. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2007.05.005>
- Nekoei, A. & Weber, A. (2017).** Does extending unemployment benefits improve job quality? *American Economic Review*, 107(2), 527–561. <https://doi.org/10.1257/aer.20150528>
- Prieto, A. (2000).** L'impact de la dégressivité des allocations chômage sur le taux de reprise d'emploi. *Revue économique*, 51(3), 523–534. <https://doi.org/10.2307/3503142>
- Schmieder, J. F. & von Wachter, T. (2016).** The Effects of Unemployment Insurance Benefits: New Evidence and Interpretation. *Annual Review of Economics*, 8, 547–581. <https://doi.org/10.1146/annurev-economics-080614-115758>
- Schmieder, J. F., von Wachter, T. & Bender, S. (2016).** The effect of unemployment benefits and nonemployment durations on wages. *American Economic Review*, 106(3), 739–777. <https://doi.org/10.1257/aer.20141566>
- Tatsiramos, K. (2009).** Unemployment insurance in Europe: unemployment duration and subsequent employment stability. *Journal of the European Economic Association*, 7(6), 1225–1260. <https://doi.org/10.1162/JEEA.2009.7.6.1225>
-

Tableau A1-1 – Différence de discontinuité : accès à l'emploi à différents horizons

Accès à l'emploi à l'horizon de :	3 mois	6 mois
Date > 1 ^{er} octobre	0,0765*** (0,0087)	0,0641*** (0,0085)
2017 × date > 1 ^{er} octobre	-0,0063 (0,0120)	-0,0146 (0,0116)
2021 × date > 1 ^{er} octobre	0,0616*** (0,0117)	0,0681*** (0,0113)
2022 × date > 1 ^{er} octobre	0,0056 (0,0127)	-0,0019 (0,0123)
Nb jours jusqu'au 1 ^{er} octobre	-0,0094*** (0,0005)	-0,0069*** (0,0005)
2017 × nb jours jusqu'au 1 ^{er} octobre	-0,0010 (0,0008)	-0,0008 (0,0007)
2021 × nb jours jusqu'au 1 ^{er} octobre	-0,0039*** (0,0007)	-0,0027*** (0,0007)
2022 × nb jours jusqu'au 1 ^{er} octobre	0,0009 (0,0008)	0,0015** (0,0007)
Date > 1 ^{er} octobre × nb jours jusqu'au 1 ^{er} octobre	0,0101*** (0,0011)	0,0082*** (0,0010)
2017 × date > 1 ^{er} octobre × nb jours jusqu'au 1 ^{er} octobre	0,0038*** (0,0015)	0,0036** (0,0014)
2021 × date > 1 ^{er} octobre × nb jours jusqu'au 1 ^{er} octobre	0,0046*** (0,0014)	0,0024* (0,0014)
2022 × à partir du 1 ^{er} octobre × nb jours jusqu'au 1 ^{er} octobre	0,0003 (0,0015)	0,0001 (0,0015)
Constante	0,4963*** (0,0895)	0,6058*** (0,0890)
R ²	0,0447	0,0359
R ² ajusté	0,0445	0,0357
Nombre d'observations	204 936	204 936

Note : estimation par moindres carrés ordinaires, p.value inférieures à 0,10 (*), 0,05 (**) et 0,01 (***), écarts-types robustes à l'hétéroscédasticité entre parenthèses. Le tableau S-5 de l'Annexe en ligne fournit les résultats complets.

Champ : ensemble des OD des personnes ayant connu un parcours discontinu dont la FCT est dans une fenêtre de 15 jours autour du 1^{er} octobre.

Source : FNA, France Travail, Unédic ; DSN-FT, France Travail.

Tableau A1-2 – Triple différence : accès à l'emploi à différents horizons

Accès à l'emploi à l'horizon de :	3 mois	6 mois
Date > 1 ^{er} octobre	-0,0056* (0,0031)	0,0057* (0,0031)
2017 × date > 1 ^{er} octobre	0,0076* (0,0046)	0,0145*** (0,0047)
2021 × date > 1 ^{er} octobre	-0,0121*** (0,0044)	-0,0164*** (0,0045)
2022 × date > 1 ^{er} octobre	-0,0098** (0,0047)	-0,0142*** (0,0047)
Mois d'OD / FCT identique	0,0899*** (0,0038)	0,0747*** (0,0037)
2017 × mois d'OD / FCT identique	0,0157*** (0,0052)	0,0171*** (0,0051)
2021 × mois d'OD / FCT identique	0,0067 (0,0054)	0,0080 (0,0052)
2022 × mois d'OD / FCT identique	-0,0069 (0,0057)	-0,0123** (0,0055)
Date > 1 ^{er} octobre × mois d'OD / FCT identique	0,0155*** (0,0054)	0,0216*** (0,0053)
2017 × date > 1 ^{er} octobre × mois d'OD / FCT identique	-0,0126* (0,0076)	-0,0197*** (0,0074)
2021 × date > 1 ^{er} octobre × mois d'OD / FCT identique	0,0242*** (0,0079)	0,0320*** (0,0076)
2022 × date > 1 ^{er} octobre × mois d'OD / FCT identique	0,0021 (0,0082)	0,0118 (0,0080)
R ²	0,0546	0,0398
R ² ajusté	0,0546	0,0398
Nombre d'observations	533 561	533 561

Note : estimation par moindres carrés ordinaires, p.value inférieures à 0,10 (*), 0,05 (**) et 0,01 (***), écarts-types robustes à l'hétéroscédasticité entre parenthèses. Le tableau S-6 de l'Annexe en ligne fournit les résultats complets.

Champ : ensemble des OD des personnes ayant connu un parcours discontinu.

Source : FNA, France Travail, Unédic ; DSN-FT, France Travail.

Tableau A1-3 – Différence de discontinuité : accès à l'emploi à 6 mois, par type de contrat

Type de contrat	CDD ou intérim	CDD ou intérim de plus de 6 mois	CDI
Horizon	(6 mois)	(6 mois)	(6 mois)
Date > 1 ^{er} octobre	0,0796*** (0,0086)	-0,0092*** (0,0033)	-0,0076 (0,0050)
2017 × date > 1 ^{er} octobre	-0,0128 (0,0118)	0,0042 (0,0046)	-0,0028 (0,0067)
2021 × date > 1 ^{er} octobre	0,0673*** (0,0116)	-0,0027 (0,0047)	0,0064 (0,0069)
2022 × date > 1 ^{er} octobre	-0,0129 (0,0125)	0,0057 (0,0050)	0,0063 (0,0077)
Nb jours jusqu'au 1 ^{er} octobre	-0,0080*** (0,0005)	0,0005** (0,0002)	0,0004 (0,0003)
2017 × nb jours jusqu'au 1 ^{er} octobre	-0,0014* (0,0008)	-0,0001 (0,0003)	0,0005 (0,0004)
2021 × nb jours jusqu'au 1 ^{er} octobre	-0,0035*** (0,0007)	0,0007** (0,0003)	0,0001 (0,0004)
2022 × nb jours jusqu'au 1 ^{er} octobre	0,0017** (0,0008)	0,0001 (0,0003)	-0,0002 (0,0005)
Date > 1 ^{er} octobre × nb jours jusqu'au 1 ^{er} octobre	0,0089*** (0,0010)	0,0007* (0,0004)	-0,0007 (0,0006)
2017 × date > 1 ^{er} octobre × nb jours jusqu'au 1 ^{er} octobre	0,0046*** (0,0014)	-0,0005 (0,0006)	-0,0003 (0,0008)
2021 × date > 1 ^{er} octobre × nb jours jusqu'au 1 ^{er} octobre	0,0026* (0,0014)	-0,0011* (0,0006)	0,0006 (0,0008)
2022 × date > 1 ^{er} octobre × nb jours jusqu'au 1 ^{er} octobre	-0,0003 (0,0015)	-0,0002 (0,0006)	0,0006 (0,0009)
Constante	0,6136*** (0,0918)	-0,0262*** (0,0068)	-0,0905** (0,0418)
R ²	0,0661	0,0071	0,0321
R ² ajusté	0,0659	0,0069	0,0319
Nombre d'observations	204 936	204 936	204 936

Note : estimation par moindres carrés ordinaires, p.value inférieures à 0,10 (*), 0,05 (**) et 0,01 (***), écarts-types robustes à l'hétéroscédasticité entre parenthèses. Le tableau S-7 de l'Annexe en ligne fournit les résultats complets.

Champ : ensemble des OD des personnes ayant connu un parcours discontinu, dont la FCT est dans une fenêtre de 15 jours autour du premier octobre.

Source : FNA, France Travail, Unédic ; DSN-FT, France Travail.

Tableau A1-4 – Triple différence : accès à l'emploi à 6 mois, par type de contrat

Type de contrat	CDD ou intérim	CDD ou intérim de plus de 6 mois	CDI
Horizon	(6 mois)	(6 mois)	(6 mois)
Date > 1 ^{er} octobre	0,0092*** (0,0031)	-0,0020* (0,0012)	0,0036** (0,0017)
2017 × date > 1 ^{er} octobre	0,0082* (0,0046)	0,0017 (0,0018)	0,0009 (0,0025)
2021 × date > 1 ^{er} octobre	-0,0142*** (0,0044)	0,0004 (0,0018)	-0,0011 (0,0025)
2022 × date > 1 ^{er} octobre	-0,0032 (0,0047)	-0,0043** (0,0019)	-0,0041 (0,0028)
mois d'OD / FCT identique	0,0800*** (0,0038)	-0,0020 (0,0015)	0,0028 (0,0022)
2017 × mois d'OD / FCT identique	0,0291*** (0,0052)	-0,0031 (0,0020)	-0,0093*** (0,0029)
2021 × mois d'OD / FCT identique	0,0038 (0,0053)	-0,0016 (0,0022)	0,0052 (0,0032)
2022 × mois d'OD / FCT identique	-0,0175*** (0,0056)	-0,0027 (0,0023)	0,0079** (0,0035)
Date > 1 ^{er} octobre × mois d'OD / FCT identique	0,0239*** (0,0054)	0,0063*** (0,0021)	-0,0109*** (0,0031)
2017 × date > 1 ^{er} octobre × mois d'OD / FCT identique	-0,0216*** (0,0075)	-0,0023 (0,0030)	0,0055 (0,0042)
2021 × date > 1 ^{er} octobre × mois d'OD / FCT identique	0,0349*** (0,0078)	-0,0050 (0,0032)	0,0059 (0,0046)
2022 × date > 1 ^{er} octobre × mois d'OD / FCT identique	0,0017 (0,0081)	0,0061* (0,0034)	0,0045 (0,0050)
Constante	0,5981*** (0,0609)	0,0232 (0,0191)	-0,0720*** (0,0271)
R ²	0,0683	0,0096	0,0284
R ² ajusté	0,0683	0,0096	0,0283
Nombre d'observations	533 561	533 561	533 561

Note : estimation par moindres carrés ordinaires, p.value inférieures à 0,1 (*) , 0,05 (**) et 0,01 (***), écarts-types robustes à l'hétéroscédasticité entre parenthèses. Le tableau S-8 de l'Annexe en ligne fournit les résultats complets.

Champ : ensemble des OD des personnes ayant connu un parcours discontinu.

Source : FNA, France Travail, Unédic ; DSN-FT, France Travail.

Mesure-t-on bien la durée du travail ? L'impact de l'ordre des questions dans les enquêtes

Are We Measuring Working Hours Correctly? The Impact of Question Ordering in Surveys

Mikael Beatriz* et Louis-Alexandre Erb**

Résumé – Une expérience aléatoire contrôlée réalisée dans le cadre de l'enquête TraCov 2 sur le vécu du travail depuis la crise sanitaire permet d'estimer l'impact de l'ordre dans lequel les questions sont posées sur la mesure de la durée du travail. Il ressort que la durée de travail est supérieure de 23 minutes en moyenne par semaine lorsque les répondants sont invités à préciser la nature de leurs horaires (travail de nuit, le week-end, en dehors des horaires habituels, etc.) avant de fournir le nombre d'heures travaillées plutôt qu'après. De plus, cet effet est porté par les cadres et professions intermédiaires, catégories caractérisées en général par des horaires longs et flexibles mais aussi une pratique fréquente du télétravail. Ces résultats suggèrent que le régime horaire des salariés influence leur perception de la durée du travail, ce qui ouvre des pistes nouvelles, à la fois d'amélioration des questionnaires d'enquête mais aussi de recherche sur la mesure du temps de travail.

Abstract – A randomized controlled trial conducted as part of TraCov 2 (a survey investigating people's experiences of work since the COVID pandemic) allows us to estimate the impact of the order in which questions are asked on respondents' estimates of their working hours. It appears that respondents report working an average of 23 minutes more per week when they are asked to describe the nature of their working hours (night work, weekend work, work outside normal hours, etc.) before specifying the number of hours they work, instead of the other way around. Furthermore, this gap is most pronounced among higher- and intermediate-level occupations, categories which generally involve long, flexible working hours and frequent remote working. These results suggest that the nature of employees' working schedules has an influence on their perception of the amount of time they spend working. This opens up new possibilities, not only in terms of improving survey questionnaires, but also for further research into how working hours are measured.

JEL : C42, C93, J20, J81

Mots-clés : temps de travail, biais de déclaration, conditions de travail, expérimentation

Keywords: working time, reporting bias, working conditions, experimentation

* Dares (au moment de la rédaction de l'article) et CNAM-CEET, ** Dares et université Gustave Eiffel, TEPP. Correspondance : mikael.beatriz@gmail.com

Les auteurs remercient Julie Valentin (CES), Fabien Guggemos (Dares) et Elisabeth Algava (Dares) pour leurs conseils, l'ensemble des participantes et participants au séminaire interne de la Dares, les participants aux Journées de Méthodologie Statistique (JMS) de l'Insee 2025, ainsi que les deux relecteurs anonymes qui ont accepté de revoir ce travail.

Reçu en mars 2025, accepté en mai 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: Beatriz, M. & Erb, L.-A. (2026). Are We Measuring Working Hours Correctly? The Impact of Question Ordering in Surveys. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 550, 23–43. <https://doi.org/10.24187/ecostat.2026.550.2146>

En 2023, les salariés déclarent travailler en moyenne 36 heures par semaine, d'après les données de l'enquête TraCov 2 (enquête sur le vécu du travail depuis la crise sanitaire) menée par la Dares. Cette estimation se fonde sur les réponses à la question : « en moyenne, pour votre emploi principal, combien d'heures par semaine travaillez-vous ? ». Indicateur clé des transformations du marché du travail, la durée du travail éclaire les dynamiques productives, les stratégies d'organisation du travail et leurs effets sur les conditions de travail et la santé des salariés. Sa quantification n'est pas aisée, comme en attestent les écarts entre les données d'enquête auprès des salariés et les données administratives recueillies auprès des employeurs.

Même dans le cadre d'une enquête auprès des ménages, cette évaluation peut varier en fonction du contexte, de la formulation de la question et de son interprétation. À l'instar des approches fondées sur les normes juridiques – par exemple, les heures contractuelles apposées aux contrats de travail – elle soulève des interrogations sur la construction sociale des indicateurs de temps de travail, en particulier, sur leur capacité à saisir fidèlement la diversité des situations professionnelles.

Telle que formulée dans l'enquête TraCov 2, cette question est de nature dite « spontanée », c'est-à-dire que sa formulation laisse « aux enquêtés la liberté de définir eux-mêmes leurs pratiques » (Héran, 1984). Toutefois, les réponses des enquêtés ne relèvent ni du hasard, ni d'une réponse sans signification. Si, en l'absence de définition explicite, le terme de travail inséré dans la question (« travaillez-vous ») pourrait être compris de plusieurs façons (« le travail correspond à mon emploi », « lorsque je me situe dans les locaux de l'employeur », « aux heures de présence obligatoire », etc.), les réponses obtenues dans cette enquête, ou dans d'autres, témoignent d'une importante régularité statistique auprès des groupes sociaux constitués (femmes, cadres, jeunes, etc.). Autrement dit, pour Gollac (1997, p. 10), que « les réponses supposées spontanées ne le soient que rarement, c'est précisément ce qui permet de leur donner un sens ». Les réponses spontanées obéissent donc à des conventions et schèmes, plus ou moins imprégnés de catégories juridiques (Demazière & Dubar, 1997 ; Melot & Péliasse, 2008) et plus ou moins communs auprès de ces groupes, qu'il convient d'analyser afin d'interpréter les réponses. Deux composantes peuvent expliquer les différences de temps de travail estimé entre enquêtes : d'une part la définition

retenue dans la question, de l'autre la façon dont est conçue l'enquête qui le mesure.

En droit français, le temps de travail des salariés correspond à la période effectivement travaillée, c'est-à-dire la période durant laquelle le salarié est « à la disposition de l'employeur et se conforme à ses directives sans pouvoir vaquer librement à des occupations personnelles »¹. Cette définition laisse subsister des zones de flou dans la distinction entre travail et non-travail (Barrois & Devetter, 2017), pouvant se dissiper ou, au contraire, s'élargir selon les évolutions historiques de l'organisation du temps de travail salarié. La mise en place du forfait-jour, l'exonération de cotisations sociales des heures supplémentaires, l'augmentation du nombre de dimanches travaillés autorisés, plus généralement la flexibilisation des horaires ont contribué à diversifier les régimes temporels et, ce faisant, à infléchir les perceptions du travail en fonction du statut et du secteur (Supiot, 1995 ; Lokiec, 2009 ; Miné, 2017). Par ailleurs, la perception de la durée du travail varie selon la nature des horaires de travail et les contraintes professionnelles, qui n'ont rien d'homogènes ou d'universelles au sein du salariat (Chenu, 2002 ; Bué & Coutrot, 2009). Le développement de la fragmentation des horaires (Bouffartigue & Bouteiller, 2002) a favorisé l'émergence d'une multiplicité de conventions du temps de travail, mais aussi des difficultés de perception ou de conscientisation de celui-ci, rendant sa quantification d'autant plus délicate (Pronovost, 2013).

La manière dont l'organisation du temps de travail salarié structure la perception du travail et ses frontières influence inévitablement la façon dont les répondants formulent leurs déclarations. Dans le cadre d'une enquête sur l'organisation du travail, penser le cheminement des questions, leur logique interne et leur articulation contextuelle est tout aussi important que le choix de l'échantillon ou la précision statistique. Une opération de quantification, en l'occurrence la passation d'un questionnaire, n'est en effet pas neutre et peut jouer sur l'information collectée. D'une part, elle est conditionnée par l'interaction enquêteur-enquêté – quand il y a un enquêteur –, les barrières linguistiques, le sens des mots, le contexte de passation de l'enquête ou encore le rôle joué par le commanditaire de l'enquête (Bessière *et al.*, 1997). D'autre part, la formulation des questions, leur ordre et leur présentation influence directement les réponses recueillies (Rossi *et al.*, 2013). La distribution des réponses est par exemple sensible à la

1. Article L3121-1 du Code du travail.

formulation, l'emplacement, le support ou le visuel des questions et modalités de réponse (Tourangeau *et al.*, 2004). L'ordre des questions constitue un « effet de contexte » bien documenté (Höhne & Goerres, 2023). En France, la refonte du questionnaire de l'enquête Emploi de l'Insee en 2013 en est une illustration. Cette année-là, la question sur la durée du travail hebdomadaire a été repositionnée avant un bloc de questions relatives au travail le week-end, en soirée ou la nuit. De plus, la question a été complétée d'une mention incitant à tenir compte des heures supplémentaires. Ces modifications ont conduit à une évaluation de la durée moyenne hebdomadaire de travail inférieure d'environ 20 minutes à celle obtenue avec l'ancien questionnaire (Insee, 2013). Ce cas témoigne de l'influence des dispositifs d'enquête sur la mesure d'indicateurs pourtant jugés stabilisés.

Dès lors, une question surgit : quel rôle joue la conception du questionnaire d'enquête sur la mesure du nombre d'heures de travail déclarées ? À l'aune de l'expérience de l'enquête Emploi évoquée ci-dessus, on peut identifier certaines pistes. Par exemple, ne pas préalablement décrire les horaires de travail pourrait conduire à une sous-estimation de la durée du travail, notamment du fait des tâches ramenées à la maison qui seraient « oubliées » par exemple pour les cadres ou du fait des heures effectuées au-delà des horaires prévus liées entre autres à la pratique du télétravail (Metzger & Cléach, 2004 ; Genin, 2017). De même, mentionner explicitement les heures supplémentaires dans la définition du temps de travail ou ne pas préciser les horaires à déclarer pourrait orienter l'interprétation de la question vers les heures supplémentaires « officielles » (telles que définies dans le code du travail), c'est-à-dire entraîner une sous-déclaration de certaines des heures au-delà de la durée légale ou habituelle, en particulier lorsqu'elles ne sont ni rémunérées, ni compensées (en repos par exemple), ni même reconnues comme du travail. Par exemple, des temps de « non-travail effectif » peuvent être considérés comme du travail pour certains segments de la population, comme les agents de service, les employés de maison ou les aides à domicile (Barrois & Devetter, 2017). Également, les temps de trajet ou le temps « libre dévolu en fait au travail » – par exemple lorsque la charge cognitive s'étend au-delà de la prestation effective parce qu'elle « préoccupe l'esprit bien au-delà de la prestation de travail » – restent souvent invisibilisés, notamment pour les professions de l'enseignement, de l'art ou les postes d'encadrement (Supiot, 1995). À cela

s'ajoutent, plus simplement, les heures supplémentaires non déclarées, qui représenteraient environ 60 % de l'activité non déclarée en Europe (AitBihiOuali & Bargain, 2021).

Afin d'examiner l'influence du contexte de questionnement sur le temps de travail déclaré, l'enquête TraCov 2 a bénéficié d'un protocole expérimental original. La question relative à la durée hebdomadaire du travail a été posée, de manière aléatoire, soit avant, soit après un bloc de questions portant sur la nature des horaires de travail. Ce cadre d'expérience aléatoire contrôlée permet de comparer deux groupes indépendants de répondants : ceux auxquels la question a été posée avant un bloc de questions sur les horaires et ceux auxquels elle a été posée après. Il est alors possible d'estimer l'écart entre les durées du travail déclarées dans ces deux configurations, les caractéristiques des répondants susceptibles d'affecter la déclaration étant contrôlées par l'expérimentation. Si un écart significatif est observé, il peut alors être attribué à la position de ce bloc de questions. Ce protocole a par ailleurs été décliné pour trois sous-échantillons, correspondant chacun à un mode de collecte différent, ce qui permet d'estimer l'écart de durée de travail déclaré selon l'ordre des questions pour chacun des modes de collecte (téléphone, internet, séquentiel téléphone/internet).

L'intérêt de cette étude est triple. Premièrement, elle contribue à améliorer les connaissances sur la conception de questionnaire. Deuxièmement, elle apporte un éclairage sur les questions d'actualité pour lesquelles la quantification du temps de travail est une variable clé. Il s'agit, par exemple, de la question du ralentissement de la productivité apparente du travail, que certains travaux ont justement cherché à expliquer en interrogeant les outils de quantification, ou encore de l'étude des écarts de salaire horaire entre femmes et hommes, où la prise en compte des différences dans la durée du travail est déterminante. Enfin, plus généralement, cette recherche enrichit les travaux sur le temps de travail et ses transformations récentes, notamment en lien avec l'évolution de ses régulations et de ses modalités d'organisation.

Après une brève revue de littérature sur les effets du protocole d'enquête sur la quantification de la durée du travail dans la première section de cet article, la deuxième section expose le protocole d'enquête et la méthodologie adoptée. Puis, la troisième section présente les résultats et les décline selon les caractéristiques des salariés. Dans une ultime section sont discutées les

limites, la réplicabilité de l'expérimentation et les implications des résultats pour la conception d'enquête, en général, et plus précisément sur la quantification de la durée du travail.

1. Facteurs pouvant influencer la mesure de la durée du travail dans les enquêtes

1.1. Le type d'enquête

Plusieurs travaux, majoritairement anglo-saxons, se sont penchés sur l'estimation de la durée du travail dans les enquêtes. La plupart comparent différentes mesures de la durée du travail.

Une première série d'études confrontent les heures hebdomadaires déclarées par les salariés et celles déclarées par leur employeur. Mellow & Sider (1983) ont pour cela mobilisé une enquête complémentaire auprès des employeurs des salariés interrogés dans le *Current Population Survey* (CPS ; équivalent américain des *Labour Force Surveys* européennes et de l'enquête Emploi). Les résultats indiquent que le nombre d'heures déclarées par les salariés est supérieur en moyenne à celui rapporté par l'employeur, avec un écart plus marqué pour les cadres et les managers. Ce constat s'explique par le fait que l'employeur ne dispose en général que des informations relatives aux heures contractualisées ou – plus généralement – aux heures qu'il doit rémunérer (ou compenser d'une autre façon), et peut ne pas déclarer certaines heures travaillées (par exemple les heures supplémentaires). Cependant, d'autres études comme celle de Rodgers *et al.* (1993) ne trouvent pas d'écart entre les deux sources de déclaration. Leur étude n'est toutefois réalisée qu'à partir d'une seule entreprise et n'est de ce fait pas représentative de l'ensemble du salariat. Elle reste intéressante, car l'entreprise étudiée se caractérise par une forte syndicalisation des salariés et un mode de rémunération à l'heure, deux facteurs qui pourraient expliquer la concordance entre les deux estimations.

Une deuxième approche repose sur l'exploitation des enquêtes sur l'emploi du temps, dans lesquelles les répondants décrivent leurs activités au cours d'une journée ou d'une semaine donnée par tranches horaires très courtes (en général de l'ordre de dix minutes). Ces informations détaillées permettent de calculer leur durée de travail et peuvent être comparées aux réponses à une question directe sur la durée de travail. À partir d'enquêtes sur l'emploi du temps de 1965, 1975 et 1985 conduites aux États-Unis, Robinson & Bostrom (1994) trouvent un nombre

d'heures déclarées spontanément supérieur à celui obtenu à partir de la description détaillée de la journée. Leurs résultats montrent en outre que le phénomène est plus fréquent pour les personnes qui travaillent plus de 50 heures par semaine et pour les femmes. Plus récemment et avec des méthodes semblables, des conclusions similaires ont été obtenues pour la Belgique, la France et le Canada (Robinson *et al.*, 2011 ; Pronovost, 2013). Enfin, Frazis & Stewart (2004) comparent les estimations du *Current Population Survey* (CPS) américain et l'*American Time Use Survey* (équivalent de l'enquête Emploi du temps). La seconde enquête est une enquête complémentaire à la première, ce qui permet de comparer les réponses données à chacune des enquêtes pour un même individu. Les auteurs montrent une légère surdéclaration des heures travaillées dans le CPS. L'écart est davantage marqué pour les femmes et les personnes très diplômées.

Enfin, une troisième méthode est proposée par Jacobs (1998) à partir de la *National Survey of the Changing Workforce* de 1992, aux États-Unis. Cette enquête permet à l'auteur de comparer les réponses spontanées à une question sur la durée hebdomadaire de travail et une estimation calculée à partir des heures de début et de fin de travail déclarées. Afin d'éviter des biais de mémoire, l'auteur privilégie d'interroger une personne sur l'horaire à laquelle elle part au travail et en revient plutôt que sur l'horaire de début et de fin de la journée de travail. Il peut ensuite estimer la durée d'une journée de travail après soustraction de la durée du trajet domicile-travail. Contrairement aux méthodes précédentes, ses résultats ne montrent pas d'écart statistiquement significatif entre les deux mesures.

Ces résultats indiquent que la quantification spontanée du nombre d'heures travaillées conduit, en général, à un volume horaire supérieur à celui provenant d'une quantification plus formelle. Cet écart semble plus marqué pour certains profils de salariés (comme les cadres, les femmes ou les plus diplômés).

Il est difficile pour autant d'en conclure que la réponse spontanée conduit systématiquement à une « surdéclaration », comme le suggèrent Robinson & Bostrom (1994) ou Pronovost (2013), et donc que la grille d'activité serait la meilleure façon de procéder. En effet, les autres façons de quantifier les heures de travail ne sont pas exemptes de biais. La sous-déclaration de certaines heures, évoquée dans l'introduction, en est un exemple frappant. Plus largement, au-delà

d'une critique de la nomenclature des activités utilisée dans les enquêtes sur l'emploi du temps, qui est influencée – comme toute nomenclature – par des représentations sociales et paradigmes (Desrosières, 1989), il faudrait ajouter plus concrètement une difficulté structurelle : la quantification via la description de l'emploi du temps impose une hiérarchisation des activités sur des périodes données. Par exemple, un salarié qui se rend sur son lieu de travail en transport en commun et qui utiliserait ce temps pour rédiger des courriels professionnels ou finaliser une présentation professionnelle pourrait voir son activité principale codifiée comme « trajet domicile-travail » et « travail normal professionnel » en activité secondaire, ou bien l'inverse. Mais son activité pourrait également être codifiée sous « Surf sur internet », voire « Autres activités sur ordinateur », rendant l'interprétation délicate. Là encore, les représentations du travail rémunéré orientent non seulement la conception de l'enquête en soi mais aussi la façon dont les personnes y répondent. Enfin, les travaux mentionnés plus haut se fondent sur une grille d'activité sur 24 heures et non sur une semaine, ce qui peut rendre difficile la généralisation des résultats à la durée du travail hebdomadaire.

1.2. L'architecture des questionnaires

La façon dont sont conçues les enquêtes peut également influencer la réponse des enquêtés. Körner & Wolff (2016) comparent les heures déclarées dans les *Labour Force Surveys* (LFS) en France et en Allemagne. Par une analyse méthodique tant de la composition de la population active que de la méthode de quantification de chaque enquête, ils cherchent à comprendre l'origine des écarts apparents de durée du travail entre ces deux pays. Parmi les explications proposées, le positionnement des questions et des consignes associées joue un rôle clé. Dans la LFS allemande, la question sur la durée du travail est introduite par un paragraphe précisant ce qu'il faut prendre en compte et retenir comme définition du temps de travail. Ce paragraphe ne mentionne pas qu'il faille se référer uniquement à l'emploi principal, ni ne précise s'il faut compter les temps de pause et, si oui, lesquels. De plus, comme le soulignent les auteurs, la longueur de cette introduction fait qu'elle a peu de chance d'être lue dans son intégralité par l'enquêteur. Dans la LFS française, si un paragraphe introduit aussi la question, son contenu est différent : ce sont les éléments à exclure du temps de travail qui sont spécifiés et il est précisé que l'on doit se référer uniquement à l'emploi principal. Par ailleurs, la question n'est posée qu'après une longue série de questions connexes

sur le temps de travail (absence pour maladie, pour formation, heures supplémentaires, etc.), ce qui n'est pas le cas dans la LFS allemande. Cette structuration progressive prépare et familiarise le répondant – elle conduit certainement à une facilité cognitive – l'amenant à réfléchir aux différentes composantes de son temps de travail hebdomadaire avant d'en fournir une estimation globale. Bien que la quantification précise de ces intuitions ne soit pas possible faute de protocole expérimental, l'article met en lumière l'importance de l'architecture des questionnaires dans l'estimation de la durée du travail.

De façon plus générale, Rossi *et al.* (2013) identifient cinq effets distincts pouvant influencer les réponses à une question : (1) un effet de révélation : les questions préalables permettent, par un processus de conscientisation, de modifier la réponse qu'aurait spontanément donnée une personne sans ces questions ; (2) un effet de redondance : des questions sur un sujet commun dispersées dans le questionnaire peuvent pousser le répondant à se demander s'il a correctement compris la question et dès lors potentiellement changer sa façon de répondre ; (3) un effet de cohérence : les répondants peuvent chercher à conserver une certaine cohérence entre les réponses à des questions portant sur un même sujet ; (4) un effet de lassitude : après un grand nombre de questions sur un thème similaire la précision des réponses peut diminuer ou de la non-réponse partielle peut apparaître ; et (5) un effet de confiance : opposé du précédent dans le sens où les répondants peuvent gagner en confiance et affiner la précision de leur réponse au fur et à mesure du déroulé du questionnaire. Autant d'éléments qui peuvent être à l'œuvre dans l'enquête TraCov 2 et qui sont analysés dans la suite de cet article.

2. Données et méthodologie

2.1. Présentation de l'enquête TraCov 2

L'enquête TraCov 2 est la seconde édition de l'enquête TraCov de la Dares (le service statistique du ministère en charge du Travail). Elle a pour but d'évaluer les conditions de travail et la santé des travailleurs trois ans après le début de la crise sanitaire de la Covid-19.

La collecte s'est déroulée du 12 janvier au 10 avril 2023 auprès d'un échantillon aléatoire de 63 579 personnes âgées de 18 à 64 ans en France (hors Mayotte), tiré parmi les individus résidant dans un logement ordinaire et présents dans le répertoire Fidéli (Fichiers démographiques sur les logements et les individus) de l'Insee. L'enquête a été administrée selon un

protocole mixte : l'échantillon a été divisé en trois lots distincts préalablement à la collecte. Les personnes affectées au premier lot ont été invitées à répondre sur internet, celles du deuxième par téléphone, enfin celles du troisième selon un mode séquentiel : d'abord sollicitées pour répondre par internet, après quelques semaines, et en cas de non-réponse, elles ont eu la possibilité supplémentaire de répondre par téléphone. Le protocole d'enquête et le plan de sondage sont décrits dans Beatriz (2025).

Au total, 38 155 individus ont répondu à l'enquête, soit un taux de réponse de 60 % (57 % pour le premier lot, 61 % pour le lot 2 et 71 % pour le lot 3). Parmi eux, 28 122 occupaient un emploi, dont 24 660 étaient salariés. L'analyse est restreinte aux salariés, hormis ceux employés par des particuliers, car l'intégralité des questions sur l'organisation du temps de travail ne leur ont pas été posées. Cela permet d'aboutir à un échantillon final de 22 630 individus, parmi lesquels 22 617 ont renseigné leur durée de travail hebdomadaire. Afin de limiter l'influence des valeurs extrêmes ou aberrantes et d'assurer la robustesse des estimations, les données sur la durée du travail sont *winsorisées*, c'est-à-dire que les observations situées en-deçà du 1^{er} centile de la distribution et au-delà du 99^e sont ramenées aux valeurs des 1^{er} et 99^e centiles respectivement (cette opération est discutée dans la section 3).

2.2. La mesure de la durée du travail et l'expérience aléatoire contrôlée

La durée du travail salarié peut se définir et se mesurer de différentes façons (Léroublon & Zilloniz, 2016). Premièrement, la durée peut s'apprécier sur une base *légale*. Cette dernière est fixée par le Code du travail (35 heures ou 1 607 heures par an pour un salarié à temps complet) et permet, par écart à cette durée légale, de définir par exemple les heures supplémentaires. Deuxièmement, la durée peut s'apprécier sur une base *collective*, c'est-à-dire commune à un groupe de salariés à temps complet et affichée sur le lieu de travail ou fixée de façon *individuelle* pour les salariés à temps partiel. Dans le cas collectif, celle-ci peut différer de la durée légale et elle s'apprécie sur une période hebdomadaire. Troisièmement, la durée dite *habituelle* est appréciée sur une semaine normale sans événement exceptionnel tel qu'un congé ou un jour férié et elle inclut toutes les heures habituellement effectuées. Enfin, la durée peut être calculée sur une base *effective*. Celle-ci s'apprécie au niveau annuel mais est mesurée pour une semaine de référence en incluant toutes

les heures effectuées, rémunérées ou non, et en excluant toutes les heures non travaillées (pour congé, jour férié, maladie, etc.)². Ces différentes mesures ont chacune leurs avantages et inconvénients, leurs mobilisations respectives dépendant de la finalité souhaitée : législative, négociation collective, statistique (par exemple, calcul d'un salaire horaire), analyse des relations professionnelles, étude sur le vécu du travail, etc. L'enquête TraCov 2 mesure la durée moyenne hebdomadaire du travail déclarée par le répondant, du fait des objectifs de l'enquête (cf. section 2.1), ce qui est proche de la durée habituelle du travail.

L'expérience aléatoire a concerné les questions relatives au temps de travail. La durée hebdomadaire (moyenne) de travail est mesurée par une question ouverte sans consigne spécifique. Après le tirage de l'échantillon et pour chaque individu de l'échantillon, un tirage aléatoire suivant une loi de Bernoulli de probabilité 0,5 est effectué. La réalisation de ce tirage détermine l'emplacement de la question portant sur la durée moyenne de travail : soit avant les questions portant sur la nature des horaires de travail (*groupe A*), soit après (*groupe B*) (voir encadré).

Le module sur la nature des horaires de travail inclut des questions sur les horaires atypiques (travail en soirée, de nuit, tôt le matin ou le week-end) et sur un éventuel statut en forfait en jours. Selon ce statut, une question adaptée explore le travail « en débordement » (i.e. en dehors des horaires habituels ou pendant le temps libre, pour les salariés au forfait-jour). Pour celles et ceux déclarant un travail en débordement, une dernière question évalue le temps hebdomadaire consacré à ces dépassements horaires.

Le taux de réponse est le même dans les deux groupes A et B. D'un point de vue sociodémographique (tableau 1) comme en ce qui concerne les conditions d'emploi (tableau 2), la composition des groupes est globalement similaire. La répartition des répondants entre les groupes A et B est par ailleurs équilibrée pour chacun des trois lots de l'échantillon, et pour le lot 3 l'est également selon le mode de collecte effectif – internet ou téléphone – (voir le tableau A en annexe).

2. En s'appuyant sur les données de l'enquête Emploi, l'évaluation annuelle se déduit de celle mesurée pour la semaine de référence en multipliant cette dernière par le nombre de semaines dans l'année. Cela permet de prendre en compte, de façon non biaisée, la variabilité de l'activité au cours de l'année (moindre par exemple en août ou fin décembre), dans la mesure où les semaines de référence sont uniformément réparties dans l'année au sein de l'échantillon de l'enquête Emploi.

ENCADRÉ – Détails des questions relatives au temps de travail dans l'enquête TraCov 2

La question permettant de quantifier le temps de travail est la suivante :

Question 1 : En moyenne, pour votre emploi principal, combien d'heures par semaine travaillez-vous ?

Le répondant indique le nombre d'heures sans décimales. Il n'y a pas de consigne additionnelle. Aléatoirement, cette question précède (*groupe A*) ou suit (*groupe B*) les questions suivantes :

Question 2 : Travaillez-vous le soir, la nuit ou très tôt le matin (horaires décalés) ?

- Tous les jours
- Souvent
- Parfois
- Jamais

Question 3 : Travaillez-vous le week-end ?

- Habituellement
- Occasionnellement
- Jamais

Question 4 : Votre durée de travail est-elle déterminée sous la forme d'un forfait en jours ?

- Oui
- Non

Selon la réponse à la question 4, la question portant sur les horaires en débordement diffère.

Si la réponse est « oui » alors la question suivante est posée :

Question 5a : Vous arrive-t-il de travailler pendant votre temps libre en raison de votre charge de travail ?

- Toujours
- Souvent
- Parfois
- Jamais

Sinon :

Question 5b : Vous arrive-t-il de travailler en dehors de vos horaires habituels en raison de votre charge de travail ?

- Toujours
- Souvent
- Parfois
- Jamais

Si le répondant indique avoir des horaires en débordement (réponses « toujours », « souvent » ou « parfois » à la question 5a ou à la question 5b) alors, la question suivante lui est posée :

Question 6 : Combien d'heures en moyenne cela représente-t-il par semaine ?

- Moins d'une heure par semaine
- Entre 1h et 3h par semaine
- Entre 3h et 7h par semaine
- Plus de 7h par semaine

La non-réponse partielle, c'est-à-dire le fait qu'un répondant à l'enquête ne réponde pas à une question particulière, est permise par le protocole d'enquête mais reste rare. Pour la question principale sur la durée habituelle du travail, elle concerne 13 personnes (11 dans le groupe A et 2 dans le B). Elles sont exclues du champ de l'étude. Une fois cette exclusion effectuée, il n'y a pas de non-réponse pour les questions sur le travail de nuit ou le week-end. L'absence de non-réponse partielle s'explique sans doute par la relative clarté de ces questions, bien que l'on ne puisse exclure un comportement

de *satisficing* – fait de répondre avec le moins d'effort possible – des répondants. En revanche, de la non-réponse partielle apparaît pour les questions, sans doute plus difficiles, sur le forfait-jour (1,44 % de non-réponse partielle par rapport à l'ensemble des répondants, soit 325 répondants ; respectivement 1,41 % et 1,47 % pour les groupes A et B), et sur les horaires en débordement (0,39 % pour la question 5a ; 0,11 % pour la 5b ; 0,15 % pour la 6). Les taux de non-réponse partielle sont quasi similaires dans les groupes A et B, ce qui suggère que l'ordre des questions n'influence

Tableau 1 – Caractéristiques sociodémographiques des répondants selon la réalisation du tirage (en %)

		Ensemble	Question posée avant (Groupe A)	Question posée après (Groupe B)
		(100 %)	(49,5 %)	(50,5 %)
Sexe	Femmes	50	49	50
	Hommes	50	51	50
Âge	Moins de 30 ans	21	20	21
	De 30 à 39 ans	23	24	23
	De 40 à 49 ans	25	25	25
	50 ans et plus	31	31	30
Niveau de diplôme	Inférieur au bac	29	30	28
	Baccalauréat	21	21	21
	Bac+2 à Bac+4	31	30	31
	Bac+5 ou plus	20	20	20
Situation familiale	Sans enfant	49	49	49
	Enfant(s) de 3 ans ou plus	41	41	41
	Au moins un enfant de moins de 3 ans	10	10	10
En couple	Non	36	36	36
	Oui	64	64	64

Lecture : 50 % des répondants à l'enquête sont des femmes, cette proportion est de 49 % pour le groupe A et de 50 % pour le groupe B.
Source et champ : Dares, enquête TraCov 2, salariés hors salariés de particuliers en France (hors Mayotte).

Tableau 2 – Conditions d'emploi des répondants selon la réalisation du tirage (en %)

		Ensemble	Question posée avant (Groupe A)	Question posée après (Groupe B)
		(100 %)	(49,5 %)	(50,5 %)
Catégorie socioprofessionnelle	Cadres	25	25	25
	Professions intermédiaires	24	25	24
	Employés	29	28	29
	Ouvriers	22	22	22
Employeur	Secteur privé ⁽¹⁾	75	76	74
	Fonction publique	25	24	26
Contrat	À durée limitée ⁽²⁾	15	14	15
	CDI ou fonctionnaires	85	86	85
Temps partiel	Non	85	85	85
	Oui	15	15	15
Ancienneté	Moins d'un an	17	17	18
	De 1 an à moins de 5 ans	29	29	30
	5 ans et plus	53	54	52
Taille de l'établissement	Moins de 10 salariés	23	22	23
	10 à 49 salariés	30	29	30
	50 à 499 salariés	32	32	32
	500 salariés et plus	16	16	16
Situation vis-à-vis du télétravail	Postes télétravaillables ⁽³⁾ mais non télétravailleurs	15	15	14
	Postes télétravaillables et télétravailleurs occasionnels (1 jour ou moins par semaine)	13	13	13
	Postes télétravaillables et télétravailleurs réguliers (plus d'un jour par semaine)	13	13	13
	Postes non télétravaillables	60	59	60

⁽¹⁾ y compris associations et entreprises publiques.

⁽²⁾ CDD, intérim, apprentis, stagiaires.

⁽³⁾ À la question « Souhaitez-vous télétravailler ? », les salariés qui répondent « Non concerné, mes tâches ne sont pas télétravaillables » sont considérés comme occupant un poste non télétravaillable. Par opposition, les autres seront considérés comme occupant un poste télétravaillable. Voir Beatriz & Erb (2024a) et Beatriz & Erb (2024b) pour une description de cette population.

Lecture : 25 % des personnes répondant à l'enquête occupent un emploi de cadre.

Source et champ : Dares, enquête TraCov 2, salariés hors salariés de particuliers en France (hors Mayotte).

pas ce phénomène. Les traitements suivants sont opérés : les non-réponses à la question sur le forfait-jour sont considérées comme une réponse « non », les non-réponses aux autres questions sont considérées comme une réponse sur la valeur modale des réponses. Du fait des très faibles taux de non-réponse partielle, ce phénomène n'est pas de nature à influencer les résultats ultérieurs et ne sera pas discuté par la suite.

Enfin, nous étudions si les réponses au bloc de questions sur la nature des horaires sont affectées par leur position dans le questionnaire, avant ou après la question sur la durée du travail (tableau 3). Quelques écarts de déclaration sont constatés. Les individus du groupe B sont légèrement moins nombreux à déclarer travailler de nuit, le soir ou très tôt le matin et plus nombreux à déclarer travailler en forfait-jour. Si la proportion de salariés qui travaillent en dehors de leurs horaires habituels ne varie pas entre les groupes, le nombre d'heures travaillées en dehors des horaires habituels varie : quand la question sur la durée du travail est posée après (groupe B) la proportion déclarant plus de 3 heures de débordement est de 2,5 points plus élevée.

3. Résultats

3.1. Statistiques descriptives

En moyenne, les salariés du groupe A déclarent habituellement travailler 2 183 minutes par

semaine (36 heures et 23 minutes), contre 2 209 minutes pour ceux du groupe B (36 heures et 49 minutes). L'écart entre les deux groupes s'établit ainsi à 25 minutes³, une différence significativement non nulle aux seuils habituels. Autrement dit, les salariés auxquels les questions portant sur la nature des horaires de travail ont été posées avant la question sur la durée du travail déclarent un temps de travail supérieur. On appellera dans la suite *sur-temps* la durée du travail du groupe B moins celle du groupe A.

Ce sur-temps varie peu selon les caractéristiques des personnes (tableau 4). Il est légèrement plus fort pour les salariés de qualification intermédiaire (de baccalauréat à baccalauréat + 4 ans), ceux âgés de 30 à 39 ans et ceux ayant au moins un enfant âgé de moins de 3 ans. Pour ces derniers, l'arrivée d'un enfant est en effet associée à des modifications de leurs horaires de travail, de la fréquence des horaires atypiques ou des évolutions du rythme de travail (Erb *et al.*, 2022). Ces résultats descriptifs pourraient ainsi suggérer un déplacement d'une partie de l'activité en dehors des horaires habituels, conduisant à une fréquence plus élevée d'heures effectuées hors cadre standard, par exemple lorsque certains parents quittent plus tôt leur lieu de travail pour s'occuper de leurs enfants, puis reprennent leur

3. Les éventuels écarts observés entre la différence des durées des groupes A et B (3^e - 2^e colonne) et l'écart indiqué (4^e colonne) sont dus à des effets d'arrondi.

Tableau 3 – Réponses au bloc de questions sur la nature des horaires selon la réalisation du tirage

		Question posée avant (Groupe A)	Question posée après (Groupe B)	Écart (Groupe B) – (Groupe A)
Travail le soir, la nuit ou très tôt le matin (question 2)	Tous les jours/Souvent/Parfois	30,4 % (0,4)	29,0 % (0,4)	-1,4** (0,6)
Travail le week-end (question 3)	Habituellement/ Occasionnellement	24,2 % (0,4)	23,2 % (0,4)	-0,9* (0,6)
Travail en forfait-jour (question 4)	Oui	30,6 % (0,4)	32,7 % (0,4)	2,1*** (0,6)
Horaires en débordement (questions 5a et 5b)	Toujours/Souvent/Parfois	59,7 % (0,5)	60,8 % (0,5)	1,0 (0,7)
Nombre d'heures en débordement par semaine ⁽¹⁾ (question 6)	Moins d'une heure	23,5 % (0,5)	21,8 % (0,5)	-1,7** (0,7)
	Entre 1 h et 3 h	46,1 % (0,6)	45,3 % (0,6)	-0,8 (0,9)
	3 h ou plus	30,4 % (0,6)	32,9 % (0,6)	2,5*** (0,8)

⁽¹⁾ parmi les salariés ayant déclaré effectuer des horaires en débordement.

Note : seuils de significativité de 10 % (*), 5 % (**) et 1 % (***). Les erreurs-types sont présentées entre parenthèses.

Lecture : en moyenne, les salariés du groupe A sont 30,4 % à travailler le soir, la nuit ou très tôt le matin contre 29,0 % pour ceux du groupe B, soit un écart de -1,4 point de pourcentage.

Source et champ : Dares, enquête TraCov 2, salariés hors salariés de particuliers en France (hors Mayotte).

activité en soirée, ce qui pourrait rendre l'horaire moyen plus difficile à estimer.

En revanche, le sur-temps varie davantage selon les conditions d'emploi (tableau 5). Les professions intermédiaires et les cadres présentent des sur-temps un peu plus élevés (43 et 41 minutes respectivement) que les employés (27 minutes) et, surtout, que les ouvriers, pour lesquels aucun sur-temps n'est détecté. Ce gradient est globalement cohérent avec les observations portant sur le diplôme. Une dynamique similaire est observée selon la situation du salarié vis-à-vis du télétravail : pour ceux dont le poste n'est pas télétravaillable⁴ (Beatriz & Erb, 2024a ; 2024b),

aucun sur-temps n'est constaté. Il est au contraire bien présent pour les autres, en particulier pour ceux qui télétravaillent effectivement (entre 54 et 65 minutes, contre 45 minutes pour les salariés sur poste télétravaillable mais qui ne télétravaillent pas). Le sur-temps varie aussi selon le type d'emploi : il est significativement non nul pour les salariés du secteur privé (29 minutes) et ceux employés dans des établissements de plus de 10 salariés.

4. À la question « Souhaitez-vous télétravailler », les salariés qui répondent « Non concerné, mes tâches ne sont pas télétravaillables » sont considérés comme occupant un poste « non télétravaillable ». Par opposition, les autres seront considérés comme occupant un poste télétravaillable.

Tableau 4 – Durée de travail hebdomadaire selon l'emplacement de la question et les caractéristiques sociodémographiques des répondants

	Question posée avant (Groupe A)	Question posée après (Groupe B)	Écart (en minutes) (Groupe B) – (Groupe A)
Ensemble	36 h 23	36 h 49	25,1*** (7,0)
Sexe	Femmes	34 h 45	24,1*** (9,8)
	Hommes	37 h 35	28,9*** (9,5)
Âge	Moins de 30 ans	35 h 16	19,1 (18,8)
	De 30 à 39 ans	36 h 43	36,8*** (13,0)
	De 40 à 49 ans	37 h 03	14,5 (12,8)
	50 ans et plus	36 h 09	27,9** (12,8)
Niveau de diplôme	Inférieur au bac	35 h 18	–9,4 (14,1)
	Baccalauréat	35 h 25	41,1*** (14,5)
	Bac+2 à Bac+4	36 h 24	41,4*** (11,1)
	Bac+5 ou plus	39 h 04	27,9** (16,8)
Situation familiale	Sans enfant	36 h 01	30,2*** (10,7)
	Enfant(s) de 3 ans ou plus	36 h 47	15,8* (10,2)
	Au moins un enfant de moins de 3 ans	36 h 20	44,4** (21,3)
En couple	Non	35 h 22	20,7* (13,0)
	Oui	36 h 52	26,7*** (8,2)

Note : seuils de significativité de 10 % (*), 5 % (**) et 1 % (***). Les erreurs-types sont présentées entre parenthèses.

Lecture : en moyenne, les salariés du groupe A déclarent travailler 36 heures et 23 minutes par semaine, ceux du groupe B 36 heures et 49 minutes, soit 25,1 minutes de plus.

Source et champ : Dares, enquête TraCov 2, salariés hors salariés de particuliers en France (hors Mayotte).

Tableau 5 – Durée de travail hebdomadaire selon l'emplacement de la question et les conditions d'emploi des répondants

		Question posée avant (Groupe A)	Question posée après (Groupe B)	Écart (en minutes) (Groupe B) – (Groupe A)
	Ensemble	36 h 23	36 h 49	25,1*** (7,0)
Employeur	Secteur privé ⁽¹⁾	36 h 32	37 h 01	29,3*** (7,9)
	Fonction publique	36 h 00	36 h 16	15,2 (14,6)
Catégorie socio- professionnelle	Cadres	39 h 48	40 h 28	40,5*** (14,6)
	Professions intermédiaires	36 h 06	36 h 48	42,8*** (11,3)
	Employés	33 h 40	34 h 07	27,4** (13,6)
	Ouvriers	36 h 24	36 h 03	-21,4 (15,1)
Ancienneté	Moins d'un an	34 h 31	35 h 19	47,4*** (19,2)
	De 1 an à moins de 5 ans	36 h 33	36 h 41	8,2 (13,6)
	5 ans et plus	36 h 50	37 h 17	27,9*** (8,9)
Type de contrat de travail	À durée limitée ⁽²⁾	33 h 08	33 h 36	27,1 (22,2)
	CDI ou fonctionnaires	36 h 54	37 h 20	25,3*** (7,2)
Temps partiel	Non	38 h 16	38 h 33	17,4*** (6,3)
	Oui	25 h 49	26 h 37	48,2*** (19,1)
Taille de l'établissement	Moins de 10 salariés	34 h 53	34 h 57	3,8 (15,8)
	10 à 49 salariés	36 h 12	36 h 33	21,8** (12,6)
	50 à 499 salariés	36 h 47	37 h 27	40,1*** (11,7)
	500 salariés et plus	38 h 01	38 h 33	32,3** (17,3)
Situation vis-à-vis du télétravail	Postes télétravaillables ⁽³⁾ mais non télétravailleurs	36 h 50	37 h 35	44,8*** (17,7)
	Postes télétravaillables et télétravailleurs occasionnels	38 h 29	39 h 34	65,3*** (17,1)
	Postes télétravaillables et télétravailleurs réguliers	38 h 27	39 h 21	54,2*** (16,6)
	Postes non télétravaillables	35 h 19	35 h 24	4,6 (9,5)

⁽¹⁾ y compris associations et entreprises publiques.

⁽²⁾ CDD, intérim, apprentis, stagiaires.

⁽³⁾ À la question « Souhaitez-vous télétravailler », les salariés qui répondent « Non concerné, mes tâches ne sont pas télétravaillables » sont considérés comme occupant un poste non télétravaillable. Par opposition, les autres seront considérés comme occupant un poste télétravaillable.

Note : seuils de significativité de 10 % (*), 5 % (**) et 1 % (***). Les erreurs-types sont présentées entre parenthèses.

Lecture : en moyenne, les cadres du groupe A déclarent travailler 39 heures et 48 minutes par semaine, ceux du groupe B 40 heures et 28 minutes, soit un écart de 40,5 minutes.

Source et champ : Dares, enquête TraCov 2, salariés hors salariés de particuliers en France (hors Mayotte).

La distribution des horaires de travail renseigne aussi sur les régimes horaires qui sont les plus susceptibles de conduire à un sur-temps (tableau 6). Jusqu'à 35 heures par semaine, la proportion de salariés dans chaque catégorie horaire varie peu selon l'appartenance aux groupes A et B. Inversement, la différence est très présente pour les personnes qui se positionnent au niveau de la durée légale du travail (35 heures), puisque la proportion de répondants du groupe B est 4,6 points inférieure à celle du groupe A. Au-delà des 35 heures et dans la quasi-totalité des catégories, les répondants du groupe B sont systématiquement plus nombreux que leurs homologues du groupe A.

3.2. Analyse économétrique

Afin de confirmer ces premiers résultats, nous estimons des modèles de régression linéaire, où la variable expliquée est la durée du travail

déclarée et la variable explicative principale est le groupe d'appartenance du salarié (A ou B). Les modèles estimés sont successivement enrichis par des variables de caractéristiques sociodémographiques, de conditions d'emploi ou les deux (tableau 7).

L'inclusion de l'ensemble des variables de contrôle (caractéristiques sociodémographiques et conditions d'emploi) ne modifie pas le sur-temps estimé. Ce résultat est sans surprise, puisque les répondants ont été répartis aléatoirement entre les deux groupes dans le cadre de l'expérience contrôlée.

3.3. Analyse d'hétérogénéité

Afin de compléter l'analyse du sur-temps et d'identifier les groupes de salariés les plus concernés par ce phénomène, nous procédons dans cette section à une analyse d'hétérogénéité.

Tableau 6 – Distribution de la durée habituelle du travail hebdomadaire selon l'emplacement de la question (en %)

	Ensemble	Question posée avant (Groupe A)	Question posée après (Groupe B)	Écart (en points de pourcentage) (Groupe B) – (Groupe A)
Moins de 8 heures	1,4	1,3	1,5	0,1
De 8 h à moins de 10 h	1,2	1,2	1,2	0,1
De 10 h à moins de 15 h	1,0	1,0	1,0	-0,1
De 15 h à moins de 20 h	1,7	1,7	1,7	0,0
De 20 h à moins de 25 h	3,3	3,3	3,2	0,0
De 25 h à moins de 30 h	3,2	3,4	3,1	-0,3
De 30 h à moins de 35 h	5,0	5,1	5,0	-0,1
35 h	24,7	26,9	22,4	-4,6
36 h	3,0	2,8	3,2	0,4
37 h	6,5	6,3	6,6	0,4
38 h	5,7	5,4	6,0	0,6
39 h	10,7	11,0	10,4	-0,6
40 h	13,8	13,8	13,8	0,1
41 h	1,2	0,9	1,5	0,6
42 h	3,1	2,6	3,6	1,0
43 h	1,1	0,9	1,4	0,5
44 h	0,6	0,4	0,7	0,3
45 h	5,0	4,7	5,3	0,6
De 46 h à moins de 50 h	1,5	1,2	1,7	0,6
De 50 h à moins de 55 h	3,9	3,8	4,0	0,2
De 55 h à moins de 60 h	0,8	0,7	0,9	0,2
60 h et plus	1,7	1,6	1,8	0,2

Note : les écarts peuvent ne pas correspondre à la différence entre les deux proportions du fait des arrondis.

Lecture : en moyenne, 1,4 % des répondants à l'enquête travaillent moins de 8 heures par semaine. Cette proportion est de 1,3 % pour le groupe A et de 1,5 % pour le groupe B, soit un écart de 0,1 point de pourcentage.

Source et champ : Dares, enquête TraCov 2, salariés hors salariés de particuliers en France (hors Mayotte).

Tableau 7 – Différences de durée du travail hebdomadaire déclarée selon l'emplacement de la question

	Sans variables de contrôle	Avec contrôles sociodémographiques	Avec contrôles de conditions d'emploi	Avec contrôles socio-démographiques et de conditions d'emploi
	(1)	(2)	(3)	(4)
Groupe B (Réf. : A)	+25,1*** (7,0)	+25,9*** (6,6)	+22,7*** (5,9)	+22,5*** (5,9)
R ²	0,001	0,097	0,288	0,296
Observations	22 617	22 617	22 617	22 617

Note : coefficients de régression du modèle linéaire avec seuils de significativité de 10 % (*), 5 % (**) et 1 % (***). Les écarts-types, entre parenthèses, sont corrigés de l'hétéroscédasticité. Les variables de contrôle sociodémographiques sont l'âge, le genre, le niveau de diplôme, la situation familiale et la vie en couple (voir tableau 1) ; les variables de contrôle de conditions d'emploi sont la catégorie socioprofessionnelle (niveau 1 de la PCS 2020), la nature de l'employeur, le type de contrat, la quotité de temps de travail, l'ancienneté, la taille de l'établissement, la situation vis-à-vis du télétravail (voir tableau 2).

Lecture : en moyenne et à caractéristiques sociodémographiques et de conditions d'emploi égales, les salariés du groupe B ont une durée du travail hebdomadaire déclarée supérieure de 22,5 minutes à celle des salariés du groupe A.

Source et champ : Dares, enquête TraCov 2, salariés hors salariés de particuliers en France (hors Mayotte).

3.3.1. Selon la catégorie socioprofessionnelle, la pratique du télétravail et la quotité de travail

Le tableau 8 (resp. 9 et 10) présente l'estimation d'un modèle linéaire où l'on ajoute en variable explicative une variable croisant l'indicatrice d'appartenance au groupe B et la catégorie socioprofessionnelle du répondant (resp. sa

situation vis-à-vis du télétravail et sa quotité de travail). Les résultats descriptifs sont globalement confirmés mais affinés.

Seuls les cadres, les professions intermédiaires et les employés sont concernés par un sur-temps. Ce résultat est cohérent avec celui sur la pratique du télétravail pour deux raisons (tableau 9). D'une part, le caractère télétravaillable du poste est un

Tableau 8 – Différences de durée du travail hebdomadaire déclarée selon l'emplacement de la question et la catégorie socioprofessionnelle

		(1)	(2)
Groupe (Réf. : A)	B	-21,3 (15,1)	-16,1 (13,0)
Catégorie socioprofessionnelle (Réf. : Ouvriers)	Cadres	204,3*** (14,4)	136,1*** (15,7)
	Professions intermédiaires	-18,5 (13,0)	6,6 (12,4)
	Employés	-164,3*** (14,1)	-16,3 (12,67)
Groupe x Catégorie socioprofessionnelle (Réf. : B x Ouvriers)	B x Cadres	61,9*** (20,9)	63,5*** (18,7)
	B x Professions intermédiaires	64,1*** (18,8)	49,5*** (16,4)
	B x Employés	48,8*** (20,3)	31,2* (17,0)
Contrôles		Aucun	SD, CE
R ²		0,067	0,296
Observations		22 617	22 617

Note : coefficients de régression du modèle linéaire avec seuils de significativité de 10 % (*), 5 % (**) et 1 % (***). Les écarts-types, entre parenthèses, sont corrigés de l'hétéroscédasticité. Les variables de contrôle sociodémographiques (SD) sont l'âge, le genre, le niveau de diplôme, la situation familiale et la vie en couple (voir tableau 1) ; les variables de contrôle de conditions d'emploi (CE) sont la nature de l'employeur, le type de contrat, la quotité de temps de travail, l'ancienneté, la taille de l'établissement, la situation vis-à-vis du télétravail (voir tableau 2).

Lecture : en moyenne et à caractéristiques sociodémographiques et de conditions d'emploi égales, les cadres ont un sur-temps supérieur de 63,5 minutes à celui des ouvriers.

Source et champ : Dares, enquête TraCov 2, salariés hors salariés de particuliers en France (hors Mayotte).

Tableau 9 – Différences de durée du travail hebdomadaire déclarée selon l'emplacement de la question et la pratique du télétravail

		(1)	(2)
Groupe (Réf. : A)	B	4,6 (9,5)	6,8 (8,0)
Pratique du télétravail (Réf. : Postes non télétravaillables)			
	Postes télétravaillables mais non télétravailleurs	90,9*** (13,2)	27,4** (11,9)
	Postes télétravaillables et télétravailleurs occasionnels	189,1*** (14,0)	43,1*** (13,2)
	Postes télétravaillables et télétravailleurs réguliers	187,4*** (13,5)	-19,3 (13,9)
Groupe x Pratique du télétravail (Réf. : B x Postes non télétravaillables)			
	B x Postes télétravaillables mais non télétravailleurs	40,2** (19,2)	19,0 (16,7)
	B x Postes télétravaillables et télétravailleurs occasionnels	60,7*** (19,6)	48,8*** (16,8)
	B x Postes télétravaillables et télétravailleurs réguliers	49,6*** (19,1)	49,8*** (16,9)
Contrôles		Aucun	SD, CE
R ²		0,033	0,298
Observations		22 617	22 617

Note : voir tableau 8.

Lecture : en moyenne et à caractéristiques sociodémographiques et de conditions d'emploi égales, les salariés en postes télétravaillables et télétravailleurs occasionnels ont un sur-temps supérieur de 48,8 minutes par rapport aux salariés en postes non télétravaillables.

Source et champ : Dares, enquête TraCov 2, salariés hors salariés de particuliers en France (hors Mayotte).

Tableau 10 – Différences de durée du travail hebdomadaire déclarée selon l'emplacement de la question et la quotité de travail

		(1)	(2)
Groupe (Réf. : A)	B	17,5*** (6,3)	18,0*** (6,1)
Quotité de temps de travail (Réf. : Temps plein)	Temps partiel	-746,3*** (13,9)	-677,2*** (13,8)
Groupe x Quotité de temps de travail (Réf. : B x Temps plein)	B x Temps partiel	30,7 (20,1)	30,9 (19,4)
Contrôles		Aucun	SD, CE
R ²		0,245	0,296
Observations		22 617	22 617

Note : voir tableau 8.

Lecture : en moyenne et à caractéristiques sociodémographiques et de conditions d'emploi égales, le sur-temps des salariés à temps partiel est de 30,9 minutes plus élevé que celui des salariés à temps plein et cette valeur n'est pas significativement différente de 0.

Source et champ : Dares, enquête TraCov 2, salariés hors salariés de particuliers en France (hors Mayotte).

prérequis à l'estimation d'un sur-temps significatif, or il s'agit d'une pratique presque réservée aux cadres et professions intermédiaires (voir Beatriz & Erb, 2024a). D'autre part, la pratique effective du télétravail, encore davantage socialement située, accroît le sur-temps estimé. Enfin, être à temps partiel plutôt qu'à temps complet ne conduit pas à un sur-temps significativement différent (tableau 10). Toutefois, il est difficile de conclure à l'absence d'effet de

ce type d'horaires, car le sur-temps est estimé de façon assez imprécise pour les personnes à temps partiel, du fait de leur faible effectif.

3.3.2. Selon le mode de collecte de l'enquête

La répartition des deux groupes entre les trois lots de collecte étant aléatoire, il est possible d'examiner si l'écart de durée de travail mesuré entre les groupes A et B varie selon le mode de collecte.

La littérature existante a montré que les personnes peuvent répondre différemment selon la façon dont leur est administré le questionnaire (Beck *et al.*, 2022). Une question posée par un enquêteur (par exemple par téléphone) peut amener un biais de désirabilité sociale – la personne tend à produire une réponse proche d’une norme sociale acceptable même si sa situation personnelle n’y correspond pas – supérieur à une question autoadministrée (en l’occurrence par internet, sans la présence d’un enquêteur). Ce phénomène affecte plus les questions de nature subjective ou sensible, ce qui est possiblement le cas ici (par exemple, déclarer une durée du travail plus élevée). De telles différences sont effectivement observées puisque pour le groupe A comme pour le groupe B, la durée

déclarée est légèrement supérieure pour le lot 2 par téléphone par rapport au lot 1 par internet (tableau 11).

Le sur-temps est mécaniquement estimé de façon moins précise au niveau du lot, mais reste significatif au seuil de 10 % dans les trois lots. Le tableau 7 est réestimé en y ajoutant une indicatrice du lot et son interaction avec l’appartenance au groupe (tableau 12). Répondre par internet plutôt que par téléphone conduit à une estimation de la durée du travail significativement plus faible, ce qui reflète peut-être un biais de désirabilité sociale plus fort quand on répond par téléphone. Par ailleurs, le terme d’interaction n’est pas significatif au seuil de 5 % ce qui indique que l’écart entre les deux

Tableau 11 – Durée de travail hebdomadaire selon l’emplacement de la question et le lot de collecte de l’enquête

	Question posée avant (Groupe A)	Question posée après (Groupe B)	Écart (Groupe B) – (Groupe A)
Ensemble	36 h 23 (4,9)	36 h 49 (5,0)	25*** (7,0)
Lot 1 Internet	36 h 23 (6,3)	36 h 40 (6,5)	17* (9,1)
Lot 2 Téléphone	36 h 47 (10,5)	37 h 16 (10,5)	28* (14,8)
Lot 3 Internet/téléphone	36 h 05 (10,8)	36 h 53 (11,3)	47,1*** (15,6)

Note : seuils de significativité de 10 % (*), 5 % (**) et 1 % (***). Les erreurs-types sont présentées entre parenthèses.

Lecture : en moyenne, parmi les salariés du lot 2, ceux du groupe A déclarent travailler 36 h 47 minutes, ceux du groupe B 37 h 16 minutes, soit un écart de 28 minutes.

Source et champ : Dares, enquête TraCov 2, salariés hors salariés de particuliers en France (hors Mayotte).

Tableau 12 – Différences de durée du travail hebdomadaire déclarée selon le lot de collecte de l’enquête

		(1)	(2)
Groupe (Réf. : A)	B	16,7* (9,1)	13,4* (8,4)
Lot de collecte (Réf. : lot 1)	Lot 2 (téléphone)	24,2** (12,2)	25,7*** (9,7)
	Lot 3 (internet/téléphone)	-17,4 (12,5)	-5,0 (10,4)
Groupe x Lot de collecte (Réf. : B x lot 1)	B x Lot 2 (téléphone)	11,7 (17,4)	26,8* (13,9)
	B x Lot 3 (internet/téléphone)	30,5* (18,1)	19,8 (15,3)
Contrôles		Aucun	SD, CE
R ²		0,012	0,297
Individus		22 617	22 617

Note : voir tableau 8.

Lecture : en moyenne et à caractéristiques sociodémographiques et de conditions d’emploi égales, les personnes qui appartiennent au lot 2 du groupe B ont une durée du travail hebdomadaire déclarée significativement supérieure à leurs homologues du lot 1 et du groupe B (de 25,7 minutes). La différence de sur-temps estimé entre les personnes du lot 2 par rapport à celles du lot 1 n’est pas significative au seuil de 5 %.

Source et champ : Dares, enquête TraCov 2, salariés hors salariés de particuliers en France (hors Mayotte).

groupes A et B n'est statistiquement pas différent entre les deux modes de collecte. Au seuil de 10 % toutefois, le sur-temps est un peu plus fort pour les répondants du lot 2 (répondant par téléphone) ce qui pourrait s'expliquer par une facilité plus grande de revenir en arrière dans le questionnaire par internet et ainsi modifier la réponse donnée préalablement à la question sur la durée moyenne du travail. Ces résultats, conditionnellement aux tailles d'échantillon réduites qui limitent un peu la précision de l'estimation, montrent que le sur-temps est significatif dans chaque lot.

3.4. Robustesse

Les résultats précédents pourraient être affectés par l'opération de *winsorisation* effectuée pour éliminer les valeurs aberrantes (voir section 2.1).

La durée moyenne de travail a en effet été *winsorisée* afin de ramener les valeurs extrêmes aux valeurs des 1^{er} et 99^e centiles. Les répondants avec des horaires extrêmes se répartissent de façon équiprobable au sein des groupes A (95 répondants, soit 0,84 % de l'échantillon, en deçà du 1^{er} percentile ; 113 répondants, soit 1,0 %, au-delà du 99^e) et B (80 répondants, soit 0,70 % en deçà du 1^{er} percentile ; 103, soit

0,91 % au-delà du 99^e). Afin de s'assurer que l'estimation ne provient pas d'une telle correction, l'estimation est reproduite de deux façons différentes : sans winsoriser, c'est-à-dire en conservant les valeurs extrêmes ; en tronquant les données, c'est-à-dire en supprimant les valeurs extrêmes. Les résultats sont présentés dans le tableau 13.

La winsorisation et la troncature fournissent à peu près la même estimation du sur-temps, à l'inverse de l'absence de traitement des valeurs extrêmes qui fait passer l'estimation du sur-temps à 35 minutes. Cela n'est pas surprenant puisque les traitements réduisent l'amplitude de la distribution en particulier pour les valeurs les plus élevées. Toutefois, la correction des valeurs extrêmes nous paraît pertinente. D'une part, puisque certaines valeurs sont très certainement des erreurs de saisies ou liée à une mauvaise compréhension de la question (par exemple, 17 personnes ont indiqué travailler entre 150 et 168 heures en moyenne par semaine). D'une autre, parce que la variance de la durée moyenne de travail sans correction des valeurs extrêmes est plus grande (erreur-type de 8, contre 7 pour la winsorisation ou la troncature) donc l'estimation du sur-temps est moins précise.

Tableau 13 – Durée de travail hebdomadaire selon l'emplacement de la question et le type de traitement des valeurs extrêmes

	Question posée avant (Groupe A)	Question posée après (Groupe B)	Écart (en minutes) (Groupe B) – (Groupe A)
Winsorisation aux 1 ^{er} et 99 ^e percentiles (méthode retenue dans l'article)	36 h 23	36 h 49	25,1*** (7,0)
Troncature aux 1 ^{er} et 99 ^e percentiles	36 h 29	36 h 54	25,5*** (6,5)
Aucun traitement des valeurs extrêmes	36 h 30	37 h 04	34,6*** (8,0)

Note : coefficients de régression du modèle linéaire avec seuils de significativité de 10 % (*), 5 % (**) et 1 % (***). Les erreurs-types sont présentées entre parenthèses.

Lecture : en moyenne, avec la winsorisation des valeurs, les salariés du groupe A déclarent travailler 36 h 23, ceux du groupe B 36 h 49, soit un écart de 25,1 minutes.

Source et champ : Dares, enquête TraCov 2, salariés hors salariés de particuliers en France (hors Mayotte).

* *

*

Dans le cadre d'une expérience aléatoire contrôlée, nos travaux mettent en évidence un effet de révélation dans la déclaration de la durée moyenne du travail provoqué par l'ordre des questions sur la nature des horaires. La littérature existante avait déjà souligné l'existence d'écarts significatifs selon la méthode d'estimation du temps de travail (déclaration du

salarié ou de l'employeur) ou selon le dispositif de mesure (question directe, grille d'activités, carnet de temps, etc.). Plusieurs études suggéraient également l'existence d'effets liés à la conception des questionnaires, sans toutefois en proposer d'évaluation causale, tandis que d'autres démontraient, par des approches expérimentales, l'importance des effets de contexte sur les réponses déclaratives de façon générale, sans application spécifique à la mesure de la durée du travail. Le présent article comble donc ce vide sur la mesure de la durée du travail.

Plus généralement, cette étude éclaire la façon de quantifier la durée hebdomadaire moyenne du travail. Ses résultats se déclinent en deux principaux enseignements. Premièrement, lorsque les salariés décrivent la nature de leurs horaires de travail (travail de nuit, le samedi ou le dimanche, en dehors des heures habituelles de travail, etc.) avant de déclarer la durée plutôt qu'après, la durée hebdomadaire du travail déclarée est plus élevée d'en moyenne 23 minutes. Deuxièmement, ce sur-temps, tel que nous l'avons qualifié, est principalement le fait des cadres ou des professions intermédiaires, ou de personnes dont le métier est télétravaillable et qui télétravaillent, c'est-à-dire de salariés dont les horaires effectifs de travail sont susceptibles de différer de la durée contractuelle ou de ne pas faire l'objet d'un contrôle strict, et donc plus difficiles à évaluer pour la personne enquêtée.

Bien que l'ampleur de ce sur-temps puisse paraître relativement modeste à l'échelle individuelle, son volume agrégé n'est pas négligeable. Extrapolé sur une année, pour un salarié effectuant 46 semaines de travail par an, ce sur-temps représenterait environ 18 heures de travail par an. À l'échelle de l'ensemble des salariés (hors salariés de particuliers) en France hors Mayotte, cela correspondrait à environ 405 millions d'heures de travail, soit, à titre de comparaison, approximativement l'équivalent du volume annuel total d'heures travaillées des salariés du secteur agricole.

Par ailleurs, la question relative à la durée moyenne du travail est formulée à l'identique dans le questionnaire de l'enquête Emploi de l'Insee depuis 2023 et fait l'objet d'une harmonisation européenne dans le cadre du règlement sur les statistiques sociales intégrées (*Integrated European Social Statistics*, IESS, 2021). L'emplacement de la question, l'ordre de celles qui la précèdent et la suivent et l'ajout d'éventuelles précisions contextuelles relèvent encore de la marge d'adaptation laissée à chaque pays. Or, les résultats présentés ici montrent que ces choix de mise en œuvre ne sont pas neutres et influencent la manière dont les répondants évaluent et déclarent leur temps de travail.

Le protocole expérimental identifie sans ambiguïté un effet d'ordre des questions, puisque la seule différence entre les deux versions du questionnaire réside dans la position du bloc relatif aux horaires de travail. L'interprétation de cet effet peut toutefois varier. Une première lecture, la plus cohérente avec les résultats observés, est celle d'un effet de révélation : interroger préalablement les salariés sur l'organisation concrète

de leurs horaires les conduirait à intégrer plus systématiquement l'ensemble des périodes effectivement travaillées. Le sur-temps refléterait alors un comptage plus exhaustif des heures effectuées que lorsque la question sur la durée hebdomadaire est posée d'emblée. Dès lors, placer les questions sur les horaires de travail avant celle sur la durée du travail permettrait une meilleure prise en compte de l'ensemble des heures effectivement travaillées.

D'autres mécanismes peuvent être envisagés, mais leur compatibilité avec les résultats apparaît plus limitée. Un effet de lassitude (Rossi *et al.*, 2013) lié à l'éloignement de la question sur la durée du travail dans le questionnaire pourrait conduire les salariés à ajuster leurs réponses de manière involontaire. Mais cet effet semble peu susceptible d'expliquer une déclaration plus élevée.

L'effet estimé varie nettement selon la population étudiée : une population pour laquelle aucun effet n'est estimé, une autre pour laquelle un effet significatif est observé. Les cadres et professions intermédiaires sont les seules catégories socioprofessionnelles pour lesquelles cet effet est significatif et on observe également qu'il ne concerne que les postes télétravaillables. Contrairement aux ouvriers et employés, les cadres et professions intermédiaires sont aussi les plus sujets à des horaires longs, variables ou en débordement (Bué & Coutrot, 2009). Le travail de nuit ou le week-end (qui concernent davantage les ouvriers et employés ; Nguyen, 2022) s'effectue dans un cadre institutionnalisé mieux établi et normé, le rendant davantage assimilé à du temps de travail usuel. Ces horaires sont d'ailleurs fréquemment associés à des dispositifs compensatoires tels qu'une rémunération additionnelle ou des périodes de repos (Baudelot & Gollac, 1993). Autrement dit, le sur-temps serait présent lorsque la déviation par rapport à la norme temporelle est diffuse, difficilement perceptible ou encore floue, comme la qualifient Barrois & Devetter (2017), par exemple la pratique du télétravail ou le fait de ramener du travail à la maison. Loin d'être de simples artefacts, ces écarts révèlent des formes invisibles de régulation du travail, en particulier lorsque les frontières entre temps professionnel et temps personnel sont brouillées. L'expérimentation, en jouant sur l'ordre des questions, agit ainsi comme un révélateur de ces zones grises du temps de travail, que les outils de mesure classiques peuvent peiner à saisir.

La transformation des horaires du travail doit être replacée dans une perspective historique. Elle accompagne les transformations

structurelles du travail salarié engagées depuis les années 1980, marquées par la flexibilisation des emplois et des organisations : forte augmentation des contrats temporaires, essor du temps partiel (Marchand & Minni, 2019) et, à partir des années 1990, intensification du travail (Askenazy, 2004), enfin le développement massif du télétravail dans les années 2020 (Beatriz & Erb, 2024a). Ces évolutions ont pu contribuer à brouiller les frontières temporelles entre vie professionnelle et vie personnelle. Ce glissement témoigne de la progression du travail hors temps et hors lieux formels, dont la représentation contemporaine s'incarne dans la pratique du télétravail.

La présente étude s'inscrit dans la littérature consacrée à la mesure de la durée du travail et, plus largement, aux dynamiques du travail salarié. La dimension méthodologique de la durée du travail constitue une construction, dont la mesure est dépendante du protocole

d'enquête. Plusieurs prolongements à cette étude peuvent être envisagés. Un protocole comparatif entre mesures objectives (par exemple issues du badgeage ou de données administratives) et mesures déclaratives permettrait de mieux cerner les écarts liés aux modes de recueil. Parallèlement, des approches qualitatives de suivi d'activité réelle, centrées sur des métiers spécifiques, offriraient un éclairage complémentaire sur les formes de travail invisibilisées ou non reconnues. Enfin, il serait pertinent de reproduire l'expérimentation avec un échantillon plus large, un recensement des contraintes horaires plus détaillé (travail posté, travail en astreinte, décomposer le travail du week-end en samedi et dimanche, etc.), ou en affinant la précision en recueillant la réponse à la question sur la durée moyenne de travail en heures et minutes. De telles investigations contribueraient à une compréhension plus fine des différences entre sources statistiques et, au-delà, à une réflexion sur les frontières mêmes du travail. □

BIBLIOGRAPHIE

- AitBihiOuali, L. & Bargain, O. (2021).** Le travail dissimulé en France. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 526-527, 71–92. <http://doi.org/10.24187/ecostat.2021.526d.2053>
- Askenazy, P. (2004).** Shorter Work Time, Hours Flexibility, and Labor Intensification. *Eastern Economic Journal*, 30(4), 603–614. <http://www.jstor.org/stable/40326151>
- Barrois, A. & Devetter, F. X. (2017).** Durées courtes, journées longues. Fragmentation du temps de travail et pression sur le salaire. *La nouvelle revue du travail* N° 11. <https://doi.org/10.4000/nrt.3272>
- Baudelot, C. & Gollac, M. (1993).** Salaires et conditions de travail. *Economie et Statistique*, 265(1), 65–84. <https://doi.org/10.3406/estat.1993.5759>
- Beatriz, M. & Erb, L.-A. (2024a).** Le télétravail avant, pendant et après la crise sanitaire : quelle évolution des profils et des pratiques ? *Dares, Dares Analyses* N° 64. <https://dares.travail-emploi.gouv.fr/publication/comment-evolue-la-pratique-du-teletravail-depuis-la-crise-sanitaire>
- Beatriz, M. & Erb, L.-A. (2024b).** Le télétravail améliore-t-il les conditions de travail et de vie des salariés ? *Dares, Dares Analyses* N° 65. <https://dares.travail-emploi.gouv.fr/publication/le-teletravail-ameliore-t-il-les-conditions-de-travail-et-de-vie-des-salaries>
- Beatriz, M. (2025).** Méthodologie statistique de l'enquête sur le vécu du travail depuis le début de la crise sanitaire liée au covid-19 (TraCov 2). *Dares, Document d'études* N° 282. <https://dares.travail-emploi.gouv.fr/publication/methodologie-statistique-de-lenquete-sur-le-vecu-du-travail-depuis-le-debut-de-la-crise>

- Beck, F., Castell, L., Legleye, S. & Schreiber, A. (2022).** Le multimode dans les enquêtes auprès des ménages. Une collecte modernisée, un processus complexifié. Insee, *Courrier des statistiques* N° 7, 7–28. <https://www.insee.fr/fr/information/6035934?sommaire=6035950>
- Bessière, C., Housseaux, F., Baudelot, C., Gollac, M., Weber, F. & Desrosières, A. (1997).** L'enquête par questionnaire. *Genèses* N° 29, 99–122. <https://www.jstor.org/stable/26201769>
- Bouffartigue, P. & Bouteiller, J. (2002).** L'érosion de la norme du temps de travail. *Travail et Emploi* N° 92, 43–55. <https://dares.travail-emploi.gouv.fr/publication/lerosion-de-la-norme-du-temps-de-travail>
- Bué, J. & Coutrot, T. (2009).** Horaires atypiques et contraintes dans le travail : une typologie en six catégories. Dares, *Premières Informations, Premières Synthèses* N° 22.2. <https://dares.travail-emploi.gouv.fr/publications/2009-22-2-horaires-atypiques-et-contraintes-dans-le-travail-une-typologie-en>
- Chenu, A. (2002).** Les horaires et l'organisation du temps de travail. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 352, 151–167. <https://doi.org/10.3406/estat.2002.7397>
- Demazière, D. & Dubar, C. (1997).** Dire les situations d'emploi. Confrontation des catégorisations statistiques et des catégorisations indigènes. *Sociétés contemporaines*, 26, 93–107. <https://doi.org/10.3406/socco.1997.1445>
- Desrosières, A. (1989).** Comment faire des choses qui tiennent : histoire sociale et statistique. *Histoire & Mesure*, 4(3), 225–242. <https://doi.org/10.3406/hism.1989.1358>
- Erb, L.-A., Olivia, T., Breda, T. & Tô, M. (2022).** Après la naissance d'un enfant, les conditions de travail diffèrent entre les pères et les mères. In: *Emploi, chômage, revenu du travail*, coll. Insee Références, édition 2022, 75–87. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/6453768?sommaire=6453776>
- Frazis, H. & Stewart, J. (2004).** What can time-use data tell us about hours of work? *Monthly Labor Review*, 127, 3–9. <https://www.bls.gov/opub/mlr/2004/article/what-can-time-use-data-tell-us-about-hours-of-work.htm>
- Genin, É. (2017).** Le débordement du travail sur le temps personnel des cadres français. *Relations industrielles*, 72(4), 658–681. <https://doi.org/10.7202/1043171ar>
- Gollac, M. (1997).** Des chiffres insensés ? Pourquoi et comment on donne un sens aux données statistiques. *Revue française de sociologie*, 38(1), 5–36. <https://doi.org/10.2307/3322371>
- Héran, F. (1984).** L'assise statistique de la sociologie. *Economie et Statistique*, 168(1), 23–35. <https://doi.org/10.3406/estat.1984.4881>
- Höhne, J. K. & Goerres, A. (2023).** Question order effects: how robust are survey measures on political solidarities with reference to Germany and Europe? *International Journal of Social Research Methodology*, 27(2), 249–254. <https://doi.org/10.1080/13645579.2023.2227011>
- Insee (2013).** Rénovation du questionnaire de l'enquête emploi en 2013 : impact sur la mesure des indicateurs sur le marché du travail. Insee, *Note technique*. https://www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/2415511/eec13_renovation.pdf
- Jacobs, J. A. (1998).** Measuring time at work: are self-reports accurate? *Monthly Labor Review*, 121, 42–53. <https://www.bls.gov/opub/mlr/1998/article/measuring-time-at-work-are-self-reports-accurate.htm>
- Körner, T. & Wolff, L. (2016).** “Do the Germans Really Work Six Weeks More than the French?” – Measuring Working Time with the Labour Force Survey in France and Germany. *Journal of Official Statistics*, 32(2), 405–431. <https://doi.org/10.1515/jos-2016-0022>
- Létroublon, C. & Zilloniz, S. (2016).** La durée du travail, principaux indicateurs. Dares, *Dares Résultats* N° 80. <https://dares.travail-emploi.gouv.fr/publications/la-duree-du-travail-principaux-indicateurs>
- Lokiec, P. (2009).** Les transformations du droit du temps de travail. Le temps comme objet de règles (deuxième partie). *Le Droit Ouvrier*, 735, 484–490. <https://doi.org/10.3917/drou.735.0484>
- Marchand, O. & Minni, C. (2019).** Les grandes transformations du marché du travail en France depuis le début des années 1960. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 510-511-512, 89–107. <https://doi.org/10.24187/ecostat.2019.510t.1989>
- Mellow, W. & Sider, H. (1983).** Accuracy of Response in Labor Market Surveys: Evidence and Implications. *Journal of Labor Economics*, 1(4), 331–344. <https://doi.org/10.1086/298016>
- Melot, R. & Pélisse, J. (2008).** Prendre la mesure du droit : enjeux de l'observation statistique pour la sociologie juridique. *Droit et société*, 69-70(2), 331–346. <https://doi.org/10.3917/drs.069.0331>
- Metzger, J. L. & Cléach, O. (2004).** Le télétravail des cadres : entre suractivité et apprentissage de nouvelles temporalités. *Sociologie du travail*, 46(4), 433–450. <https://doi.org/10.4000/sdt.29627>
- Miné, M. (2017).** Quand le droit favorise l'augmentation et la flexibilité du temps de travail. *La Nouvelle Revue du Travail* N° 11. <https://doi.org/10.4000/nrt.3234>
- Nguyen, A. (2022).** Le travail en horaires atypiques en 2021. Dares, *Dares Résultats* N° 52. <https://dares.travail-emploi.gouv.fr/publication/le-travail-en-horaires-atypiques-en-2021>

- Pronovost, G. (2013).** La mesure du temps de travail. *SociologieS*. <https://doi.org/10.4000/sociologies.4435>
- Robinson, J. P. & Bostrom, A. (1994).** The overestimated workweek-what time diary measures suggest. *Monthly Labor Review*, 117(8), 11–23. <https://www.jstor.org/stable/41830830>
- Robinson, J. P., Martin, S., Glorieux, I. & Minnen, J. (2011).** The overestimated workweek revisited. *Monthly Labor Review*, 134(6), 43–53. <https://www.jstor.org/stable/monthlylaborrev.2011.06.043>
- Rodgers, W. L., Brown, C. & Duncan, G. J. (1993).** Errors in Survey Reports of Earnings, Hours Worked, and Hourly Wages. *Journal of the American Statistical Association*, 88(424), 1208–1218. <https://doi.org/10.2307/2291259>
- Rossi, P. H., Wright, J. D. & Anderson, A. B. (2013).** *Handbook of Survey Research*. Academic Press.
- Supiot, A. (1995).** Temps de travail : pour une concordance des temps. *Droit Social* N° 12. https://www.college-de-france.fr/media/alain-supiot/UPL4013765515846521769_Dr_soc._1995_Temps_de_travail.pdf
- Tourangeau, R., Couper, M. P. & Conrad, F. (2004).** Spacing, Position, and Order: Interpretive Heuristics for Visual Features of Survey Questions. *Public Opinion Quarterly*, 68(3), 368–393. <https://doi.org/10.1093/poq/nfh035>
-

ANNEXE

Tableau A – Distribution des répondants à l'enquête selon le lot et le mode de réponse à l'enquête

(en %)		Question posée avant (Groupe A)	Question posée après (Groupe B)
Ensemble		49,5	50,5
Lot 1	Internet	49,7	50,3
Lot 2	Téléphone	48,2	51,8
Lot 3	Ensemble	49,7	50,3
	Internet	50,1	49,9
	Téléphone	49,5	50,5

Lecture : 49,7 % des personnes du lot 1 appartiennent au groupe A et 50,3 % au groupe B.

Source et champ : Dares, enquête TraCov 2, salariés hors salariés de particuliers en France (hors Mayotte).

Les pénuries de main-d'œuvre et l'inadéquation des compétences vont-elles freiner la transition écologique en Belgique ?

Will Labour Shortages and Skills Mismatches Throw Sand in the Gears of the Green Transition in Belgium?

Mikkel Barslund*, Wouter Gelade** et Geoffrey Minne***

Résumé – Cet article vise à caractériser les métiers verts en tension, à dresser le profil des personnes ayant transité vers ces métiers en tension, et enfin à explorer les facteurs qui facilitent ou entravent les transitions vers les métiers verts, en se plaçant notamment du point de vue des compétences nécessaires pour exercer ces métiers. En croisant les données de l'enquête sur les forces de travail belge avec les définitions internationales des métiers verts (O*NET) et des listes régionales de professions en tension, nous montrons que près de la moitié des emplois verts belges relèvent de professions en tension. La maîtrise des compétences techniques et des compétences en matière de gestion des ressources apparaît comme un facteur favorisant les transitions vers les métiers verts en tension. Nous montrons qu'en moyenne les profils de compétences associés aux métiers verts en tension sont éloignés des profils des métiers non-verts ou sans tension, mais que les travailleurs qui accèdent aux métiers verts en tension connaissent des changements de compétences plus limités que ce que l'on pourrait attendre.

Abstract – This article aims to identify green shortage occupations, to characterise people who transition into these occupations, and to explore the factors that facilitate or hinder transitions into green occupations, focusing on the skills required to exercise these occupations. By linking Belgian Labour Force Survey data with international (O*NET) green job definitions and regional lists of occupations in shortage, we examine green shortage occupations, the workers who transition into them, and the role of skills and skill distances in facilitating or hindering these transitions. We find that half of green employment falls into shortage occupations. Technical and resource management skills are important drivers of transitions into green shortage jobs. Skill mismatches for green shortage jobs are large, yet workers who move into green shortage jobs experience less skill disruption than expected.

JEL : J23, J24, J62, Q52

Mots-clés : métiers verts, pénurie de main-d'œuvre, compétences

Keywords: green jobs, labour shortage, skills

* HIVA – KU Leuven ; ** Banque Nationale de Belgique et Université de Mons ; *** Banque Nationale de Belgique et CEBRIG (ULB).

Correspondance : Geoffrey.Minne@nbb.be

Nous remercions les services publics régionaux belges de l'emploi (Actiris, FOREM et VDAB) pour avoir partagé leurs données avec nous. Nous remercions également Philippe Delhez, Karolien Lenaerts, Susana Párraga Rodríguez, Francesco Vona, Wouter van der Wielen, les participants au colloque international 2024 de la Banque Nationale de Belgique et au webinaire sur le changement climatique du pôle de recherche du SEBC, ainsi que les deux rapporteurs anonymes pour leurs commentaires constructifs, le rédacteur en chef adjoint et la rédactrice en chef pour leurs précieux conseils. Mikkel Barslund remercie vivement le BELSPO pour son financement dans le cadre du projet LAMARTRA (contrat B2/202/P3/LAMARTRA). Les opinions exprimées dans cette étude sont celles des auteurs et ne reflètent pas nécessairement celles des institutions auxquelles les auteurs sont affiliés.

Reçu en mars 2025, accepté en janvier 2026. Traduit de « Will Labour Shortages and Skills Mismatches Throw Sand in the Gears of the Green Transition in Belgium? ». 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: Barslund, M., Gelade, W. & Minne, G. (2026). Will Labour Shortages and Skills Mismatches Throw Sand in the Gears of the Green Transition in Belgium? *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 550, 45–69. <https://doi.org/10.24187/ecostat.2026.550.2147>

La transition écologique repose sur un engagement politique mondial visant à atténuer les externalités des activités économiques sur l'environnement. Sa mise en œuvre devrait entraîner une croissance rapide de la demande en compétences vertes. Cette croissance devrait être particulièrement prononcée en Europe, sous l'impulsion notamment du Pacte vert pour l'Europe, accord qui a pour ambition d'atteindre la neutralité climatique dans l'Union européenne (UE) d'ici 2050. Le Centre européen pour le développement de la formation professionnelle (Cedefop, 2021) prévoit ainsi que, entre 2020 et 2030, la réalisation des objectifs du Pacte vert pourrait susciter la création d'environ 2,5 millions d'emplois supplémentaires. Au-delà des créations d'emplois, la transition vers une économie décarbonée devrait s'accompagner de transformations qualitatives majeures sur le marché du travail, concernant notamment les tâches exercées, les technologies mobilisées et les compétences requises.

Le problème est que de nombreuses économies avancées, dont la Belgique, connaissent aujourd'hui d'importantes pénuries de main-d'œuvre et de compétences. Sept entreprises belges sur dix considèrent les pénuries de main-d'œuvre qualifiée comme un frein de long terme à l'investissement (BEI, 2024). Même si cette difficulté n'est pas propre aux secteurs liés à l'environnement, la demande en compétences vertes, en particulier, pourrait dépasser l'offre de travailleurs ayant ces compétences. La faisabilité de la transition écologique est étroitement liée à la résorption de ces pénuries. Les avancées technologiques et les changements réglementaires en cours requièrent le développement de nouvelles compétences et la reconfiguration des tâches existantes au sein de la main-d'œuvre (Dierdorff *et al.*, 2011 ; Vona *et al.*, 2015). S'il n'y a pas un nombre suffisant de travailleurs prêts à exercer les métiers que nous qualifions de verts en tension, la transition écologique pourrait s'en trouver freinée.

L'objectif de cet article est triple. Il s'agit (1) de caractériser les métiers verts en tension, (2) de caractériser les personnes ayant transité vers ces métiers en tension, en prêtant une attention particulière à leurs compétences, et enfin (3) d'explorer la mesure dans laquelle l'inadéquation de compétences est un frein à la mobilité vers ce type de métiers. Les compétences sont au cœur de cette discussion, ce qui reflète le rôle crucial de l'innovation et des nouvelles technologies dans des secteurs tels que les énergies renouvelables et la construction

à haute efficacité énergétique. Comme le note opportunément le Centre européen pour le développement de la formation professionnelle, « [l]a transition écologique appelle à une révolution inclusive des compétences impliquant tous les travailleurs [...] » (Cedefop, 2023). Notre étude cherche à identifier les facteurs qui facilitent ou entravent les transitions vers les métiers verts, en nous plaçant notamment du point de vue des compétences nécessaires pour exercer ces métiers, et en nous intéressant plus particulièrement aux personnes qui travaillent aujourd'hui dans des industries polluantes. Les pénuries de main-d'œuvre et de compétences risquent d'aller de pair avec une diminution des transitions professionnelles vers les métiers verts, et d'aggraver les pénuries qui fragilisent déjà la transition écologique.

Nous utilisons les données longitudinales de l'enquête sur les forces de travail (EFT) belge (Eurostat (2017-2024)), enrichies d'une information sur la nature verte ou non-verte des métiers exercés issue du système d'information sur les professions O*NET. Nous enrichissons également l'EFT d'une information sur le caractère « en tension » des métiers. Cette information est issue des listes régionales de professions confrontées à des difficultés de recrutement. Les services publics belges régionaux de l'emploi identifient les professions en tension en combinant analyses statistiques et avis d'experts. Ainsi enrichie, l'EFT nous permet d'identifier les transitions de la main-d'œuvre entre métiers verts et non-verts, ainsi qu'entre les métiers en tension et ceux qui ne le sont pas. La période d'analyse est 2017-2024, en excluant les années 2020-2021 marquées par l'épidémie du Covid. Notre analyse s'appuie également sur d'autres variables issues du système O*NET, notamment les compétences requises et les conditions de travail, ainsi que des informations détaillées de l'EFT sur les travailleurs, notamment leur profil sociodémographique, leur niveau de formation et leur secteur d'activité.

Ainsi construites, les données disponibles permettent tout d'abord d'établir qu'environ un tiers des travailleurs belges exercent des métiers qui contribuent à la transition écologique (métiers verts) et que pour environ la moitié d'entre eux ce sont des métiers qui connaissent des pénuries de main-d'œuvre (métiers verts en tension). Les métiers verts sont majoritairement exercés par des hommes, cette surreprésentation étant encore plus marquée dans les métiers verts en tension. Les métiers verts en tension sont par ailleurs plutôt moins demandeurs de qualifications que les autres métiers verts : seuls 31 %

des travailleurs ayant un métier vert en tension ont un niveau de formation élevé (enseignement supérieur), contre 62 % pour les métiers verts sans tension. À diplôme et autres caractéristiques donnés, les métiers verts en tension offrent toutefois en moyenne des salaires environ 3 % supérieurs aux métiers verts qui ne sont pas en tension et environ 5 à 7 % supérieurs aux métiers non-verts, cette prime étant plus élevée chez les travailleurs ayant un niveau de formation peu élevé (enseignement secondaire court au plus).

D'une année sur l'autre, la plupart des travailleurs demeurent dans la même catégorie de métiers (nous en distinguons quatre : métiers verts en tension, verts sans tension, non-verts en tension et non-verts sans tension), seuls 4 % à 7 % d'entre eux changeant de catégorie. Les transitions vers les métiers verts en tension concernent principalement les jeunes, les hommes et les travailleurs résidant hors de Bruxelles. Elles sont plus fréquentes parmi les personnes initialement employées dans la construction et l'industrie. Les compétences techniques apparaissent comme un facteur favorisant ce type de mobilité, de même que les compétences en matière de gestion des ressources. Pour ce qui concerne les travailleurs des métiers bruns, c'est-à-dire les métiers pouvant nuire à l'environnement, sous-groupe des métiers non-verts, nous montrons qu'ils partagent certaines caractéristiques avec les travailleurs des métiers verts en tension, à savoir notamment un niveau de formation moins élevé, mais également de meilleures conditions d'emploi que les travailleurs des autres catégories de métiers.

Les transitions vers les métiers verts en tension sont susceptibles de réclamer une évolution importante des compétences requises. Nos données permettent de définir la distance moyenne (en termes de compétences mobilisées) existant entre chaque métier et les métiers les plus proches appartenant aux différentes catégories considérées, correspondant à des transitions professionnelles *potentielles*. De façon remarquable, c'est pour les transitions vers les métiers verts en tension que cette distance est la plus forte. Par ailleurs, les compétences mobilisées dans ce type de métiers sont notamment particulièrement proches de celles mobilisées dans les métiers non-verts les plus susceptibles de nuire à l'environnement, les métiers bruns. Cependant, dans l'ensemble des transitions *effectivement observées*, celles vers des métiers verts en tension sont celles pour lesquelles la distance en compétences entre le métier de départ et le métier d'arrivée est la plus faible. Ces métiers

requièrent généralement davantage d'expérience et une formation en emploi plus longue, ce qui tend à favoriser des transitions entre métiers relativement proches en termes de compétences.

Centrée sur le cas de la Belgique, notre étude explore les facteurs déterminant les transitions vers les professions vertes en tension, établissant un lien entre la littérature sur les métiers de l'économie verte et celle sur les métiers en tension. De nombreuses recherches se sont intéressées à l'estimation du nombre d'emplois verts (Vona *et al.*, 2019 ; Bowen *et al.*, 2018 ; Bowen & Hancke, 2019 ; Valero *et al.*, 2021 ; OECD, 2023) et ont montré qu'il s'agissait de façon majoritaire d'emplois techniques et occupés par des travailleurs très diplômés. Notre étude s'intéresse à la dynamique des emplois verts et se concentre sur les transitions professionnelles des individus vers les métiers verts. Cette approche s'inscrit dans la lignée des recherches relatives à la mobilité professionnelle (Bachmann *et al.*, 2020) et des récentes études sur les transitions vers les métiers verts (BERD, 2023 ; Causa *et al.*, 2024 ; Curtis *et al.*, 2024 ; voir Apostel & Barslund, 2024 pour une revue de la littérature). Notre article contribue également à la littérature sur les pénuries de main-d'œuvre et leurs impacts économiques (par exemple, Le Barbanchon *et al.*, 2023 ; Frohm, 2021 ; Groiss & Sondermann, 2025). La plupart des études soulignent l'effet significatif des pénuries de main-d'œuvre sur les salaires et la dynamique de l'emploi. Quoique le manque de main-d'œuvre qualifiée dans le secteur de l'environnement soit un problème connu, les études établissant un lien entre les pénuries de main-d'œuvre et les métiers verts restent rares (Horbach, 2014 ; Sato *et al.*, 2023). La Belgique constitue par ailleurs un cas d'étude intéressant en raison de l'existence de pénuries structurelles de main-d'œuvre et des objectifs climatiques ambitieux de l'UE, qui conduisent à mettre en œuvre des politiques strictes pour réduire les émissions (BEI, 2024).

Notre sujet présente un intérêt important pour l'action publique car la demande de métiers verts devrait augmenter à mesure que la décarbonation s'intensifiera, alors que l'offre de main-d'œuvre pourrait quant à elle ne pas croître au même rythme. Des enquêtes montrent ainsi que des pénuries de travailleurs qualifiés limitent déjà les investissements privés dans les technologies vertes (BEI, 2023), ce qui révèle la nécessité de promouvoir la transition vers des métiers verts et de remédier aux pénuries de main-d'œuvre. En Belgique, la lenteur des transitions vers les métiers verts en tension peut être attribuée à la

fois à une mobilité professionnelle limitée et à un manque de compétences techniques et de compétences en gestion des ressources. Pour relever ces défis, un effort politique concerté visant à promouvoir les transitions professionnelles, à faciliter l'acquisition des compétences nécessaires et à adapter l'infrastructure de formation à la demande accrue de compétences techniques serait nécessaire.

Cet article est structuré comme suit. La section 1 décrit les données et les classifications de professions et de compétences utilisées. La section 2 fournit quelques statistiques descriptives. La section 3 présente les résultats sur les transitions professionnelles et la section 4 les discute, avant de conclure.

1. Données

Notre analyse s'appuie sur l'Enquête Forces de Travail (EFT) belge, enquête trimestrielle interrogeant les personnes âgées de 15 à 89 ans résidant en Belgique. Réalisée par l'Office statistique de Belgique (Statbel), elle porte chaque année sur un échantillon d'environ 110 000 personnes. En particulier elle donne des informations sur leur situation sur le marché du travail et, pour les personnes concernées, sur leur profession. Depuis 2017, l'EFT est un panel rotatif, auquel les individus participent quatre fois. Ils sont interrogés deux trimestres consécutifs (trimestres t et $t+1$), ne participent pas à l'enquête pendant les deux trimestres suivants (trimestres $t+2$ et $t+3$) et sont interrogés à nouveau les deux trimestres suivants (trimestres $t+4$ et $t+5$). Nous nous concentrerons sur les transitions annuelles en comparant la situation des personnes sur le marché du travail à t et $t+1$ avec celle à $t+4$ et $t+5$ respectivement. Nous utilisons les données de 2017 à 2024, en ne retenant que les transitions 2017-2018, 2018-2019, 2022-2023 et 2023-2024, car la collecte de l'enquête et le fonctionnement du marché du travail ont été en partie perturbés pendant la période de Covid. Nous utilisons les pondérations fournies par Statbel pour assurer la représentativité¹.

L'appariement de l'enquête EFT avec les différentes classifications, de professions en tension, de professions vertes/non-vertes, de professions brunes et de compétences, se fait au niveau de la nomenclature CIP (Classification internationale type des professions – ISCO) à quatre chiffres (niveau le plus détaillé de cette nomenclature). La CIP est une classification internationale hiérarchique gérée par le BIT (Bureau international du travail), qui décrit, dans son niveau le plus détaillé, 433 professions sur le champ des

professions non militaires. Certaines contributions antérieures à la littérature ont utilisé les données de l'EFT avec une classification des professions moins détaillée. Une limite de ces approches agrégées est de négliger une partie de l'hétérogénéité des professions, tant dans leur dimension verte qu'en matière d'existence de pénuries de main-d'œuvre. Par exemple, la catégorie CIP à trois chiffres « Techniciens, contrôle de processus industriels » se compose de professions de la CIP à quatre chiffres qui diffèrent selon ces dimensions : la sous-catégorie « Conducteurs d'incinérateurs et d'installations de traitement de l'eau » est classée comme verte, mais pas la sous-catégorie « Contrôleurs des processus industriels, métallurgie ». Cette dernière est une profession en tension, alors que la sous-catégorie également non-verte « Conducteurs d'installations de raffinage de pétrole et de gaz naturel » n'est pas en tension.

1.1. Métiers verts et métiers bruns

Les métiers verts sont définis comme ceux intrinsèquement liés aux activités ou tâches visant à atténuer l'impact de l'homme sur le climat, telles que la réduction des émissions de gaz à effet de serre, l'amélioration de l'efficacité énergétique, le recyclage des matériaux et l'adoption de sources d'énergie renouvelables (Dierdorff *et al.*, 2011). En nous appuyant sur la méthodologie de Consoli *et al.* (2016), nous calculons un indicateur de métiers verts à partir de la classification O*NET (*Occupational Information Network*), dans sa version 24.1, décrivant les professions de l'économie verte. Cette classification est basée sur les tâches effectuées². Elle distingue trois groupes de professions vertes, à savoir les « professions vertes nouvelles et émergentes », les « professions vertes nécessitant une évolution des compétences » et les « professions vertes dont la demande augmente ». Toutefois, dans notre analyse principale, nous agrégeons ces trois groupes en un seul afin de nous concentrer sur la question des pénuries de

1. Les pondérations fournies par Statbel tiennent compte à la fois des probabilités inégales d'être sélectionné dans l'échantillon et des différences de non-réponse, y compris l'attrition entre les vagues. Depuis 2017, Statbel procède en trois étapes pour calculer ces pondérations : (1) calcul des poids de sondage à partir des probabilités d'échantillonnage, (2) correction pour la non-réponse et l'attrition du panel à l'aide de modèles de régression logistique à effets mixtes et (3) post-stratification visant à caler l'échantillon pondéré sur des caractéristiques connues de la population des ménages. Cette procédure améliore la représentativité de l'échantillon en tenant compte de la non-réponse et de l'attrition du panel.

2. Retenir une approche basée sur les produits, comme celle des comptes des biens et services environnementaux d'Eurostat, nécessiterait d'introduire des hypothèses supplémentaires pour être appariée aux données de l'EFT et pourrait entraîner des erreurs de classification des individus quand on s'intéresse aux professions, par exemple en incluant un comptable d'une usine de traitement des eaux usées ou en excluant un responsable du développement durable d'une banque. Selon cette approche, les secteurs verts représentent environ 2 % de l'emploi national en Belgique.

main-d'œuvre. Ce groupe agrégé comprend, par exemple, les responsables d'audits énergétiques, les ingénieurs en énergie éolienne et les ouvriers du recyclage (professions vertes nouvelles et émergentes), les chercheurs spécialistes de l'atmosphère, les urbanistes et les opérateurs de centrales électriques (professions vertes nécessitant une évolution des compétences) mais aussi les chimistes, les électriciens, les ouvriers dans l'isolation thermique des bâtiments et les chauffeurs de bus (professions vertes dont la demande augmente). Dans la mesure où notre analyse repose sur les professions de la CITP, certaines professions agrégées peuvent être reliées à plusieurs sous-catégories de métiers verts définies par O*NET.

La classification des métiers verts retenue est construite suivant les informations sur l'économie verte d'O*NET disponibles dans la nomenclature américaine des professions SOC (*Standard Occupational Classification*). Pour les 905 professions de la SOC au niveau à huit chiffres, O*NET a évalué à partir d'enquêtes, d'études de cas et d'avis d'experts dans quelle mesure les activités et technologies vertes augmentaient la demande pour chacune d'entre elles (Dierdorff *et al.*, 2011). La profession de chaque personne interrogée dans l'EFT étant codée dans la nomenclature CITP, nous procédons ensuite en deux étapes : (i) agrégation des professions vertes décrites dans la SOC à huit chiffres au niveau SOC à six chiffres et (ii) établissement d'un tableau de correspondance entre les codes SOC à six chiffres et les codes CITP à quatre chiffres. Dans la première étape, nous construisons un indicateur binaire classant les professions au niveau SOC à six chiffres selon qu'elles comprennent ou non au moins une profession verte au niveau à huit chiffres³. Dans la seconde étape, nous mettons en correspondance les codes SOC à six chiffres avec les codes à quatre chiffres correspondants de la CITP à l'aide d'une table de passage mise à disposition par le Bureau des statistiques du travail étasunien (BLS, 2015). Notre indicateur de base est une variable binaire égale à un si au moins un code à six chiffres de la SOC correspondant à une profession à quatre chiffres de la CITP est classé comme vert, et à zéro dans le cas contraire. Les professions vertes les plus répandues sont listées dans l'annexe A2.

Nous retenons une définition large des métiers de l'économie verte, principalement parce que notre analyse se concentrera sur la mobilité professionnelle et son lien avec les indicateurs de pénurie de main-d'œuvre. Comme dans Consoli *et al.* (2016), notre approche peut surestimer le

nombre d'emplois verts par rapport aux études utilisant un score continu fondé sur la part des compétences vertes dans chaque profession et/ou des seuils plus stricts (par exemple, Vona *et al.*, 2019 ; OECD, 2023)⁴. En utilisant un indicateur de métiers verts pondéré par la composition SOC à six chiffres, Valero *et al.* (2021) ont estimé la part de l'emploi vert en Belgique à environ 20 %.

Les professions brunes, à l'inverse, sont définies comme celles qui nuisent à l'environnement et sont généralement exercées dans des industries très polluantes. En pratique, nous nous appuyons sur la liste proposée par Vona *et al.* (2018), qui repère les métiers les plus représentés dans les industries responsables d'une grande partie des émissions de six polluants atmosphériques. Leur indicateur est binaire et défini au niveau SOC à six chiffres. Nous l'avons adapté à la CITP en utilisant la même méthode que pour les métiers verts. Enfin, nous avons exclu les professions préalablement qualifiées de vertes par notre méthodologie de la liste initiale des professions brunes. La plupart des professions brunes sont concentrées dans les grands groupes de la CITP que sont les « Métiers qualifiés de l'industrie et de l'artisanat » et les « Conducteurs d'installations et de machines, et ouvriers de l'assemblage ».

1.2. Les pénuries de main-d'œuvre

Une profession est en pénurie de main-d'œuvre lorsqu'elle est confrontée à « [une] situation durable de déséquilibre dans laquelle la demande de travailleurs excède l'offre de travailleurs disponibles et disposés à travailler à un niveau donné de salaire et de conditions de travail, dans un lieu et à un moment donnés » (Barnow *et al.*, 2013). Les pénuries de main-d'œuvre sont traditionnellement mesurées par le nombre des emplois vacants ou par le rapport entre

3. Nous suivons l'approche de Vona *et al.* (2019), qui ont agrégé les professions SOC à huit chiffres d'O*NET au niveau à six chiffres en supposant que les travailleurs sont uniformément répartis entre les différentes professions à huit chiffres composant une profession SOC à six chiffres. Aucune donnée aussi détaillée sur la structure des emplois n'est disponible mais, selon Vona *et al.*, la plupart des différences de compétences vertes entre professions sont observées au niveau à six chiffres.

4. Par exemple, la catégorie à quatre chiffres de la CITP « Métiers qualifiés du bâtiment et assimilés non classés ailleurs » (CITP 7119) est agrégée à partir de cinq professions à six chiffres de la SOC : Installateurs de panneaux solaires photovoltaïques (SOC 47-2231), Ouvriers de l'enlèvement des matières dangereuses (SOC 47-4041), Ouvriers du bâtiment et assimilés (SOC 47-4099), Monteurs de clôtures (SOC 47-4031) et Installateurs de bâtiments préfabriqués et de maisons mobiles (SOC 49-9095). Les trois premières sont qualifiées de vertes, car O*NET les associe à des tâches telles que « Identifier ou séparer des déchets ou des matériaux pour les recycler ou les réutiliser » ou « Installer des systèmes solaires actifs ». Par conséquent, l'indicateur binaire « tout » classe ce code CITP comme vert et l'indicateur pondéré par la fréquence est de 0,6. L'indicateur pondéré en fonction de l'emploi, basé sur l'emploi aux États-Unis et en Belgique, est de 0,74. Les tests de robustesse avec pondération par la fréquence et par l'emploi sont présentés dans l'annexe A1.

le nombre de chômeurs et celui des emplois vacants. Certaines professions peuvent toutefois rencontrer des difficultés de recrutement parce que les profils de compétences recherchés sont rares, même lorsque les pénuries de main-d'œuvre demeurent limitées en nombre. De telles inadéquations de compétences peuvent compliquer l'analyse empirique. Et même lorsque les indicateurs de pénurie traditionnels identifient un déséquilibre pour une profession, ils ne permettent pas nécessairement d'en identifier les causes sous-jacentes, telles que les inadéquations de compétences, les conditions de travail ou les contraintes géographiques.

Notre indicateur de pénurie de main-d'œuvre repère les professions pour lesquelles il est difficile de pourvoir les postes vacants et où le recrutement prend plus de temps qu'en moyenne pour les autres professions. Chaque année, l'administration de chacune des trois régions belges (Flandre, Wallonie, Bruxelles) identifie ces professions, appelées « fonctions critiques », en s'appuyant sur l'expertise locale des services publics régionaux de l'emploi. Les régions ont l'obligation légale d'établir de telles listes, lesquelles servent de base aux politiques de formation et à l'identification des parcours de formation nécessaires pour atténuer les pénuries de main-d'œuvre. Les demandeurs d'emploi peuvent, sous certaines conditions, suivre une formation à l'une de ces professions tout en conservant une partie de leurs allocations de chômage. Bien que chaque région suive sa propre méthodologie, il y a en pratique une forte proximité entre elles, puisque les trois listes résultent d'une procédure comparable en trois étapes.

La première étape consiste en une analyse des statistiques sur les demandeurs d'emploi et les offres d'emploi. Les services de l'emploi sont informés des postes vacants par les recruteurs et des inscriptions des demandeurs d'emploi à la recherche d'un revenu de remplacement, d'un accompagnement dans leur recherche d'emploi ou d'une formation. Ces informations sont classées par profession et permettent de calculer un rapport entre le nombre de demandeurs d'emploi et le nombre de postes vacants pour chaque profession, qui peut être utilisé pour estimer les pénuries de main-d'œuvre. Pour certaines professions, les données administratives sont incomplètes et dans ce cas on mobilise des données d'enquête.

La deuxième étape est une expertise interne. Les agents des services de l'emploi chargés des relations avec les employeurs, de

l'expertise sectorielle et de l'analyse des besoins de formation évaluent les difficultés de recrutement identifiées. Ils gèrent les offres d'emploi et entretiennent des contacts réguliers avec les employeurs, ce qui leur permet d'identifier les causes des difficultés de recrutement observées.

La dernière étape est une expertise externe. Les services publics de l'emploi soumettent leur liste à des représentants des fonds de formation sectoriels et/ou de fédérations d'employeurs, dont les connaissances et l'expérience permettent de compléter, de nuancer et d'enrichir les listes.

Nous utilisons les listes régionales des professions en tension établies en 2023 et les mettons en correspondance avec la classification CIP (niveau à quatre chiffres) en retenant une définition large de la pénurie de main-d'œuvre : une profession CIP est considérée comme étant en tension dans une région si au moins une des professions détaillées qui la constituent appartient à la liste régionale. Selon cette définition, 149 professions de la nomenclature CIP sont touchées par des pénuries en Flandre, 105 en Wallonie et 73 à Bruxelles⁵. En général, les causes des pénuries sont multiples, peuvent se renforcer mutuellement et sont souvent difficiles à identifier (Conseil supérieur de l'emploi, 2024). Les pénuries peuvent être liées, entre autres, à des conditions de travail difficiles, à des exigences élevées en matière de formation et d'expérience ou encore à un faible niveau de rémunération. La décarbonation de l'économie quant à elle peut générer des pénuries du fait qu'elle requiert de nouvelles compétences et accroît la demande pour un certain nombre de métiers.

Entre 2013 et 2023, les tensions sur le marché du travail se sont accrues en Belgique et en Europe. De nombreux secteurs ont connu des pénuries de main-d'œuvre après la crise de Covid-19, car la reprise économique a été associée à une expansion rapide et temporaire de la demande globale (Coppens *et al.*, 2021). Cependant, la plupart des pénuries sont de nature structurelle (Conseil supérieur de l'emploi, 2024), de nombreuses professions revenant chaque année sur les listes régionales de professions en tension. En 2023, la Belgique se classait ainsi parmi les trois pays européens comptant le plus grand nombre de professions en tension (European Labour Authority, 2024).

5. Suivant leurs propres classifications, le nombre de professions critiques ou de métiers en tension est de 241 en Flandre, 162 en Wallonie et 102 à Bruxelles.

1.3. Compétences et distance en compétences

Dans notre analyse, les compétences sont mesurées au niveau de la profession à partir des données O*NET. Les compétences désignent les capacités développées soit pour faciliter l'apprentissage et l'acquisition rapide de connaissances, soit pour améliorer l'exécution de tâches dans divers métiers. On a distingué les sept catégories suivantes : compétences en matière de contenu, compétences en matière de processus, compétences sociales, compétences en résolution de problèmes complexes, compétences techniques, compétences en systèmes et compétences en gestion des ressources (tableau 1). Chaque catégorie se décline en sous-catégories pour un total de 35 sous-catégories de compétences ; les compétences techniques, par exemple, incluent entre autres les compétences en matière d'installation, de maintenance d'équipements et d'analyse du contrôle de la qualité⁶.

Pour chaque profession, nous utilisons le « score d'importance » associé à chaque catégorie de compétences selon qu'elle est plus ou moins nécessaire à l'exercice de la profession. Ce score d'importance d'une sous-catégorie de compétences est mesuré sur une échelle de Likert à cinq points, allant de « pas important » (1) à « extrêmement important » (5).

Nous mesurons ensuite la distance en compétences entre deux professions selon une approche

dérivée de celle employée par l'OCDE (OECD, 2024). La distance en compétences entre deux professions est la distance entre les compétences requises par la profession i et celles requises par la profession j , définie comme suit :

$$Skill_distance_{i,j} = \frac{1}{7} \sum_{c=1}^7 skills_gap_cat_{c,i,j},$$

$$\text{avec } skills_gap_cat_{c,i,j} = \frac{1}{n_c} \sum_{k=1}^{n_c} |S_{k,i} - S_{k,j}|,$$

et où $skills_gap_cat_{c,i,j}$ est l'écart de compétences entre les professions i et j pour la catégorie de compétences c . Celui-ci est calculé comme l'écart moyen d'importance des sous-compétences de la catégorie c . L'importance de la sous-compétence k au sein de la profession i est notée $S_{k,i}$ et chaque catégorie c contient n_c sous-compétences.

2. Statistiques descriptives

2.1. Métiers verts, métiers bruns et pénuries de main-d'œuvre

En utilisant les définitions des métiers verts et des métiers en tension précédentes, nous pouvons classer chaque actif occupé dans l'une des quatre catégories suivantes : occupe un métier vert en tension, occupe un métier vert sans tension, occupe un métier non-vert en tension et occupe un métier non-vert sans tension. En Belgique,

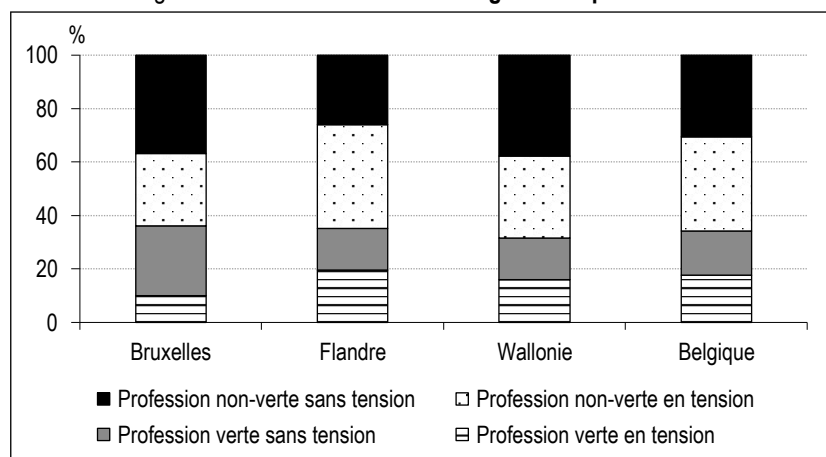
6. De plus amples détails sur les sous-catégories sont fournis dans l'Annexe en ligne S1.

Tableau 1 – Définition des catégories de compétences

	Description	Exemples de sous-compétences
Compétences en matière de contenu	Connaissances basiques nécessaires pour travailler et acquérir des compétences plus spécifiques dans différents domaines	Lecture, écoute active, mathématiques, sciences
Compétences en matière de processus	Connaissances de procédures contribuant à l'acquisition plus rapide de connaissances et de compétences dans divers domaines	Pensée critique, apprentissage actif, stratégies d'apprentissage, suivi
Compétences sociales	Capacités mises en œuvre pour travailler avec des personnes afin d'atteindre des objectifs	Perception sociale, coordination, négociation, instruction
Compétences en résolution de problèmes complexes	Capacités mises en œuvre pour résoudre des problèmes nouveaux et mal définis dans des contextes complexes et réels	Résolution de problèmes complexes
Compétences techniques	Capacités mises en œuvre pour concevoir, paramétrer, faire fonctionner et corriger les dysfonctionnements impliquant l'application de machines ou de systèmes technologiques	Conception technologique, installation, programmation, surveillance des opérations, maintenance des équipements, sélection des équipements, réparation, analyse du contrôle qualité
Compétences en systèmes	Capacités mises en œuvre pour comprendre, contrôler et améliorer des systèmes sociotechniques	Jugement et prise de décision, analyse et évaluation des systèmes
Compétences en gestion des ressources	Capacités mises en œuvre pour allouer des ressources de manière efficace	Gestion du temps, gestion de ressources financières, matérielles et humaines

Source : O*NET.

Figure I – Part des différentes catégories de professions



Note : la même figure distinguant les emplois bruns des autres emplois non-verts est reproduite dans l'Annexe en ligne (figure S2-I).
Source : calcul des auteurs à partir des listes de professions en tension, des classifications O*NET et des EFT belges (2017-2019 et 2022-2024).

53 % des actifs occupés sont employés dans des métiers en tension et 34 % dans des métiers verts (figure I). Cette proportion d'employés dans des métiers verts tombe à 15 % avec notre définition alternative la plus stricte⁷.

Des pénuries sont observées dans toutes les sous-catégories de métiers verts – « professions vertes nouvelles et émergentes », « professions vertes nécessitant une évolution des compétences » et « professions vertes dont la demande augmente » –, mais sont particulièrement prononcées dans la dernière, où 70 % des actifs occupés exercent un métier en tension, contre respectivement 51 % et 45 % dans la première et la deuxième catégorie. La proportion de personnes exerçant des professions vertes varie peu d'une région à l'autre, avec 36 % des emplois verts à Bruxelles, 35 % en Flandre et 32 % en Wallonie. Les pénuries de main-d'œuvre de la région de Bruxelles sont plus concentrées dans les professions non-vertes, ce qui est cohérent avec sa structure économique urbaine.

Un peu plus de la moitié des emplois verts se trouvent dans des professions en tension (18 % de l'emploi total). La part des métiers en tension est à peu près la même dans les métiers verts et dans les métiers non-verts (54 % pour ces derniers, 51 % pour les premiers)⁸. Les pénuries de main-d'œuvre dans les métiers verts sont potentiellement dues à de multiples facteurs, notamment des conditions de travail difficiles ou des exigences élevées en matière de qualifications et d'expérience⁹.

La répartition des métiers verts et non-verts et en tension ou sans tension selon les caractéristiques sociodémographiques révèle de fortes différences entre les catégories (tableau 2). Les

métiers verts sont principalement occupés par des hommes, en particulier dans les métiers verts en tension, où 86 % des travailleurs sont des hommes, contre 70 % dans les métiers verts qui ne sont pas en tension et de l'ordre de 40 % dans les métiers non-verts. La répartition par âge est relativement proche entre les quatre catégories de professions, la majorité des travailleurs ayant entre 30 et 49 ans. Le niveau de formation en revanche diffère d'une catégorie à l'autre : plus de la moitié des travailleurs exerçant des professions vertes en tension ont un niveau de formation secondaire long (Classification internationale type de l'éducation – CITE 3–4), contre 30 % de ceux exerçant des professions vertes qui ne sont pas en tension, où la plupart ont atteint l'enseignement supérieur (CITE 5 ou plus). Les professions brunes, qui constituent un sous-ensemble des professions non-vertes, représentent 3 % de l'échantillon. Elles partagent plusieurs caractéristiques avec les professions vertes en tension : elles sont également largement exercées par des hommes

7. L'utilisation d'indicateurs pondérés par la fréquence ou par l'emploi donne une part de 15 % (indicateur pondéré par la fréquence avec un seuil de plus de trois quarts d'emplois verts) à 32 % (indicateur pondéré par la fréquence avec un seuil de plus d'un quart d'emplois verts) de l'emploi total. Voir l'annexe A1 pour de plus amples détails.

8. Les professions vertes définies de façon plus stricte sont tout aussi susceptibles de pâtir d'une pénurie : la part des emplois en tension y varie de 50 % à 60 %. Dans les sous-catégories vertes, le groupe « dont la demande augmente » présente une part plus élevée d'emplois en tension (72 %) et le groupe « nécessitant une évolution des compétences » une part plus faible (46 %).

9. Nos données mettent en évidence la diversité des causes potentielles des pénuries de main-d'œuvre, avec des différences significatives entre les pénuries de métiers verts et non-verts. Une extension de l'analyse empirique de référence, qui examine les pénuries de main-d'œuvre selon plusieurs caractéristiques des professions, telles que les conditions de travail, le prestige et les exigences en matière d'expérience, est présentée dans l'Annexe en ligne S3. Les métiers verts en tension sont le plus souvent associés à des conditions de travail difficiles et à des exigences en matière d'expérience, tandis que les métiers non-verts en tension sont plus souvent associés à des salaires peu élevés et un prestige limité.

(84 %) et des personnes faiblement ou moyennement diplômées.

Les conditions d'emploi sont généralement meilleures dans les professions vertes en tension. Elles sont pour la plupart exercées à temps plein et affichent une plus grande proportion de contrats à durée indéterminée, bien que l'ancienneté y soit à peu près égale à la moyenne. Les salaires sont en moyenne plus élevés dans les métiers verts que dans les métiers non-verts, en particulier pour ceux en tension. Par exemple, le salaire mensuel brut moyen des salariés à temps plein dans un métier vert qui n'est pas en tension s'élève à 4 770 euros, contre 3 990 euros pour les salariés des métiers non-verts sans tension. La relation entre les salaires et la catégorie de professions varie également selon le niveau de formation. Alors que les salaires augmentent avec le niveau d'études dans toutes les catégories de professions, les écarts de rémunération entre métiers verts en tension et métiers verts

sans tension deviennent moins favorables aux métiers verts en tension aux niveaux de formation les plus élevés¹⁰.

Cependant, ces différences de salaire moyen reflètent potentiellement des effets de composition (OECD, 2024). Après avoir contrôlé une série de caractéristiques individuelles (dans le cadre d'un modèle de régression log-linéaire), notamment l'âge, la région de résidence, le sexe, le niveau de formation, le secteur d'activité et le groupe professionnel (CITP à un chiffre), nous estimons une « prime salariale » significative pour les métiers verts en tension : de 3,4 % par rapport aux métiers verts sans tension ; de 6,9 % par rapport aux métiers non-verts en tension et de 5,3 % par rapport aux métiers non-verts sans tension (figure II-A). Malgré des différences de

10. Nous analysons les salaires bruts mensuels des salariés à temps complet à partir des données des années 2022 et 2023 afin d'assurer la comparabilité. Les salaires par niveau de formation et catégorie de professions figurent dans l'Annexe en ligne (tableau S2-1).

Tableau 2 – Composition démographique par catégorie de professions –
vertes/non-verts, en tension/sans tension et brunes

	(1) Échantillon complet	(2) Métiers verts en tension	(3) Métiers verts sans tension	(4) Métiers non-verts en tension	(5) Métiers non- verts sans tension	(6) Métiers bruns
Hommes	0,53	0,86	0,70	0,37	0,43	0,84
Âge (en années)	41,4	41,3	42,0	40,8	41,6	41,0
Âge :						
29 ans ou moins	0,19	0,19	0,15	0,21	0,18	0,22
30-49 ans	0,52	0,53	0,56	0,51	0,53	0,49
50 ans ou plus	0,29	0,29	0,29	0,28	0,29	0,29
Niveau de formation :						
Secondaire court ou moins	0,12	0,16	0,11	0,14	0,10	0,34
Secondaire long	0,38	0,53	0,28	0,37	0,35	0,61
Enseignement supérieur	0,50	0,31	0,62	0,49	0,56	0,06
Nés en Belgique	0,81	0,83	0,77	0,81	0,83	0,78
Bruxelles	0,10	0,06	0,16	0,08	0,12	0,05
Résidents de Flandre	0,61	0,68	0,57	0,67	0,52	0,64
Wallonie	0,29	0,26	0,27	0,25	0,36	0,31
Travail à temps plein	0,76	0,91	0,89	0,65	0,74	0,92
Ancienneté chez l'employeur actuel (en années)	10,76	10,57	10,68	10,45	11,27	11,01
Contrat à durée indéterminée	0,79	0,84	0,72	0,79	0,78	0,81
Salaire mensuel brut (en €)	3 982	4 029	4 767	3 490	3 987	3 022
Suivi d'une formation formelle au cours des 4 dernières semaines	0,03	0,01	0,02	0,05	0,04	0,01
Observations	86 086	14 906	13 833	30 318	27 029	2 752

Note : les métiers bruns sont un sous-ensemble des métiers non-verts ; en raison de la petite taille de l'échantillon, la distinction en tension/sans tension n'est pas effectuée pour ces métiers. Le salaire mensuel brut moyen est calculé sur le champ des salariés à temps plein. Sauf indication contraire, les chiffres indiqués sont des proportions. Les variables sont mesurées au cours du premier trimestre de l'enquête. Source : calculs des auteurs à partir des listes de professions en tension, des classifications O*NET et de l'EFT belge (2017-2019 et 2022-2024, sauf pour le salaire basé sur l'échantillon 2022-2023).

méthodologie et de données, ces résultats sont cohérents avec ceux d'études récentes faisant état d'une « prime salariale verte » de 4 à 7 % (Vona *et al.*, 2019 ; BERD, 2023 ; Kuai *et al.*, 2025). La prime salariale verte est plus importante pour les personnes ayant un niveau de formation élémentaire (secondaire court) ou intermédiaire (secondaire long), ce qui est cohérent avec les résultats de Vona *et al.* (2019) (figure II-B, C, D). Par ailleurs, notre définition des métiers verts diffère de celle d'études telles que Popp *et al.* (2024), qui mettent en évidence une prime salariale négative pour un petit groupe de travailleurs très qualifiés.

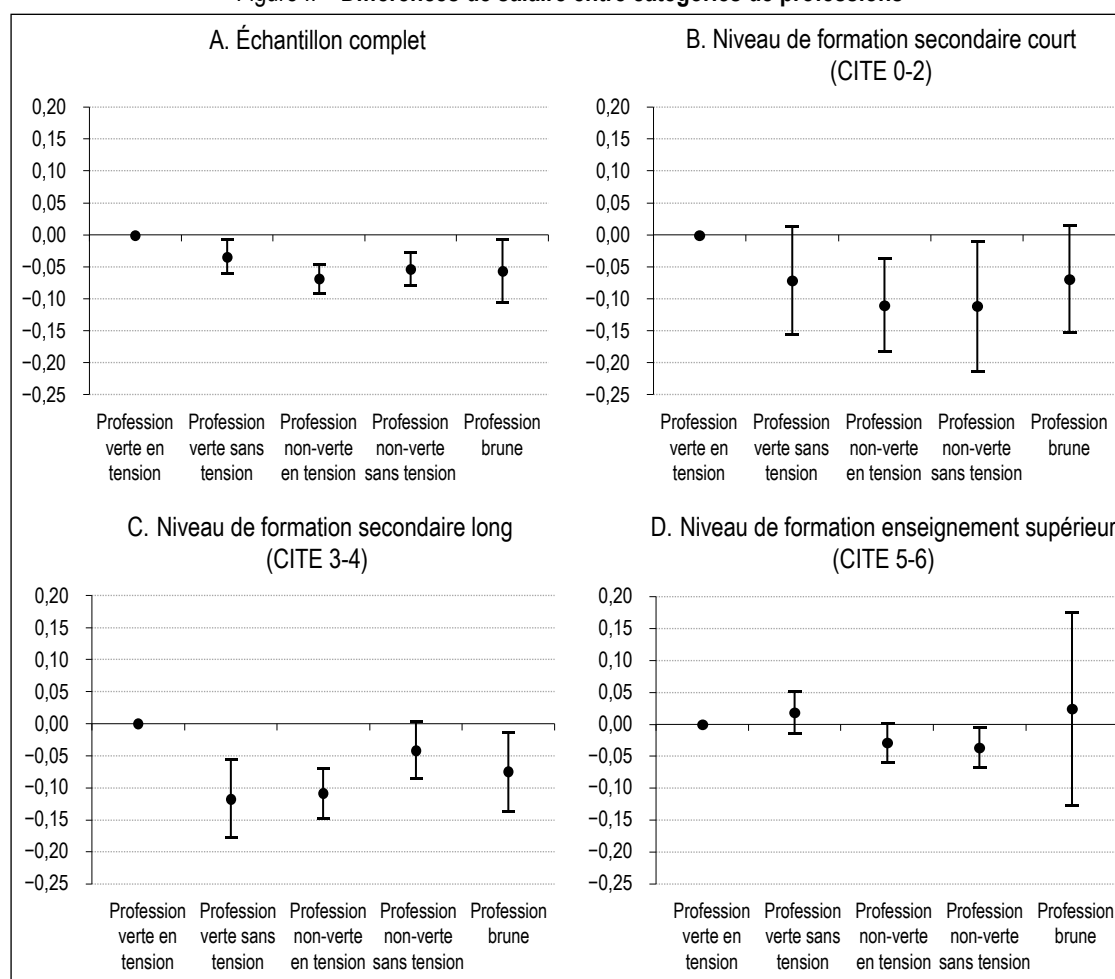
Les métiers bruns, quant à eux, sont concentrés dans des catégories professionnelles où les salaires sont généralement inférieurs à la moyenne. Après avoir contrôlé des caractéristiques

individuelles, l'avantage salarial des métiers verts en tension par rapport aux métiers bruns atteint 5,7 %, ce qui indiquerait que, *toutes choses égales par ailleurs*, il reste une incitation salariale à passer d'un métier brun à un métier vert en tension, y compris au sein de la même catégorie professionnelle.

2.2. Les transitions professionnelles

La réussite de la transition écologique dépend en grande partie de la capacité des travailleurs à s'orienter vers des métiers verts en tension. Afin d'évaluer cette capacité, nous regardons dans un premier temps quelles ont été les transitions effectives entre catégories de professions dans le passé récent. Nous analysons les transitions professionnelles en comparant la profession exercée un trimestre donné à celle

Figure II – Différences de salaire entre catégories de professions



Note : la figure représente les coefficients et les intervalles de confiance à 95 % d'une régression du logarithme du salaire mensuel brut sur des variables indicatrices de catégorie de professions (référence : professions vertes en tension) mutuellement exclusives (les professions non-vertes en tension et les professions non-vertes sans tension excluent les professions brunes). Les contrôles supplémentaires sont les catégories d'âge, le sexe, les niveaux de formation (pour la figure II-A), l'ancienneté chez l'employeur actuel, des indicatrices régionales, une indicatrice de travail à temps plein et une indicatrice de contrat à durée indéterminée, une indicatrice de naissance en Belgique, des indicatrices sectorielles (5 catégories) et des indicatrices de catégorie socioprofessionnelle (niveau à un chiffre de la CITP).

Source : calcul des auteurs à partir des listes de professions en tension, des classifications O*NET et des EFT belges 2022-2023.

exercée un an plus tard, qu'il y ait eu ou non un changement d'entreprise ou de secteur. Les changements au sein d'une même profession, tels qu'une modification des tâches exercées, ne sont pas considérés comme une transition professionnelle. Par exemple, un architecte passant de la réalisation de projets industriels à celle de projets résidentiels ne change pas de profession selon notre définition. Le tableau 3-A présente la part des personnes en emploi passant d'une catégorie de professions à une autre sur une période d'un an. Il montre que la plupart restent dans la même catégorie de professions, 90 % d'entre elles ne changeant pas même de profession.

Les transitions vers des professions vertes en tension sont moins fréquentes que les transitions vers les autres professions vertes, ne souffrant pas de pénurie, même si le nombre des emplois dans chacune des deux catégories est similaire. Les personnes exerçant un métier non-vert en tension ou un métier non-vert sans tension ont respectivement une probabilité de 1,1 % et de 2 % d'exercer un métier vert sans pénurie un an plus tard, mais seulement une probabilité de 0,8 % et de 1,1 % respectivement d'exercer un métier vert en tension. Ceux qui exercent un métier vert qui n'est pas en tension ont une probabilité de 1,9 % de faire cette transition.

Certaines trajectoires sont typiques des transitions vers des professions vertes en tension : par exemple, un chauffeur de taxi devenant chauffeur de camion, de bus ou de tramway, un ou une secrétaire accédant à des fonctions d'encadrement ou à un poste spécialisé dans l'industrie ou les transports ou encore un vendeur en magasin devenant technicien dans l'industrie ou la construction. Parmi les autres cas fréquents figurent les transitions entre différentes professions d'ingénieur ou entre différents postes de manager. Cependant, ces différentes trajectoires représentent seulement un sixième de l'ensemble des transitions vers les professions vertes en tension qui sont observées, ce qui signifie que les parcours vers ces professions sont très variés.

Parmi les travailleurs qui changent de profession, la tendance à rester dans la même catégorie de professions, vertes ou non-vertes, est forte (tableau 3-B) ; seuls 30 % environ de ceux exerçant une profession non-verte changent pour une profession verte et les professions en tension sont sous-représentées dans ces transitions. En outre, les transitions entre professions vertes sont les plus probables, et ce pour un large éventail de groupes sociodémographiques (groupes définis en fonction du sexe, du niveau de formation, de la région de résidence ou de l'âge). Notons que les transitions entre professions vertes peuvent, elles

Tableau 3 – Transitions entre catégories de professions

A. Ensemble de l'échantillon (113 409 observations)

		Catégorie de professions un an plus tard				
		Profession verte en tension	Profession verte sans tension	Profession non-verte en tension	Profession non-verte sans tension	Total
Catégorie de professions au cours du trimestre de référence	Profession verte en tension (%)	94,6	2,2	1,4	1,7	100
	Profession verte sans tension (%)	1,9	93,5	1,8	2,8	100
	Profession non-verte en tension (%)	0,8	1,1	95,7	2,3	100
	Profession non-verte sans tension (%)	1,1	2,0	2,7	94,2	100

B. Uniquement pour les personnes qui changent de profession (11 137 observations)

		Catégorie de professions un an plus tard				
		Profession verte en tension	Profession verte sans tension	Profession non-verte en tension	Profession non-verte sans tension	Total
Catégorie de professions au cours du trimestre de référence	Profession verte en tension (%)	34,9	27,0	16,9	21,2	100
	Profession verte sans tension (%)	19,2	34,6	18,4	27,8	100
	Profession non-verte en tension (%)	10,7	14,5	43,7	31,1	100
	Profession non-verte sans tension (%)	11,9	20,8	29,0	38,2	100

Note : le panel A comprend uniquement les travailleurs qui étaient employés à la fois durant le trimestre de référence et un an plus tard, tandis que le panel B comprend uniquement les travailleurs qui ont changé de profession entre le trimestre de référence et un an plus tard.

Source : calculs des auteurs à partir des listes des professions en tension, des classifications O*NET et de l'EFT belge (2017-2019 et 2022-2024).

aussi, contribuer à la décarbonation, la transition vers une profession verte en tension pouvant atténuer les contraintes de court terme liées aux pénuries de main-d'œuvre. Toutefois, comme on s'attend à ce que la demande de travail augmente pour de nombreux métiers verts, la réallocation de travailleurs au sein de l'économie verte ne constitue qu'une solution partielle. Les transitions entre professions vertes peuvent réduire les pénuries dans certaines professions, tout en créant des besoins de main-d'œuvre dans d'autres.

Les travailleurs exerçant des métiers bruns, en revanche, sont relativement nombreux à se diriger vers des métiers verts en tension : lorsqu'ils changent de profession, c'est dans 37 % des cas pour aller vers un métier vert en tension, contre 23 % vers un métier vert sans tension et seulement 15 % vers un autre métier brun. Ces résultats ne portent toutefois que sur une part limitée de la main-d'œuvre (2,1 %), ce qui suggère que les transitions depuis les métiers bruns ne peuvent à elles seules répondre à la demande croissante en professions vertes. Néanmoins, ces résultats montrent que les métiers verts en tension peuvent offrir une voie de reconversion crédible pour ces travailleurs soumis à la pression que la transition exerce sur les secteurs bruns.

2.3. Distance en compétences entre professions

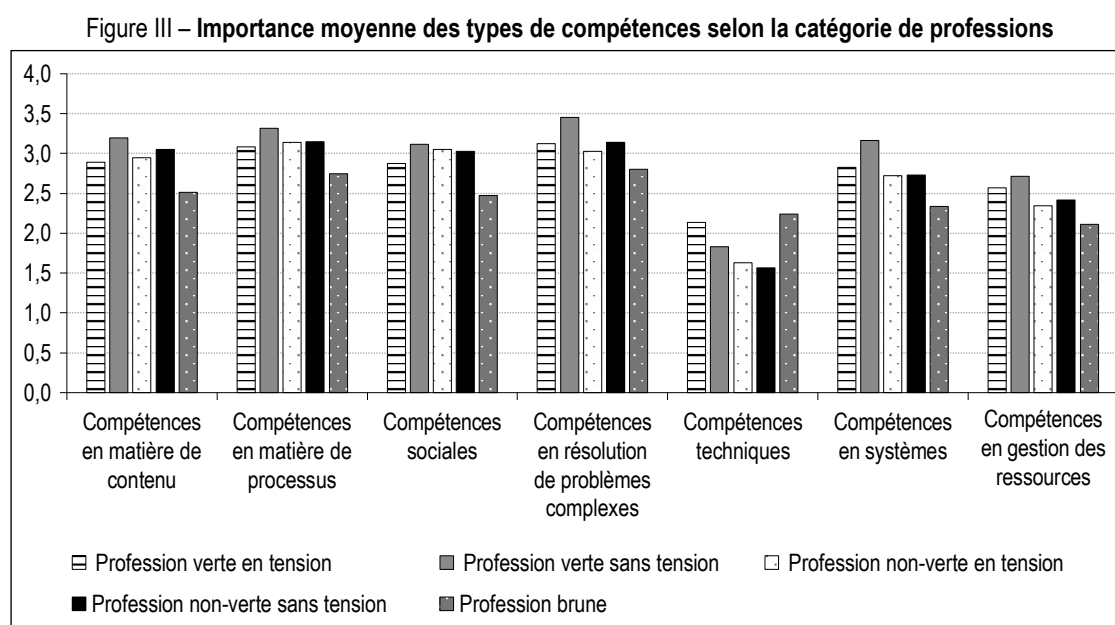
Par rapport aux autres catégories de métiers, les métiers verts en tension réclament un niveau plus élevé de compétences techniques

(figure III). Ce constat est cohérent avec Consoli *et al.* (2016) qui soulignent le rôle important des professions manuelles et techniques dans la transition écologique. Du point de vue de l'action publique, il est important de noter que c'est aussi le cas des métiers bruns, bien que cela corresponde à des sous-compétences différentes (par exemple, des compétences en matière de réparation plutôt qu'en conception technologique). Les deux catégories de métiers ont des scores inférieurs à ceux des autres catégories en ce qui concerne les compétences en matière de contenu, les compétences en matière de processus et les compétences sociales. Ces résultats doivent cependant être interprétés avec prudence, le niveau de formation influençant à la fois les compétences des travailleurs et leur répartition entre les catégories de métiers, ce qui complique l'identification de l'effet propre de chacun de ces deux facteurs.

2.3.1. Distance entre professions pour des transitions potentielles

Nous nous intéressons maintenant à l'écart de compétences entre la population actuellement en emploi et les professions vertes en tension. Pour cela, nous calculons pour chaque travailleur n'exerçant pas une profession verte en tension sa distance avec les dix métiers verts en tension les plus « proches », c'est-à-dire les dix métiers dont la distance en termes de compétences est la plus faible¹¹. Les métiers verts en tension les

11. Le fait de choisir comme seuil un ou cinq des métiers les plus proches au lieu de dix ne modifie pas les résultats.



Note : l'importance d'une compétence est mesurée par un score variant de 1 = pas important à 5 = extrêmement important.
 Source : calculs des auteurs à partir des listes de professions en tension, des classifications O*NET et de l'EFT belge (2017-2019 et 2022-2024).

plus accessibles à la main-d'œuvre n'exerçant pas déjà une profession verte en tension se répartissent dans les trois sous-catégories de métiers verts. En moyenne, sur les dix métiers verts en tension les plus proches, 6,5 sont classés dans la catégorie « dont la demande augmente », 5 dans la catégorie « nécessitant une évolution des compétences » et 3,1 dans la catégorie « nouvelles et émergentes », ce qui reflète des différences de leurs parts dans la population en emploi¹².

En moyenne, pour les personnes en emploi n'exerçant pas déjà un métier vert en tension, la distance en compétences aux dix métiers verts en tension les plus proches est de 0,31 (figure IV). En appliquant la même technique aux métiers verts sans tension, aux métiers non-verts en tension et aux métiers non-verts sans tension, nous montrons que la distance aux métiers en tension, qu'ils soient verts ou pas, est plus élevée que la distance aux métiers qui ne sont pas en tension. Les déséquilibres entre l'offre et la demande de compétences, s'ils ne sont pas la seule cause des difficultés de recrutement pour une entreprise, sont potentiellement un facteur important pouvant expliquer la hausse du nombre de postes vacants difficiles à pourvoir (Cedefop, 2024).

Au total, c'est la distance aux métiers verts en tension qui est la plus grande et celles aux métiers non-verts sans tension qui est la plus faible (0,22). Toutes les différences de distance entre les catégories sont significativement différentes. La distance en compétences aux autres catégories que les métiers verts en tension et non-verts sans tension est de l'ordre de 0,26. Ce résultat est par exemple compatible avec

une situation où un tiers des compétences sont distantes d'un point (par exemple, « important » et « très important ») relativement aux métiers verts en tension, contre un quart relativement aux métiers verts sans tension, les autres compétences ayant le même niveau d'importance.

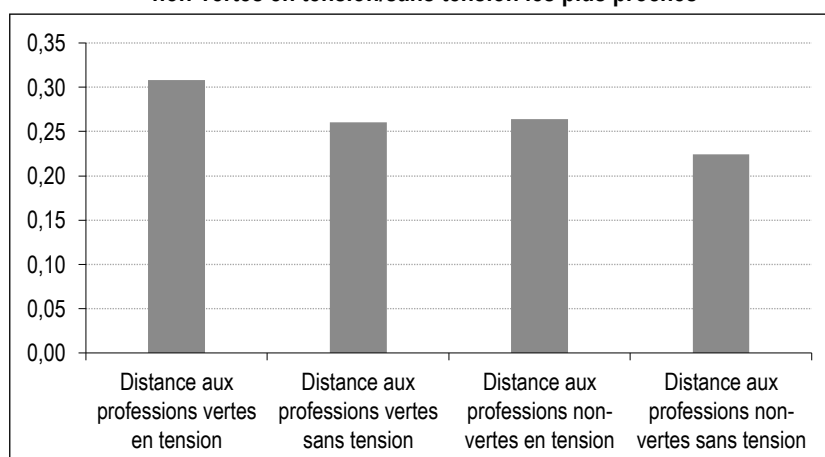
Pour évaluer la robustesse de ces résultats, nous avons construit un deuxième indicateur de la distance de la population en emploi aux métiers verts en tension (resp. verts sans tension, non-verts en tension et non-verts sans tension)¹³. Pour chaque personne en emploi, nous calculons la part des professions vertes en tension (resp. vertes sans tension, non-vertes en tension et non-vertes sans tension) se trouvant à une distance en compétences inférieure à la distance médiane entre professions pour l'ensemble des transitions effectivement observées. Nous calculons ensuite la moyenne de ces parts pour chaque catégorie. La principale conclusion, à savoir que la distance de la population en emploi aux métiers verts en tension est la plus grande, reste inchangée avec cet indicateur.

Une distance entre professions faible ne signifie pas nécessairement que la transition soit facile, car d'autres facteurs peuvent jouer (par exemple, la possession de diplômes reconnus) ou parce que l'absence d'une seule compétence peut être problématique. Par exemple, la distance en compétences entre un installateur de TIC et un technicien en électrotechnique est faible, car les

12. Le total est supérieur à dix, car le passage des professions O*NET aux professions de la classification CIP peut conduire à associer une même profession CIP à plusieurs sous-catégories de métiers verts.

13. Voir l'Annexe en ligne (figures S2-II et S2-III).

Figure IV – Distance moyenne entre la population active occupée actuelle et les dix professions vertes/non-vertes en tension/sans tension les plus proches



Lecture : la figure représente la distance moyenne en compétences aux dix professions vertes/non-vertes en tension/sans tension les plus proches, sur le champ des personnes en emploi qui n'exercent pas déjà une profession de cette catégorie. Les intervalles de confiance ne sont pas indiqués car ils sont faibles (par exemple, une erreur-type de l'ordre de 0,0005).

Source : calculs des auteurs à partir des listes de professions en tension, des classifications O*NET et de l'EFT belge (2017-2019 et 2022-2024).

Tableau 4 – Distance moyenne aux professions vertes en tension les plus proches selon la catégorie de professions initiale

	Vers les dix professions vertes en tension les plus proches
À partir d'une profession verte sans tension	0,27 (0,0006)
À partir d'une profession non-verte en tension	0,31 (0,0004)
À partir d'une profession non-verte sans tension	0,32 (0,0004)
À partir d'une profession brune	0,18 (0,0008)
Total	0,31 (0,0003)

Source : calculs des auteurs à partir des listes des professions en tension, des classifications O*NET et de l'EFT belge (2017-2019 et 2022-2024). Erreurs-types (clustérisées au niveau individuel) entre parenthèses.

compétences techniques exigées pour ces deux métiers sont très similaires. Toutefois, le second nécessite des compétences en mathématiques et en sciences, mais pas le premier. La transition de la première profession vers la seconde nécessite donc de détenir des compétences en mathématiques et en sciences ou de se former à ces compétences.

Les compétences nécessaires à l'exercice des métiers bruns semblent le mieux correspondre à celles requises dans les professions vertes en tension. La distance aux professions vertes en tension des personnes exerçant une profession brune est nettement plus faible que celle du reste de la main-d'œuvre à ces professions vertes en tension (tableau 4). La plupart des métiers bruns, qui se caractérisent par une présence importante dans l'industrie, mobilisent des compétences en grande partie communes avec celles de nombreuses professions vertes en tension. Par exemple, les opérateurs de machines dans l'industrie agroalimentaire ou la métallurgie – classés comme métiers bruns en raison des fortes émissions de gaz à effet de serre de leur secteur – possèdent des compétences techniques très proches de celles requises dans les métiers verts en tension de la construction et de l'industrie, tels que les ouvriers du bâtiment, les techniciens en plomberie ou les contremaîtres de l'industrie. Cette proximité est particulièrement forte dans les compétences techniques telles que la maintenance et la sélection des équipements.

2.3.2. Distance entre professions pour les transitions observées

La distance de la population belge actuellement en emploi aux métiers verts en tension tend donc à être plus grande que celle aux autres catégories de métiers. Mais la distance en compétences pour les transitions annuelles observées vers des métiers verts en tension est-elle également la plus grande ? Pour répondre à cette question, nous calculons la distance en compétences entre la profession initiale et la profession finale pour les transitions

observées entre 2017 et 2024, en utilisant le même indicateur de distance entre professions.

Les transitions professionnelles observées vers des métiers verts en tension se caractérisent par une distance en compétences entre la profession initiale et la profession finale plus faible que les autres transitions. La distance moyenne est de 0,40 alors que, pour les transitions vers d'autres catégories de professions, elle varie entre 0,41 et 0,45 (figure V)¹⁴. La distinction entre professions en tension et sans tension révèle des différences dans les trajectoires de mobilité professionnelle qui ne ressortent pas lorsque les professions vertes d'une part et professions non-vertes d'autre part sont considérées comme un seul groupe.

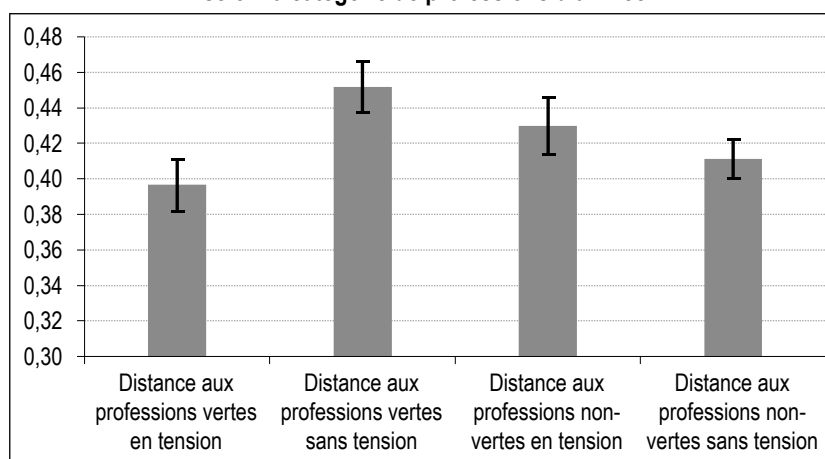
Si l'on décompose la distance en compétences par catégorie de compétences, les transitions vers les métiers verts en tension sont celles pour lesquelles la distance est la plus faible, à l'exception de la distance en compétences techniques. Les distances moyennes en compétences techniques sont assez similaires pour les transitions vers les différentes catégories d'emploi, ce qui suggère que les compétences techniques sont en relatif plus importantes pour les transitions vers les métiers verts en tension.

Nos résultats suggèrent que la transition vers une économie décarbonée pourrait nécessiter une réallocation assez importante de la main-d'œuvre et le développement de compétences particulières¹⁵, étant donné que les distances en compétences pour les transitions potentielles sont plus importantes pour les métiers verts en tension. Toutefois, le constat est inverse pour les transitions effectivement observées,

14. Il s'agit de moyennes simples (non conditionnelles). Cela étant, la prise en compte des différences démographiques entre les groupes n'affecterait les résultats qu'à la marge. Pour la catégorie des métiers verts en tension, elle passerait de 0,393 à 0,390.

15. Sur le plan sectoriel, les transitions vers les métiers verts en tension impliquent des changements plus importants. Environ 32 % des transitions vers un métier vert en tension impliquent des changements de secteur d'activité, contre 27 % pour les métiers verts qui ne sont pas en tension et 27 % pour les métiers non-verts.

Figure V – Distance en compétences pour les transitions professionnelles observées, selon la catégorie de professions d'arrivée



Note : la figure montre que la distance moyenne en compétences entre professions de départ et d'arrivée est de 0,40 pour les personnes qui quittent une profession qui n'est pas verte et en tension pour une profession verte en tension. Les données sont pondérées et les segments verticaux représentent les intervalles de confiance à 95 %.

Source : calculs des auteurs à partir des listes de professions en tension, de la classification O*NET et des EFT belges 2017-2019, 2022-2024.

celles vers les métiers verts correspondant aux distances les plus faibles. La différence entre transitions potentielles et transitions observées semble montrer que ce sont les transitions vers des métiers verts en tension qui peuvent être facilement réalisées qui se font, au détriment de celles qui auraient nécessité l'acquisition de compétences totalement nouvelles et/ou un processus d'acquisition de compétences plus long. Cela peut s'expliquer par l'existence d'un coût plus élevé, en matière de formation, du fait de la nécessité d'acquérir les compétences requises pour les métiers verts en tension, et en matière de conditions de travail¹⁶. D'une part, ces métiers tendent à nécessiter une plus grande expérience pratique et une formation sur le tas plus longue. D'autre part, ils impliquent souvent des conditions de travail plus pénibles, telles qu'une plus grande exposition à des contaminants ou à des environnements dangereux, ce qui pourrait dissuader les travailleurs de se former malgré la perspective d'un salaire plus élevé. Quelle que soit l'explication à ce résultat un peu surprenant, il implique que, du point de vue du marché du travail, la transition écologique pourrait être ralentie par des éléments à la fois qualitatifs et quantitatifs.

3. Transitions vers des emplois verts en tension et importance de la distance en compétences

3.1. Transitions vers des emplois verts en tension

Différents facteurs peuvent jouer sur la probabilité de changer de profession. Nous utilisons

un modèle de régression pour identifier les facteurs de mobilité vers les professions vertes en tension. Nous nous intéressons aux transitions entre catégories de professions et effectuons la régression suivante :

$$\text{Change_to_green_shortage_occ} = \alpha + \beta \text{skills} + \gamma X + \epsilon,$$

où *Change_to_green_shortage_occ* est égal à 1 si la personne est passée d'une profession qui n'est pas verte en tension à une profession verte en tension, 0 si elle est restée dans une profession qui n'est pas verte en tension. Les variables explicatives sont les compétences requises par l'emploi initial (*skills*) et un ensemble de variables de contrôle *X* comprenant l'âge, le niveau de formation, le sexe, la région de résidence, la nationalité, la taille du ménage, une indicatrice de contrat de travail à durée indéterminée, une indicatrice de travail à temps plein, le statut professionnel, une indicatrice de suivi d'une formation au cours des quatre semaines précédant l'enquête, le secteur d'activité en cinq catégories (agriculture/production d'énergie, industrie manufacturière, construction, services aux entreprises et services non marchands) et des effets fixes annuels. Ces variables décrivent la situation au cours du trimestre initial, donc avant la transition. Les résultats doivent être interprétés comme fournissant des corrélations plutôt que des liens de causalité, même s'ils reposent sur le contrôle d'un nombre important de variables.

16. Voir le tableau S2-7 dans l'Annexe en ligne.

Nous effectuons la même régression pour les transitions vers les autres types de professions (professions vertes sans tension, professions non-vertes en tension et professions non-vertes sans tension), la variable dépendante étant égale à 1 si la personne effectue une transition vers la catégorie de professions en question, la population étudiée étant restreinte aux personnes n'étant pas dans cette catégorie de professions au trimestre initial (tableau 5). Pour les transitions vers les métiers verts en tension, nous avons effectué la même régression à niveau de formation donné (tableau 6). Enfin, la proportion de personnes effectuant une transition vers une profession d'une autre catégorie étant faible et comme le recommandent Cameron & Trivedi (2005), nous utilisons un modèle log-log complémentaire (Cloglog) afin de tenir compte du déséquilibre entre le nombre d'observations prenant la valeur 0 et le nombre d'observations prenant la valeur 1¹⁷.

Les résultats concernant les caractéristiques démographiques sont conformes à ceux attendus. Il n'y a pas de différences significatives de probabilité de transition vers des métiers verts en tension selon le niveau de formation. Cependant, si l'on s'intéresse aux transitions vers les métiers verts en tension physiquement exigeants ou bien aux transitions vers ceux soumis à de fortes pressions professionnelles, elles sont significativement plus fréquentes pour les personnes de niveau de formation le plus faible (voir le détail de l'analyse selon le type de métiers verts en tension dans l'Annexe en ligne S3 – lien de l'Annexe en ligne à la fin de l'article). Les travailleurs peu ou moyennement diplômés occupent plus souvent des métiers en tension, qu'ils soient verts ou non, et semblent également effectuer plus que les autres des transitions vers ce type de métiers tout particulièrement vers les métiers non-verts en tension. Les transitions vers des métiers verts qui ne sont pas en tension sont plus souvent le fait de personnes très diplômées. En outre, nous observons que certaines catégories de compétences (celles en matière de contenu, celles techniques, celles en gestion des ressources) sont fortement associées à la transition vers les métiers verts en tension, bien que l'intensité de ces associations varie selon le niveau de formation.

Les hommes sont surreprésentés dans les métiers verts, ils sont également plus susceptibles de s'orienter vers ces métiers, qu'ils soient en tension ou non. Les jeunes en emploi ne sont pas surreprésentés dans les métiers verts en tension, mais ils sont plus susceptibles que leurs aînés de faire une transition vers cette catégorie de

métiers. Cela peut s'expliquer par le fait que les changements de métier en début de carrière sont généralement plus fréquents. Lorsque nous estimons la même régression sur le champ des seules personnes qui changent de profession, il ressort que les jeunes ne sont pas plus susceptibles que leurs aînés de se diriger vers des métiers verts en tension. Néanmoins, la tendance plus marquée des jeunes à changer de métier fait d'eux un réservoir important de candidats potentiels pour occuper des métiers verts en tension. Les personnes ayant un contrat à durée déterminée et les salariés du secteur privé changent également plus souvent de métier que les autres, mais ne sont pas pour autant plus susceptibles de faire une transition vers un métier vert en tension¹⁸.

Les compétences techniques semblent importantes pour accéder aux métiers verts en tension. Un surcroît d'un point de compétences techniques sur l'échelle de Likert en cinq points est associé à une probabilité de passer à un métier vert en tension de 0,6 point de pourcentage plus élevée, soit une probabilité de 46 % supérieure à la probabilité moyenne égale à 1,3 %. Ce n'est pas le cas pour les métiers verts qui ne sont pas en tension. On sait que les compétences techniques sont importantes pour les professions vertes (Vona *et al.*, 2015) et que les professions manuelles sont surreprésentées dans les métiers verts (Consoli *et al.*, 2016)¹⁹. En examinant des exemples concrets de professions de destination, pour les travailleurs peu diplômés, avoir des compétences techniques suffisantes augmente la probabilité d'une transition vers un métier de charpentier, d'électricien ou de logisticien. Pour les travailleurs les plus diplômés, elles augmentent la probabilité de transition vers des professions telles qu'ingénieur industriel ou de production, chef de chantier ou encore cadre chargé de la gestion des ressources.

17. Un modèle probit aboutit à des résultats presque identiques (résultats disponibles sur demande).

18. Se restreindre aux personnes ayant changé de profession permet de tenir compte de la plus ou moins grande propension de certaines catégories de travailleurs à changer de profession. La probabilité de transition vers un métier vert en tension est la plus faible de toutes : 14,3 % des transitions à partir de métiers non-verts ou en tension s'effectuent vers des métiers verts en tension, contre 19,5 % à 29,3 % pour les autres catégories de transition (voir le tableau S2-6 de l'Annexe en ligne).

19. Des régressions complémentaires basées sur les 35 sous-catégories de compétences d'O*NET (résultats disponibles sur demande) indiquent que les compétences techniques liées à la réparation, au diagnostic des pannes (troubleshooting) et à la maintenance des équipements sont les plus favorables aux transitions vers les métiers verts en tension. Parmi les travailleurs les plus diplômés, les compétences en conception technologique et en analyse des opérations jouent également un rôle important. Ces régressions sont similaires à celles présentées dans le tableau 5, mais elles intègrent les 35 sous-catégories de compétences plutôt que les sept grandes catégories de compétences.

Tableau 5 – Probabilité de transition vers une profession verte/non-verte en tension/sans tension

	Vers une profession verte en tension	Vers une profession verte sans tension	Vers une profession non-verte en tension	Vers une profession non-verte sans tension
Niveau de formation (réf. : enseignement supérieur) :				
Secondaire court ou moins	0,002 (0,002)	-0,007*** (0,002)	0,012** (0,005)	-0,004 (0,004)
Secondaire long	0,002 (0,001)	-0,010*** (0,002)	0,003 (0,003)	-0,002 (0,003)
Compétences en matière de contenu	0,011*** (0,004)	0,008* (0,005)	-0,021*** (0,007)	0,010 (0,006)
Compétences en matière de processus	-0,003 (0,005)	-0,009 (0,008)	0,005 (0,009)	-0,011 (0,009)
Compétences sociales	-0,002 (0,003)	-0,004 (0,004)	0,003 (0,007)	0,002 (0,005)
Compétences en matière de résolution de problèmes complexes	-0,002 (0,004)	0,001 (0,005)	0,000 (0,007)	-0,006 (0,007)
Compétences techniques	0,006*** (0,002)	-0,001 (0,002)	-0,013*** (0,004)	-0,009** (0,004)
Compétences en matière de systèmes	-0,010** (0,004)	0,001 (0,006)	0,007 (0,007)	0,007 (0,007)
Compétences en matière de gestion des ressources	0,010*** (0,002)	0,011*** (0,003)	0,002 (0,004)	0,005 (0,004)
Catégorie d'âge (réf. : 18-29 ans)				
30-49 ans	-0,004*** (0,002)	-0,005* (0,002)	-0,019*** (0,004)	-0,016*** (0,003)
50-64 ans	-0,009*** (0,002)	-0,013*** (0,002)	-0,027*** (0,004)	-0,023*** (0,003)
Hommes	0,012*** (0,001)	0,006*** (0,002)	-0,007*** (0,002)	-0,007*** (0,002)
Taille du ménage (réf. : 1)				
2	0,000 (0,002)	0,000 (0,002)	-0,003 (0,003)	-0,005 (0,003)
3	0,000 (0,002)	-0,001 (0,002)	-0,002 (0,003)	-0,006* (0,003)
4 ou plus	0,000 (0,002)	-0,003 (0,002)	0,001 (0,003)	-0,006** (0,003)
Nationalité (réf. : belge)				
UE non belge	0,001 (0,002)	-0,001 (0,003)	0,001 (0,004)	-0,002 (0,004)
Non-UE	0,003* (0,004)	0,005 (0,005)	0,008 (0,006)	-0,008* (0,004)
Région (réf. : Wallonie)				
Bruxelles	-0,006*** (0,001)	0,001 (0,002)	0,002 (0,003)	0,008** (0,004)
Flandre	0,003** (0,001)	0,002 (0,002)	0,009*** (0,002)	0,002 (0,002)
Contrat à durée indéterminée	-0,006** (0,002)	-0,003 (0,003)	-0,017*** (0,004)	-0,014*** (0,004)
Travail à temps plein	-0,001 (0,002)	0,007** (0,003)	-0,007** (0,003)	-0,005* (0,003)
Statut professionnel (réf. : salarié du privé)				
Fonctionnaire	-0,004 (0,002)	-0,001 (0,003)	-0,009*** (0,003)	0,001 (0,003)
Indépendant	-0,009*** (0,001)	-0,007*** (0,002)	-0,015*** (0,003)	-0,018*** (0,003)
Autre	-0,002 (0,006)	0,009 (0,011)	-0,004 (0,009)	0,014 (0,017)
Formation au cours des quatre dernières semaines	0,005* (0,002)	0,004* (0,002)	0,010*** (0,003)	0,011*** (0,003)
Secteur d'activité initial (réf. : services non marchands)				
Agriculture et énergie	0,007*** (0,004)	0,013** (0,005)	-0,006 (0,007)	0,005 (0,006)
Industrie manufacturière	0,017*** (0,003)	0,018*** (0,004)	-0,009*** (0,003)	0,008** (0,004)
Bâtiment	0,009*** (0,003)	0,005 (0,003)	-0,008** (0,004)	-0,005 (0,004)
Services aux entreprises	0,009*** (0,001)	0,012*** (0,002)	0,003 (0,003)	0,010*** (0,003)
Probabilité moyenne de transition vers cette catégorie de professions (%)	1,3	1,8	2,4	2,6
Effet fixe année	Oui	Oui	Oui	Oui
Observations	96 003	96 952	75 703	79 639

Note : l'âge, la taille du ménage, la région de résidence et les caractéristiques liées à l'emploi (secteur, type de contrat, compétences, statut professionnel, formation) sont ceux de la personne et de l'emploi occupé avant la transition. Effets marginaux moyens basés sur une régression Cloglog, avec les erreurs-types (clustérisées au niveau individuel) entre parenthèses. Estimations pondérées. *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,10. Champ : personnes de 18 à 64 ans en emploi, à l'exclusion de celles appartenant déjà à la catégorie de professions de destination. Source : calculs des auteurs à partir des listes des professions en tension, des classifications O*NET et de l'EFT belge (2017-2019 et 2022-2024).

Tableau 6 – Probabilité de transition vers une profession verte en tension selon le niveau de formation

	Ensemble	Secondaire court ou moins	Secondaire long	Enseignement supérieur
Niveau de formation (<i>réf.</i> : enseignement supérieur) :				
Secondaire court ou moins	0,002 (0,002)			
Secondaire long	0,002 (0,001)			
Compétences en matière de contenu	0,011** (0,004)	0,006 (0,021)	0,005 (0,008)	0,011** (0,005)
Compétences en matière de processus	-0,003 (0,005)	-0,022 (0,018)	0,004 (0,011)	0,002 (0,007)
Compétences sociales	-0,002 (0,003)	0,034*** (0,012)	0,000 (0,006)	-0,008** (0,004)
Compétences en matière de résolution de problèmes complexes	-0,002 (0,004)	-0,006 (0,022)	-0,002 (0,007)	-0,002 (0,005)
Compétences techniques	0,006*** (0,002)	0,018** (0,009)	0,006 (0,004)	0,003* (0,002)
Compétences en matière de systèmes	-0,010** (0,004)	0,019 (0,014)	-0,014* (0,008)	-0,010* (0,005)
Compétences en matière de gestion des ressources	0,010*** (0,002)	-0,015* (0,009)	0,008 (0,005)	0,012*** (0,003)
Probabilité de transition vers une profession verte en tension (%)	1,3	1,7	1,6	1,0
Contrôles démographiques et professionnels (voir tableau 5)	Oui	Oui	Oui	Oui
Effet fixe année	Oui	Oui	Oui	Oui
Observations	96 003	11 125	33 573	51 305

Note : l'âge, la taille du ménage, la région de résidence et les caractéristiques liées à l'emploi (secteur, type de contrat, compétences, statut professionnel, formation) sont ceux de la personne et de l'emploi occupé avant la transition. Effets marginaux moyens basés sur une régression Cloglog, avec les erreurs-types (clustérisées au niveau individuel) entre parenthèses. Les résultats complets de la régression figurent dans le tableau S2-2 de l'Annexe en ligne. Estimations pondérées. *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,10.

Champ : personnes de 18 à 64 ans en emploi, à l'exclusion de celles exerçant une profession verte en tension en début de période.

Source : calculs des auteurs à partir des listes des professions en tension, des classifications O*NET et de l'EFT belge (2017-2019 et 2022-2024).

Des compétences en matière de gestion des ressources plus développées semblent également augmenter la probabilité de transition vers des métiers verts en tension et ce, principalement pour les personnes de niveau de formation élevé. En cohérence avec ce résultat, les professions de destination fréquemment observées dans le cadre de ces transitions comprennent les postes d'encadrement supérieur dans divers secteurs d'activité²⁰ (par exemple, directeur commercial ou directeur général), ainsi que des professions du secteur du bâtiment (comme architecte en bâtiment ou responsable de chantier).

Les compétences de contenu regroupent un large éventail de compétences fondamentales permettant d'acquérir une expertise dans un domaine spécifique – savoir lire, expression orale, mathématiques et sciences. Plus elles sont élevées et plus la probabilité de transiter vers un métier vert en tension l'est. Les résultats montrent que le rôle de ces compétences est plus grand pour les travailleurs très diplômés.

Les personnes exerçant une profession nécessitant des compétences en matière de systèmes, c'est-à-dire des capacités à comprendre, contrôler et améliorer le fonctionnement

d'organisations et de processus complexes, ont une probabilité plus faible de transiter vers un métier vert en tension. Ces compétences, qui sont importantes pour la prise de décision et l'évaluation des systèmes, sont plus courantes dans des professions telles que gestionnaire des ressources humaines ou juge mais sont moins utiles pour les métiers verts.

Le fait d'avoir suivi une formation au cours des quatre dernières semaines est positivement corrélé avec les transitions professionnelles vers toutes les catégories de métiers, et la corrélation estimée est plus faible pour les transitions vers les métiers verts que pour les autres. Il convient toutefois d'interpréter ces résultats avec prudence, notamment en raison du risque de causalité inverse.

Les travailleurs des services non marchands sont les moins susceptibles de s'orienter vers des emplois verts en tension, ce qui n'est pas surprenant étant donné la faible proportion d'emplois verts dans ce secteur. Les travailleurs

20. Les postes de direction sont classés parmi les métiers verts parce que certaines des professions O*NET correspondantes comportent des activités liées à l'environnement ou à la durabilité et sont agrégées au sein de catégories d'encadrement plus larges dans la classification CITP.

du secteur des services aux entreprises sont significativement plus susceptibles d'effectuer de telles transitions, même si les associations les plus fortes sont observées pour les travailleurs initialement employés dans l'industrie manufacturière et la construction. Comme la plupart des travailleurs belges sont employés dans les services, et que les métiers verts en tension se concentrent principalement dans d'autres secteurs, ces transitions représentent malgré tout une part importante des arrivées dans les métiers verts en tension.

Le salaire est une variable omise dans la spécification de base en raison de nombreuses valeurs manquantes. Son inclusion réduirait la taille de l'échantillon de 18 % et risquerait d'introduire un biais de sélection sectoriel. Cela étant, si l'on raisonne malgré tout sur le sous-échantillon ainsi sélectionné, le salaire n'est pas corrélé significativement avec les transitions vers un métier vert en tension et ne modifie pas les autres coefficients de la régression²¹.

3.2. Distance en compétences aux métiers verts en tension

Les décisions de mobilité professionnelle dépendent de la nature du changement et des coûts qu'elle entraîne, notamment pour ce qui est de l'acquisition de compétences. Les transitions vers des métiers requérant des compétences similaires sont généralement plus faciles et plus rapides, tandis que celles impliquant des compétences distinctes sont

plus exigeantes. Pour tester si la distance en compétences constitue un frein aux transitions vers les métiers verts en tension, nous ajoutons nos variables de distance en compétences à la régression sur les transitions vers les différentes catégories de métiers, verts/non-verts en tension ou pas (tableau 7). Sans surprise, les transitions vers des métiers verts en tension sont d'autant plus probables que les travailleurs exercent un métier dont la distance en compétences avec ces métiers est faible. Par exemple, une distance aux métiers verts en tension les plus proches moindre d'un demi-point (sur une échelle de 4 points) est associée à une augmentation de 1,85 point de pourcentage de la probabilité de transition vers un tel métier. La probabilité moyenne d'une telle transition qui est de 1,3 % ferait ainsi plus que doubler²².

L'ajout des variables de distance en compétences a un impact minime sur l'ampleur et la significativité de la plupart des autres variables explicatives – telles que les compétences, l'âge et le secteur d'activité –, ce qui suggère que ces facteurs sont associés aux transitions vers les professions vertes en tension, même parmi les individus ayant une distance comparable

21. Les résultats incluant les variables de quartiles de salaire et différents ensembles de variables de contrôle sont fournis dans le tableau S2-3 de l'Annexe en ligne.

22. Ce résultat est également valable pour les autres catégories de métiers et résiste à l'utilisation de notre deuxième mesure de la distance en compétences (la part des emplois pour lesquels les distances de compétences sont inférieures à une certaine limite – voir le tableau S2-5 de l'Annexe en ligne).

Tableau 7 – Probabilité de transition vers une profession verte/non-verte en tension/sans tension – régression avec variables explicatives supplémentaires sur les distances en compétences

	Vers une profession verte en tension	Vers une profession verte sans tension	Vers une profession non-verte en tension	Vers une profession non-verte sans tension
Distance moyenne aux dix professions vertes en tension les plus proches	-0,037* (0,019)	-0,003 (0,025)	0,088*** (0,028)	-0,071** (0,030)
Distance moyenne aux dix professions vertes sans tension les plus proches	-0,032 (0,021)	-0,060** (0,028)	0,127*** (0,039)	-0,055* (0,030)
Distance moyenne aux dix professions non-vertes en tension les plus proches	0,003 (0,023)	0,003 (0,025)	-0,188*** (0,033)	0,165*** (0,031)
Distance moyenne aux dix professions non-vertes sans tension les plus proches	0,065** (0,030)	0,054* (0,033)	-0,011 (0,043)	-0,051 (0,040)
Probabilité moyenne de transition vers cette catégorie de professions (%)	1,3	1,8	2,4	2,6
Contrôles démographiques et professionnels (voir tableau 5)	Oui	Oui	Oui	Oui
Effet fixe année	Oui	Oui	Oui	Oui
Observations	96 003	96 952	75 703	79 639

Champ : voir tableau 5.

Source : calculs des auteurs à partir des listes des professions en tension, des classifications O*NET et de l'EFT belge (2017-2019 et 2022-2024).

à ces métiers²³. Les compétences techniques constituent une exception notable, leur coefficient devenant faible et non significatif une fois prises en compte les distances en compétences aux différentes catégories de métiers. Cela indique que de faibles compétences techniques se traduisent souvent par une plus grande distance aux métiers verts en tension mais qu'à distance donnée, les compétences techniques ne constituent pas un obstacle plus important à la transition que d'autres types de compétences. Néanmoins, les compétences techniques restent un facteur important pour les transitions vers les professions vertes en tension, car de faibles compétences techniques éloignent en moyenne des professions vertes en tension.

4. Discussion

L'analyse qui précède s'est concentrée sur le rôle des compétences dans les transitions vers les métiers verts en tension. Bien que nous ayons contrôlé pour de nombreux facteurs, des caractéristiques non observées liées au contexte, aux individus ou à leur métier peuvent jouer sur la probabilité de transition vers les emplois verts en tension. Cette section s'intéresse aux éléments supplémentaires qu'il serait pertinent de prendre en compte pour mieux comprendre les transitions vers les professions vertes en tension.

Premièrement, des facteurs individuels non observés peuvent influencer la décision de s'orienter vers un métier vert en tension. Par exemple, la sensibilité personnelle aux questions environnementales ou les stéréotypes sur les professions peuvent potentiellement influencer la mobilité d'un travailleur. L'EFT belge ne fournit malheureusement pas d'information sur ces facteurs. La dimension financière peut aussi être une cause de mobilité et elle est aussi difficile à mesurer. Nous avons introduit le salaire comme variable de contrôle dans certaines spécifications, mais d'autres variables comme le patrimoine ou les attentes salariales des individus peuvent également jouer sur la mobilité.

Deuxièmement, des facteurs liés au métier – autres que les compétences requises – peuvent jouer sur la mobilité professionnelle. Les pénuries de main-d'œuvre varient fortement d'une entreprise à l'autre (Groiss & Sondermann, 2025), tandis que la transition écologique pourrait entraîner une importante réallocation de la main-d'œuvre vers les métiers verts (Vandeplas *et al.*, 2022). Dans ce contexte, les caractéristiques des emplois, telles que les conditions de travail et les exigences en matière d'expérience

professionnelle, peuvent jouer un rôle important. Nos résultats suggèrent justement que les métiers verts en tension se distinguent par leurs conditions de travail et par l'expérience professionnelle requise. Même si, en moyenne, le stress lié au travail n'est pas particulièrement plus élevé dans les métiers verts, certains secteurs verts en expansion – comme par exemple l'élimination et le recyclage des déchets – offrent des salaires comparativement faibles, une sécurité de l'emploi limitée (OECD, 2024) et des risques pour la santé plus élevés (Conseil supérieur de l'emploi, 2025), ce qui réduit leur attrait, même lorsqu'ils n'exigent que peu ou pas de formation. La catégorie « professions vertes dont la demande augmente », qui est relativement plus touchée par les pénuries de main-d'œuvre d'après nos données, semble être davantage exposée aux conditions de travail pénibles (Eurofound, 2022). Il est cependant difficile d'établir une relation causale entre ces facteurs et la mobilité professionnelle, l'absence de transition pouvant traduire aussi bien un manque d'opportunités de mobilité qu'un choix délibéré de ne pas changer de profession. Nos données montrent que les professions vertes en tension ont tendance à nécessiter une période de formation pratique en entreprise plus longue et sont plus exposées à des conditions de travail dangereuses ou à des contaminants (voir tableau S2-7 de l'Annexe en ligne). Les professions vertes en général requièrent davantage de compétences techniques et une période de formation pratique en entreprise plus longue. Du point de vue de l'action publique, cela suggère que développer la formation en entreprise pour des équipements spécifiques pourrait contribuer à atténuer les tensions sur les métiers verts.

Troisièmement, les inactifs et les chômeurs constituent un vaste réservoir de personnes susceptibles d'occuper des métiers verts en tension. Ils représentent d'ailleurs près de la moitié des recrutements dans ces métiers. Une analyse empirique complémentaire conduite à partir de l'enquête Forces de travail belge sur les personnes sans emploi mais qui ont exercé une activité professionnelle dans les années récentes montre que leurs compétences ne sont généralement pas proches de celles nécessaires dans les professions vertes en tension et en particulier que nombre d'entre elles ne possèdent pas les compétences techniques requises (voir Annexe en ligne S4).

23. L'ensemble des coefficients de régression est présenté dans le tableau S2-4 de l'Annexe en ligne.

Enfin, la mobilité des travailleurs peut être affectée par diverses sources d'incertitude. Les incertitudes concernant l'évolution de l'économie et de la société, le contexte politique ou encore le rythme de développement des activités vertes sont susceptibles d'influencer tant la demande de métiers verts que la propension des travailleurs à s'y orienter. Elles englobent également des incertitudes macroéconomiques relatives à l'évolution future de la population active et de la population d'âge actif. Selon les projections du Cedefop (2023), l'emploi en Belgique devrait progresser de 8,3 % entre 2022 et 2035, un tiers de cette progression étant dû aux emplois verts. La population en âge de travailler devrait croître de 1,2 % au cours de la même période (Bureau fédéral du Plan, 2025). Compte tenu de ces projections, répondre à la demande future de main-d'œuvre, y compris dans les professions vertes, pourrait nécessiter à la fois une augmentation de la population active occupée et une requalification d'une partie de la population inactive.

* *
*

Quelles sont les caractéristiques des personnes qui changent de profession pour une profession verte en tension et les compétences jouent-elles un rôle dans ce processus ? Il est important de répondre à ces questions, tant du point de vue de l'action publique que de la recherche académique, car la réallocation de la main-d'œuvre vers des professions vertes constitue une condition préalable essentielle à la faisabilité de la transition écologique. La demande en compétences vertes devrait augmenter à l'avenir à mesure que les efforts de réduction des émissions de gaz à effet de serre s'intensifieront. Toutefois, à court terme, l'offre de main-d'œuvre est plutôt rigide et la transition écologique risque donc de se heurter à des difficultés liées à des pénuries de main-d'œuvre et une inadéquation des compétences.

Notre étude montre que les métiers verts en tension représentent une catégorie de métiers particulière, tant en ce qui concerne les caractéristiques des personnes qui les exercent que les transitions professionnelles qui y mènent. En Belgique, à autres caractéristiques égales, les professions vertes en tension tendent à être un peu mieux rémunérées et occupées dans une plus grande proportion par des personnes ayant un niveau de formation élémentaire ou intermédiaire que les autres catégories de professions.

La sous-catégorie des « professions vertes dont la demande augmente » est davantage touchée par les pénuries que les autres sous-catégories de professions vertes : des exemples de ces professions sont les électriciens ou les conducteurs de train. Les transitions vers les professions vertes en tension dépendent dans une large mesure des types de compétences détenues par les travailleurs, les compétences techniques et de gestion des ressources jouant un rôle central. Nous montrons que les compétences détenues par les personnes n'exerçant pas une profession verte en tension sont en inadéquation assez importante avec les compétences requises dans les professions vertes en tension, sauf pour le sous-groupe de celles exerçant une profession brune. Or, les transitions *effectivement observées* vers les métiers verts en tension ont tendance à s'effectuer entre des professions aux profils de compétences relativement similaires, ce qui suggère que les travailleurs privilégient les transitions nécessitant des ajustements limités en matière de compétences.

La transition écologique étant l'un des grands objectifs politiques de l'UE, les programmes de formation professionnelle devraient accorder la priorité aux professions vertes en tension. L'étude récente de Frick *et al.* (2025) montre ainsi que, pour les demandeurs d'emploi, le suivi d'une formation facilite les mobilités vers des professions plus distantes en termes de compétences requises, ce qui suggère la possibilité d'une réallocation importante de la main-d'œuvre, y compris en cas de distance en compétences élevée. Favoriser les formations professionnelles, en particulier pour l'acquisition des compétences techniques, pourrait donc venir soutenir de manière significative le développement des secteurs verts. La formation continue en interne aux entreprises pourrait elle aussi constituer un tremplin approprié pour faciliter la réallocation de la main-d'œuvre vers les professions vertes.

Notre analyse comporte cependant quelques limites. La définition des professions vertes en tension à partir de classifications internationales de professions et de types de compétences et l'utilisation de tables de passage entre nomenclatures pour permettre l'appariement avec les données d'enquête introduisent un certain bruit dans l'analyse. L'élaboration de classifications des professions adaptées aux marchés du travail européens et, pour de futures analyses internationales, une définition harmonisée des pénuries de main-d'œuvre permettrait de consolider cette ligne de recherche. Une seconde limite tient au fait que les corrélations mises en évidence

entre la détention de compétences particulières et les transitions professionnelles ne reflètent pas nécessairement des relations causales. Les données permettant d'identifier les raisons pour lesquelles les travailleurs rejoignent, ou non,

des métiers verts en tension manquent encore et recourir à des approches expérimentales ou à des enquêtes ad hoc, susceptibles d'identifier ces déterminants, pourrait constituer une voie pour la recherche future. □

Lien vers l'Annexe en ligne :

www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/9066580/ES550_Barslund-et-al_Annexe-en-ligne.pdf

BIBLIOGRAPHIE

- Apostel, A. & Barslund, M. (2024).** Measuring and Characterising Green Jobs: A Literature Review. *Energy Research & Social Science*, 111, 103477. <https://doi.org/10.1016/j.erss.2024.103477>
- Bachmann, R., Bechara, P. & Vonnahme, C (2020).** Occupational Mobility in Europe: Extent, Determinants and Consequences. *De Economist*, 168, 79–108 (2020). <https://doi.org/10.1007/s10645-019-09355-9>
- Barnow, B. S., Trutko, J. & Piatak, J. S. (2013).** Conceptual Basis for Identifying and Measuring Occupational Labour Shortages. In: B. S. Barnow, J. Trutko & J. S. Piatak (Eds.), *Occupational Labour Shortages: Concepts, Causes, Consequences, and Cures*, pp. 1–34. Kalamazoo: W.E. Upjohn Institute for Employment Research. <https://doi.org/10.17848/9780880994132>
- Bowen, A. & Hancké, B. (2019).** *The social dimensions of 'greening the economy' - Developing a taxonomy of labour market effects related to the shift toward environmentally sustainable economic activities*. Brussels: European Commission & London School of Economics Consulting. <https://data.europa.eu/doi/10.2767/448791>
- Bowen, A., Kuralbayeva, K. & Tipoe, E. L. (2018).** Characterising green employment: The impacts of greening on workforce composition. *Energy Economics*, 72, 263–275. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2018.03.015>
- Cameron, A. C. & Trivedi, P. K. (2005).** *Microeconometrics: Methods and Applications*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Causa, O., Soldani, E., Nguyen, M. & Tanaka, T. (2024).** Labour market transitions in the greening economy: Structural drivers and the role of policies. OECD, *Economics Department Working Papers* N° 1803. <https://doi.org/10.1787/d8007e8f-en>
- Cedefop (2021).** *The green employment and skills transformation - Insights from a European Green Deal skills forecast scenario*. Luxembourg: Publications Office of the European Union. <https://data.europa.eu/doi/10.2801/112540>
- Cedefop (2023).** *Skills in Transition: The Way to 2035*. Luxembourg: Publications Office of the European Union. <https://data.europa.eu/doi/10.2801/438491>
- Cedefop (2024).** Untangling labour shortages in Europe: Unmet skill demand or bad jobs? Cedefop, *Working Paper Series* N° 20. Luxembourg: Publications Office of the European Union. <https://data.europa.eu/doi/10.2801/023297>
- Conseil Supérieur de l'Emploi (2024).** *État des lieux du marché du travail en Belgique et dans les régions*. Brussels.
- Conseil Supérieur de l'Emploi (2025).** *La transition vers un marché du travail plus vert*. Brussels.
- Consoli, D., Marin, G., Marzucchi, A. & Vona, F. (2016).** Do green jobs differ from non-green jobs in terms of skills and human capital? *Research Policy*, 45(5), 1046–1060. <https://doi.org/10.1016/j.respol.2016.02.007>
- Coppens, B., Minne, G., Piton, C. & Warisse, C. (2021).** The Belgian economy in the wake of the COVID-19 shock. NBB, *Economic Review*, 131–157. https://www.nbb.be/doc/ts/publications/economicreview/2021/ecorevii2021_h6.pdf
- Curtis, E. M., O'Kane, L. & Park, R. J. (2024).** Workers and the Green-Energy Transition: Evidence from 300 Million Job Transitions. *Environmental and Energy Policy and the Economy*, 5, 127–161. <https://doi.org/10.1086/727880>

- Dierdorff, E., Norton, J., Gregory, C., Rivkin, D. & Lewis, P. (2011).** *Greening of the world of work: Revisiting occupational consequences*. Raleigh, NC: National Center for O*NET Development.
- Dingel, J. I. & Neiman, B. (2020).** How Many Jobs Can Be Done at Home? *Journal of Public Economics*, 189, 104235. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2020.104235>
- Eurofound (2022).** *Working conditions in the time of COVID-19: Implications for the future*. Luxembourg: Publications Office of the European Union. <https://data.europa.eu/doi/10.2806/056613>
- European Bank for Reconstruction and Development, EBRD (2023).** *EBRD transition report 2023–24: Transitions big and small* (Chapter 3). London: EBRD.
- European Labour Authority (2024).** *EURES report on labour shortages and surpluses 2023*. Luxembourg: Publications Office of the European Union.
- Eurostat (2017–2024).** EU Labour Force Survey Microdata. <https://ec.europa.eu/eurostat/web/microdata/european-union-labour-force-survey>
- Federal Planning Bureau (2025).** *Population projections 2024–2070*. Brussels: Federal Planning Bureau. <https://www.plan.be/en/publications/ageing-population-accelerating-particularly-over>
- Frick, K. M., Hazard, Y., Mayaux, D. & Zuber, T. (2025).** Skill Distance Between Occupations and Post-Training Professional Transitions of Jobseekers. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 547, 49–67. <https://doi.org/10.24187/ecostat.2025.547.2138>
- Frohm, E. (2021).** Labor Shortages and Wage Growth. ECB, *Working Paper Series* N° 2576. Frankfurt am Main: European Central Bank. <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecb.wp2576~3f8114fc02.en.pdf>
- Groiss, M. & Sondermann, D. (2025).** Help wanted: The drivers and implications of labour shortages. *Applied Economics*, 57(33), 4882–4896. <https://doi.org/10.1080/00036846.2024.2364102>
- Horbach, J. (2014).** Determinants of labor shortage with particular focus on the German environmental sector. IAB, *Discussion Paper* N° 22/2014. Nuremberg: Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung. <https://doku.iab.de/discussionpapers/2014/dp2214.pdf>
- Kuai, W., Elliott, R., Okubo, T. & Ozgen, C. (2025).** Estimating the Green Wage Premium. IZA, *Discussion Papers* N° 17878. Bonn: Institute of Labor Economics. <https://docs.iza.org/dp17878.pdf>
- Le Barbanchon, T., Ronchi, M. & Sauvagnat, J. (2023).** Hiring Difficulties and Firms' Growth. CEPR, *Discussion Paper* N° 17891. <https://cepr.org/publications/dp17891>
- OECD (2023).** *Job Creation and Local Economic Development 2023: Bridging the Great Green Divide*. Paris: OECD Publishing. <https://doi.org/10.1787/21db61c1-en>
- OECD (2024).** *OECD Employment Outlook 2024: The Net-Zero Transition and the Labour Market*. Paris: OECD Publishing. <https://doi.org/10.1787/ac8b3538-en>
- Popp, D., Vona, F., Grégoire-Zawilski, M. & Marin, G. (2024).** The Next Wave of Energy Innovation: Which Technologies? Which Skills? *Review of Environmental Economics and Policy*, 18(1), 45–65. <https://doi.org/10.1086/728292>
- Sato, M., Cass, L., Saussay, A., Vona, F. & Mercer, L. (2023).** *Skills and wage gaps in the low-carbon transition: Comparing job vacancy data from the US and UK*. London: London School of Economics and Political Science.
- Scholl, N., Turban, S. & Gal, P. (2023).** The green side of productivity: An international classification of green and brown occupations. OECD, *Productivity Working Papers* N° 33. <https://doi.org/10.1787/a363530f-en>
- U.S. Bureau of Labor Statistics (2015).** ISCO-08 × SOC 2010 crosswalk. https://www.bls.gov/soc/ISCO_SOC_Crosswalk.xls
- Valero, A., Li, J., Muller, S., Riom, C., Nguyen-Tien, V. & Draca, M. (2021).** *Are green jobs good jobs? How lessons from the experience to-date can inform labour market transitions of the future*. London: London School of Economics and Political Science.
- Vandeplas, A., Vanyolos, I., Vigani, M. & Vogel, L. (2022).** The possible implications of the green transition for the EU labour market. *European Economy Discussion Papers* N° 176. <https://doi.org/10.2765/583043>
- Vona, F., Marin, G. & Consoli, D. (2019).** Measures, drivers and effects of green employment: Evidence from US local labor markets, 2006–2014. *Journal of Economic Geography*, 19(5), 1021–1048. <https://doi.org/10.1093/jeg/lby038>
- Vona, F., Marin, G., Consoli, D. & Popp, D. (2015).** Green Skills. NBER, *Working Paper* N° 21116. <https://doi.org/10.3386/w21116>
- Vona, F., Marin, G., Consoli, D. & Popp, D. (2018).** Environmental Regulation and Green Skills: An Empirical Exploration. *Journal of the Association of Environmental and Resource Economists*, 5(4), 713–753. <https://doi.org/10.1086/698859>

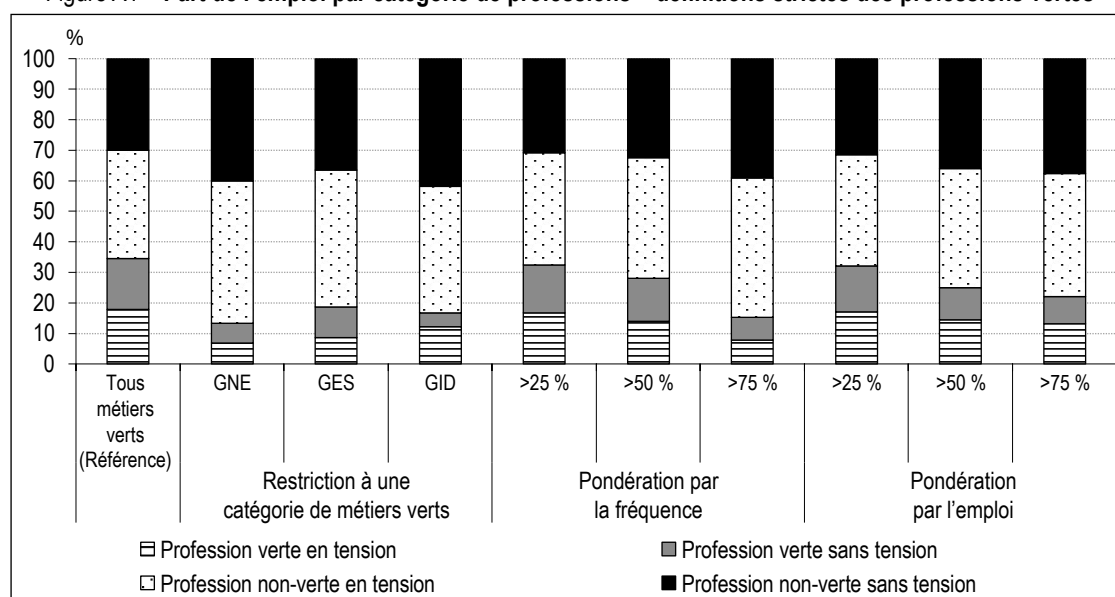
CLASSIFICATION DES PROFESSIONS VERTES

L'établissement d'une table de correspondance entre les professions vertes telles que décrites dans la classification SOC et la nomenclature des professions CIP au niveau à quatre chiffres nécessite de faire plusieurs choix en matière de pondération et d'agrégation. Nous partons de la classification des professions de la nomenclature SOC à huit chiffres en professions vertes ou non-vertes proposée par O*NET. Nous retenons la même classification sur toute la période d'analyse (2017-2024). Ensuite, nous agrégeons les catégories de la SOC à huit chiffres au niveau à six chiffres, puis utilisons la correspondance entre la SOC à six chiffres et la CIP à quatre chiffres.

Pour la première étape, les données sur l'emploi au niveau à huit chiffres ne sont pas disponibles, mais comme Vona *et al.* (2019) le notent, « la plupart des différences de compétences vertes se situent au niveau à six chiffres ». Nous faisons l'hypothèse d'une répartition uniforme des professions entre les sous-catégories SOC à huit chiffres appartenant à un même code SOC à six chiffres (comme dans Bowen *et al.*, 2018). Dans notre spécification de référence, un code SOC à six chiffres est classé comme vert dès lors qu'au moins une de ses sous-catégories SOC à huit chiffres est identifiée comme verte. Dans un second temps, nous utilisons la table de correspondance du BLS pour passer de la nomenclature SOC à la nomenclature CIP. À cette étape nous examinons trois méthodes de classification, inspirées notamment de Scholl *et al.* (2023) : (i) un indicateur binaire, une profession est verte dès lors qu'une des sous-composantes SOC qui lui sont associées est verte, (ii) un indicateur continu mesurant la part de composantes vertes, en supposant une distribution uniforme entre les sous-composantes SOC (pondérée par la fréquence) et (iii) un indicateur continu mesurant la part des composantes vertes, basé sur une distribution pondérée par l'emploi entre les sous-composantes SOC. Cette dernière approche combine les données BLS pour les États-Unis et les données de l'EFT pour la Belgique (selon la méthode proposée par Dingel & Neiman, 2020) afin de pondérer les correspondances entre les nomenclatures SOC et CIP en fonction de leur importance relative dans l'emploi et de limiter les biais liés aux correspondances multiples. Notre mesure de référence repose sur la méthode (i). Pour tester sa robustesse, nous avons reproduit l'exercice en examinant successivement les deux autres méthodes d'une part et d'autre part en définissant les professions vertes de façon plus stricte, en se restreignant successivement à une des sous-catégories de professions vertes – nouvelles et émergentes, nécessitant une évolution des compétences et dont la demande augmente. Comme nos analyses nécessitent une variable catégorielle, différents seuils sont appliqués aux indicateurs continus afin de distinguer les professions vertes des professions non-vertes.

Concernant la répartition des professions en professions vertes et non-vertes, l'utilisation d'un seuil de 25 % donne des résultats similaires à ceux obtenus avec la définition de référence, indiquant que les situations dans lesquelles une profession SOC à six chiffres ne comporte qu'une faible proportion de composantes vertes sont relativement rares (figure A1). Le risque de classer un code CIP principalement composé de professions non-vertes en profession verte est donc faible. La part des emplois en tension parmi les emplois verts reste comparable à celle parmi les emplois non-verts, ce qui confirme la robustesse de ce résultat. Ceci étant dit, des différences notables apparaissent entre les sous-catégories vertes, la sous-catégorie dont la demande augmente présentant une proportion élevée d'emplois en tension. Notre définition de référence est relativement large (34 % des emplois étant verts), toutefois même la définition la plus restrictive (indice pondéré par la fréquence > 75 %, ce qui aboutit à une part de 15 % des emplois étant verts) montre une tendance similaire : la part des emplois en tension parmi les emplois verts est légèrement supérieure à 50 %.

Figure A1 – Part de l'emploi par catégorie de professions – définitions strictes des professions vertes



Note : GID = dont la demande augmente (*Green Increasing Demand*), GES = nécessitant une évolution des compétences (*Green Enhanced Skills*) et GNE = nouvelles et émergentes (*Green New and Emerging*).

Source : calculs des auteurs à partir des listes de professions en tension, des classifications O*NET et des EFT belges (2017-2019 et 2022-2024).

Le tableau A1-1 reproduit la colonne 1 du tableau 5 en utilisant les différentes définitions de professions vertes décrites ci-dessus. Les régressions s'appuyant sur une définition plus stricte des professions vertes produisent des résultats très proches, tant en termes d'ampleur que de significativité des coefficients, en particulier ceux concernant les compétences. Sans surprise, la probabilité de transition vers des professions vertes est d'autant plus faible que la définition des professions vertes est restrictive.

Enfin, nous faisons la même analyse que dans le tableau 5 pour les transitions vers les trois sous-catégories de professions vertes (tableau A1-2). Faire une transition vers une profession verte « nouvelle et émergente » n'est pas corrélé significativement avec les compétences techniques, et avoir suivi une formation récemment n'est pas corrélé avec cette transition, contrairement aux transitions vers les autres sous-catégories. Les transitions vers les professions vertes « dont la demande augmente » sont corrélées avec les compétences techniques, mais pas avec celles en matière de contenu. Ces transitions sont plus fréquentes chez les personnes de niveau de formation peu ou moyennement élevé.

Tableau A1-1 – Probabilité de transition vers une profession verte en tension – autres définitions des professions vertes

	Définition de référence	Pondération par la fréquence			Pondération par l'emploi		
		>25 %	>50 %	>75 %	>25 %	>50 %	>75 %
Niveau de formation (réf. : enseignement supérieur) :							
Secondaire court ou moins	0,002 (0,002)	0,003 (0,002)	0,001 (0,002)	-0,002 (0,002)	0,001 (0,002)	0,003 (0,002)	0,003 (0,002)
Secondaire long	0,002 (0,001)	0,002 (0,001)	0,001 (0,001)	0,000 (0,001)	0,002 (0,001)	0,003** (0,001)	0,003** (0,001)
Compétences en matière de contenu	0,011** (0,004)	0,010** (0,004)	0,009** (0,004)	0,010*** (0,003)	0,012*** (0,004)	0,009** (0,004)	0,008** (0,004)
Compétences en matière de processus	-0,003 (0,005)	-0,001 (0,006)	0,001 (0,005)	0,003 (0,004)	-0,003 (0,005)	0,001 (0,005)	0,000 (0,005)
Compétences sociales	-0,002 (0,003)	-0,002 (0,003)	-0,002 (0,003)	-0,002 (0,003)	-0,002 (0,003)	-0,002 (0,003)	-0,003 (0,003)
Compétences en matière de résolution de problèmes complexes	-0,002 (0,004)	-0,001 (0,004)	0,001 (0,004)	-0,004 (0,003)	-0,003 (0,004)	-0,003 (0,004)	-0,002 (0,004)
Compétences techniques	0,006*** (0,002)	0,006*** (0,002)	0,003* (0,002)	0,004*** (0,001)	0,005*** (0,002)	0,005*** (0,002)	0,004** (0,002)
Compétences en matière de systèmes	-0,010** (0,004)	-0,011*** (0,004)	-0,010*** (0,004)	-0,005 (0,003)	-0,009** (0,004)	-0,007* (0,004)	-0,006* (0,004)
Compétences en matière de gestion des ressources	0,010*** (0,002)	0,010*** (0,002)	0,008*** (0,002)	0,006*** (0,002)	0,010*** (0,002)	0,007*** (0,002)	0,007*** (0,002)
Catégorie d'âge (réf. : 18-29 ans) :							
30-49 ans	-0,004** (0,002)	-0,004** (0,002)	-0,003** (0,002)	-0,001 (0,001)	-0,004** (0,002)	-0,004*** (0,002)	-0,004** (0,002)
50-64 ans	-0,009*** (0,002)	-0,008*** (0,002)	-0,008*** (0,002)	-0,004*** (0,001)	-0,009*** (0,002)	-0,008*** (0,002)	-0,008*** (0,002)
Hommes	0,012*** (0,001)	0,011*** (0,001)	0,009*** (0,001)	0,005*** (0,001)	0,011*** (0,001)	0,009*** (0,001)	0,009*** (0,001)
Taille du ménage (réf. : 1)							
2	0,000 (0,002)	0,001 (0,002)	0,001 (0,002)	0,001 (0,001)	0,001 (0,002)	-0,001 (0,002)	0,000 (0,002)
3	0,000 (0,002)	0,001 (0,002)	0,000 (0,002)	0,002 (0,001)	0,000 (0,002)	0,000 (0,002)	0,000 (0,002)
4 ou plus	0,000 (0,002)	0,001 (0,002)	0,000 (0,002)	0,001 (0,001)	0,000 (0,002)	0,000 (0,002)	-0,001 (0,002)
Nationalité (réf. : belge)							
UE non belge	0,001 (0,002)	0,001 (0,002)	0,001 (0,002)	-0,001 (0,002)	0,001 (0,002)	0,001 (0,002)	0,001 (0,002)
Non-UE	0,003 (0,004)	0,002 (0,004)	0,001 (0,004)	-0,002 (0,002)	0,002 (0,004)	0,002 (0,004)	0,002 (0,004)
Région (réf. : Wallonie)							
Bruxelles	-0,006*** (0,001)	-0,005*** (0,001)	-0,003** (0,001)	-0,001 (0,001)	-0,006*** (0,001)	-0,003*** (0,001)	-0,003** (0,001)
Flandre	0,003** (0,001)	0,003** (0,001)	0,004*** (0,001)	0,003*** (0,001)	0,003** (0,001)	0,005*** (0,001)	0,005*** (0,001)



Tableau A1-1 – (suite)

	Définition de référence	Pondération par la fréquence			Pondération par l'emploi		
		>25 %	>50 %	>75 %	>25 %	>50 %	>75 %
Contrat à durée indéterminée	-0,006*** (0,002)	-0,006*** (0,002)	-0,006*** (0,002)	-0,003* (0,002)	-0,006*** (0,002)	-0,006*** (0,002)	-0,006*** (0,002)
Travail à temps plein	-0,001 (0,002)	-0,001 (0,002)	-0,001 (0,002)	0,000 (0,002)	-0,001 (0,002)	0,000 (0,002)	-0,001 (0,002)
Statut professionnel (réf. : salarié du privé) :							
Fonctionnaire	-0,004** (0,002)	-0,005*** (0,002)	-0,005*** (0,002)	-0,001 (0,002)	-0,005** (0,002)	-0,004** (0,002)	-0,004** (0,002)
Indépendant	-0,009*** (0,001)	-0,010*** (0,001)	-0,009*** (0,001)	-0,005*** (0,001)	-0,009*** (0,001)	-0,008*** (0,001)	-0,008*** (0,001)
Autre	-0,002 (0,006)	-0,002 (0,006)	0,000 (0,006)	0,005 (0,006)	-0,001 (0,006)	0,001 (0,006)	0,001 (0,006)
Formation au cours des quatre dernières semaines	0,005*** (0,002)	0,005*** (0,002)	0,003* (0,002)	0,003** (0,001)	0,005*** (0,002)	0,005** (0,002)	0,004** (0,002)
Secteur d'activité initial (réf. : services non marchands)							
Agriculture et énergie	0,007* (0,004)	0,006 (0,004)	0,008* (0,004)	0,008** (0,004)	0,007* (0,004)	0,006 (0,004)	0,006 (0,004)
Industrie manufacturière	0,017*** (0,003)	0,017*** (0,003)	0,016*** (0,002)	0,012*** (0,002)	0,017*** (0,003)	0,015*** (0,003)	0,014*** (0,002)
Bâtiment	0,009*** (0,003)	0,008*** (0,003)	0,008*** (0,002)	0,009*** (0,002)	0,008*** (0,003)	0,007*** (0,002)	0,006*** (0,002)
Services aux entreprises	0,009*** (0,001)	0,009*** (0,001)	0,008*** (0,001)	0,007*** (0,001)	0,008*** (0,001)	0,006*** (0,001)	0,006*** (0,001)
Probabilité moyenne de transition vers cette catégorie (%)	1,3	1,2	1,1	0,7	1,3	1,1	1,0
Effet fixe année	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Observations	96 003	97 440	100 544	107 486	97 063	100 003	101 580

Note : l'âge, la taille du ménage, la région de résidence et les caractéristiques liées à l'emploi (secteur, type de contrat, compétences, statut professionnel, formation) sont ceux de la personne et de l'emploi occupé avant la transition. Effets marginaux moyens basés sur une régression Cloglog, avec les erreurs-types (clustérisées au niveau individuel) entre parenthèses. Estimations pondérées. *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,10.

Champ : personnes de 18 à 64 ans en emploi, à l'exclusion de celles appartenant déjà à la catégorie de professions de destination.

Source : calculs des auteurs à partir des listes de professions en tension, des classifications O*NET et de l'EFT belge (2017-2019 et 2022-2024).

Tableau A1-2 – Probabilité de transition vers une profession verte en tension – par sous-catégorie de professions vertes

	Vers une profession verte		Vers une profession verte nouvelle et émergente		Vers une profession verte nécessitant une évolution des compétences		Vers une profession verte dont la demande augmente	
Niveau de formation (réf. : enseignement supérieur) :								
Secondaire court ou moins	0,002	(0,002)	0,000	(0,002)	-0,002	(0,002)	0,003*	(0,002)
Secondaire long	0,002	(0,001)	-0,001	(0,001)	-0,002	(0,001)	0,003**	(0,001)
Compétences en matière de contenu	0,011**	(0,004)	0,006**	(0,003)	0,008***	(0,003)	0,005	(0,003)
Compétences en matière de processus	-0,003	(0,005)	-0,005	(0,004)	-0,005	(0,004)	0,000	(0,005)
Compétences sociales	-0,002	(0,003)	0,000	(0,002)	0,001	(0,002)	-0,005**	(0,003)
Compétences en matière de résolution de problèmes complexes	-0,002	(0,004)	-0,001	(0,003)	0,000	(0,003)	0,000	(0,003)
Compétences techniques	0,006***	(0,002)	0,002	(0,001)	0,005**	(0,002)	0,004***	(0,002)
Compétences en matière de systèmes	-0,010**	(0,004)	-0,003	(0,003)	-0,006**	(0,003)	-0,005	(0,003)
Compétences en matière de gestion des ressources	0,010***	(0,002)	0,005***	(0,002)	0,008***	(0,002)	0,004**	(0,002)
Tranche d'âge (réf. : 18-29 ans) :								
30-49 ans	-0,004**	(0,002)	-0,002*	(0,001)	-0,002	(0,001)	-0,004***	(0,001)
50-64 ans	-0,009***	(0,002)	-0,003**	(0,001)	-0,004***	(0,001)	-0,007***	(0,001)
Hommes	0,012***	(0,001)	0,005***	(0,001)	0,005***	(0,001)	0,007***	(0,001)



Tableau A1-2 – (suite)

	Vers une profession verte		Vers une profession verte nouvelle et émergente		Vers une profession verte nécessitant une évolution des compétences		Vers une profession verte dont la demande augmente	
Taille du ménage (réf. : 1)								
2	0,000	(0,002)	0,001	(0,001)	0,002	(0,002)	-0,001	(0,002)
3	0,000	(0,002)	0,001	(0,001)	0,000	(0,002)	-0,001	(0,002)
4 ou plus	0,000	(0,002)	0,002	(0,001)	0,001	(0,002)	-0,002	(0,002)
Nationalité (réf. : belge)								
UE non belge	0,001	(0,002)	0,000	(0,002)	0,000	(0,002)	0,002	(0,002)
Non-UE	0,003	(0,004)	-0,002	(0,002)	0,000	(0,002)	0,004	(0,004)
Région (réf. : Wallonie)								
Bruxelles	-0,006***	(0,001)	-0,001	(0,001)	-0,003**	(0,001)	-0,004***	(0,001)
Flandre	0,003**	(0,001)	0,004***	(0,001)	-0,001	(0,001)	0,004***	(0,001)
Contrat à durée indéterminée	-0,006***	(0,002)	-0,002	(0,002)	-0,001	(0,001)	-0,005***	(0,002)
Travail à temps plein	-0,001	(0,002)	0,002	(0,002)	-0,001	(0,002)	0,003	(0,002)
Statut professionnel (réf. : salarié du privé) :								
Fonctionnaire	-0,004**	(0,002)	-0,002	(0,002)	-0,003**	(0,001)	-0,003*	(0,002)
Indépendant	-0,009***	(0,001)	-0,005***	(0,001)	-0,004***	(0,001)	-0,006***	(0,001)
Autre	-0,002	(0,006)	-0,001	(0,005)	0,000	(0,004)	-0,001	(0,005)
Formation au cours des quatre dernières semaines	0,005***	(0,002)	0,001	(0,001)	0,003**	(0,001)	0,003**	(0,002)
Secteur d'activité initial (réf. : services non marchands)								
Agriculture et énergie	0,007*	(0,004)	0,006*	(0,003)	0,007**	(0,003)	0,003	(0,003)
Industrie manufacturière	0,017***	(0,003)	0,009***	(0,002)	0,006***	(0,001)	0,012***	(0,002)
Bâtiment	0,009***	(0,003)	0,005***	(0,002)	0,003***	(0,001)	0,003**	(0,002)
Services aux entreprises	0,009***	(0,001)	0,004***	(0,001)	0,007***	(0,001)	0,004***	(0,001)
Probabilité moyenne de transition vers cette catégorie (%)	1,3		0,7		0,7		0,9	
Effet fixe année	Oui		Oui		Oui		Oui	
Observations	96 003		108 904		109 839		106 351	

Note : l'âge, la taille du ménage, la région de résidence et les caractéristiques liées à l'emploi (secteur, type de contrat, compétences, statut professionnel, formation) sont ceux de la personne et de l'emploi occupé avant la transition. Effets marginaux moyens basés sur une régression Cloglog, avec les erreurs-types (clustérisées au niveau individuel) entre parenthèses. Estimations pondérées. *** : p<0,01, ** : p<0,05, * : p<0,10. Champ : personnes de 18 à 64 ans en emploi, à l'exclusion de celles appartenant déjà à la catégorie de professions de destination. Source : calculs des auteurs à partir des listes des professions en tension, des classifications O*NET et de l'EFT belge (2017-2019 et 2022-2024).

PROFESSIONS VERTES LES PLUS REPRÉSENTÉES

Tableau A2 – Professions vertes les plus représentées en Belgique et leur part dans l'emploi

Professions (niveau CITP)	Sous-catégories SOC vertes apparentées (O*NET)	Sous-catégorie verte	Part de l'emploi total (%)
Magasiniers	Expéditionnaires, réceptionnaires et commis au trafic	Évolution des compétences	1,3
Conducteurs de poids lourds et de camions	Inspecteurs de véhicules, d'équipements et de systèmes (hors aviation) Conducteurs de camions et de tracteurs industriels	Évolution des compétences Dont la demande augmente	1,3
Responsables des ventes et du marketing	Responsables de marketing vert	Nouvelles et émergentes	1,1
Directeurs généraux et chefs d'entreprise	Responsables du développement durable Directeurs généraux et directeurs des opérations	Nouvelles et émergentes Évolution des compétences	1,1
Manutentionnaires	Coordinateurs du recyclage Manœuvres et manutentionnaires de marchandises, de stocks et de matériaux, manuels	Nouvelles et émergentes Dont la demande augmente	1,1
Constructeurs de maisons	Directeurs de la construction	Évolution des compétences	0,9
Charpentiers et menuisiers	Charpentiers de construction Charpentiers-menuisiers	Dont la demande augmente Dont la demande augmente	0,8
Développeurs de logiciels	Développeurs de logiciels, logiciels de systèmes	Dont la demande augmente	0,8
Électriciens du bâtiment et assimilés	Électriciens Installateurs de systèmes photovoltaïques	Dont la demande augmente Nouvelles et émergentes	0,8
Représentants commerciaux	Représentants des ventes de produits techniques et scientifiques Représentants et évaluateurs du secteur solaire	Évolution des compétences Nouvelles et émergentes	0,7
Commerçants	Responsables généraux et responsables des opérations	Évolution des compétences	0,7
Chefs de chantier	Responsables d'installations d'énergie solaire	Nouvelles et émergentes	0,7
Commis aux transports	Répartiteurs, sauf police, pompiers et ambulances Transitaires	Dont la demande augmente Nouvelles et émergentes	0,7
Plombiers et tuyauteurs	Tuyauteurs et monteurs d'appareils à vapeur Plombiers	Évolution des compétences Évolution des compétences	0,6
Mécaniciens et réparateurs de véhicules automobiles	Superviseurs de mécaniciens, d'installateurs et de réparateurs Techniciens spécialisés en automobile Mécaniciens d'autobus et de camions	Dont la demande augmente Évolution des compétences Évolution des compétences	0,6
Analystes de gestion et d'organisation	Ingénieurs en logistique Analystes logistiques	Nouvelles et émergentes Nouvelles et émergentes	0,6
Mécaniciens et réparateurs de machines agricoles et industrielles	Mécaniciens de chantier Techniciens d'entretien d'éoliennes Mécaniciens de machines industrielles Superviseurs de mécaniciens, d'installateurs et de réparateurs	Dont la demande augmente Nouvelles et émergentes Dont la demande augmente Dont la demande augmente	0,6
Professionnels de l'administration des politiques	Auditeurs énergétiques Spécialistes du développement durable	Nouvelles et émergentes Nouvelles et émergentes	0,6
Professions juridiques non classées ailleurs	Arbitres, médiateurs et conciliateurs	Évolution des compétences	0,5
Responsables de commerces de détail et de gros	Responsables généraux et responsables des opérations	Évolution des compétences	0,5
Conducteurs de bus et de tramway	Chauffeurs d'autobus, transport en commun et interurbain	Dont la demande augmente	0,5
Superviseurs de fabrication	Superviseurs d'ouvriers de production et d'exploitation	Dont la demande augmente	0,5
Personnes effectuant de menus travaux	Aides – Travailleurs de l'installation, de l'entretien et de la réparation	Dont la demande augmente	0,5
Architectes du bâtiment	Architectes (à l'exclusion des paysagistes)	Évolution des compétences	0,4

Source : EFT belge, O*NET, 2017-2019 et 2022-2024.

N° 549 (2025)

RETRAITE ET SANTÉ / RETIREMENT AND HEALTH

- 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 & Ulysse Lojkine

MARCHÉ DU TRAVAIL / LABOUR MARKET

- 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
- 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 & Giulia Tarullo

N° 548 (2025)

INEQUALITIES, 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^e 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 9th 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?* – Riyad 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 Bijmens & 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

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.

Economie ET Statistique

Economics AND Statistics

