



lemma

PANTHÉON-ASSAS
UNIVERSITÉ
PARIS

LEMMA Working Paper

n° 2025-12

**Les effets de l'instauration d'un jour de carence
sur les absences pour maladie ordinaire
des agents publics territoriaux.**

Une évaluation sur données administratives

Mohamed Ben Halima

MESuRS, CNAM, CEET

Joseph Lanfranchi

Université Paris-Panthéon-Assas, LEMMA, CEET, CNAM

Joséphine Mayans

MESuRS, Université Paris-Panthéon-Assas, LEMMA

Les effets de l'instauration d'un jour de carence sur les absences pour maladie ordinaire des agents publics territoriaux.

Une évaluation sur données administratives *

Novembre 2025

Mohamed Ali Ben Halima^{1,2}, Joseph Lanfranchi^{2,3}, Joséphine Mayans^{1,3}

Résumé : Dans cet article sont évaluées les conséquences sur la fréquence et la durée des congés pour maladie ordinaire (CMO) de la réforme de janvier 2018 modifiant l'étendue du remboursement des arrêts maladie dans la Fonction Publique française. Cette réforme instaure un jour de carence supprimant l'indemnisation du premier jour du congé pour maladie ordinaire. Afin d'évaluer cette réforme, nous utilisons une base de données administrative gérée par la Caisse des dépôts et consignations pour le compte de la Caisse Nationale de Retraites des Agents des Collectivités Locales. Cette source présente deux originalités en regard des études antérieures faites sur l'évaluation de ces réformes dans la fonction publique : son exhaustivité et le fait de concerner les agents de la Fonction Publique Territoriale (FPT). Or, le premier résultat notable de l'exploitation des données est que le jour de carence n'a pas été instauré à la même date dans les établissements de la FPT, voire jamais dans certains. Cet état de fait permet ainsi une stratégie d'identification par une méthode de différence de différences reposant sur la définition à chaque date de groupes de salariés traités et non traités par la réforme, puisque les établissements appliquant le jour de carence côtoient des établissements qui ne l'appliquent pas. L'estimateur dynamique proposé par de Chaisemartin et D'Haultfoeuille (2024) est utilisé pour évaluer l'effet du traitement. Cet estimateur permet d'identifier des effets de traitement crédibles dans des contextes où l'adoption du traitement est échelonnée dans le temps, contrairement aux estimateurs classiques à effets fixes individuels et temporels, qui peuvent produire des estimations biaisées en présence de dynamiques hétérogènes ou de traitement non simultané. Les résultats confirment que la modification du système d'indemnisation de l'absence pour maladie diminue la probabilité d'avoir au moins un CMO comme le nombre et la durée de ces épisodes. En moyenne, la réforme entraîne une réduction d'environ 11 à 13% de l'absentéisme, selon l'indicateur considéré (fréquence, nombre ou durée des arrêts). De plus, les estimations montrent que les épisodes de congés pour maladie ordinaire sont réduits, en particulier pour les arrêts de courte à moyenne durée (1 à 14 jours), avec des effets particulièrement marqués sur les arrêts de 2 à 3 jours. Les arrêts plus longs connaissent également une baisse, mais plus modeste et significative uniquement pour les agents soumis au jour de carence dès le premier trimestre de son instauration.

Mots-clés : arrêts maladie, jour de carence, fonction publique territoriale, évaluation des politiques publiques

JEL : J22 ; J32 ; J45 ; M52

¹MESuRS - Laboratoire Modélisation, épidémiologie et surveillance des risques sanitaires, CNAM

²CEET - Centre d'études de l'emploi et du travail, CNAM

³LEMMa - Laboratoire d'économie mathématique et de microéconomie appliquée, Université Paris-Panthéon-Assas

*Nous remercions l'Agence Nationale de la Recherche (ANR) pour le soutien financier apporté au projet Absentéisme : pratiques d'entreprises et politiques publiques (APEPP) : numéro ANR-18-CE26-0014. Nous remercions également la Caisse des Dépôts et Consignations pour la mise à disposition des données issues de la Caisse Nationale des Retraites des Agents des Collectivités Locales.

Introduction

L'assurance maladie vise à protéger les salariés contre les pertes de revenus dues à une absence du travail pour des raisons de santé, en remplaçant au moins partiellement le salaire pendant leur absence. La Cour des comptes, dans son rapport d'octobre 2021 intitulé « La rémunération des agents publics en arrêt maladie », pointe une nette tendance à la hausse des arrêts de travail des agents de la fonction publique depuis plusieurs années¹. Le nombre moyen de jours d'arrêts maladie par agent a augmenté de 21% en cinq ans, entre 2014 et 2019. Elle note également que cette augmentation concerne davantage les fonctions publiques territoriales et hospitalières. Elle estime que le total des arrêts maladie correspondrait à l'activité annuelle de 240 000 à 250 000 agents publics, représentant des rémunérations brutes chargées comprises entre 11 et 12 milliards d'euros. Cette estimation exclut les coûts indirects tels que ceux liés au remplacement des salariés absents.

Pour modérer la croissance des arrêts maladie, et pour faire converger les règles applicables aux secteurs public et privé en matière de prise en charge des arrêts maladie, un jour de carence a été instauré dans la fonction publique le 1er janvier 2012 pour les congés maladie ordinaires (CMO). Cette mesure consiste pour l'employeur à ne pas prendre en charge l'indemnité journalière du premier jour de chaque arrêt², alors qu'auparavant, les fonctionnaires étaient totalement indemnisés par leur employeur dès le premier jour d'arrêt. Le jour de carence accroît le coût de l'arrêt pour le salarié et constitue donc a priori une incitation financière à limiter les arrêts maladie, notamment les arrêts courts, et réduire ainsi le micro-absentéisme³. Par la suite, le jour de carence a été supprimé le 1er janvier 2014, puis rétabli le 1er janvier 2018 (article 115 de la loi n° 2017-1837 du 30 décembre 2017 de finances pour 2018) et enfin suspendu à l'occasion de la crise sanitaire en 2020⁴.

Cette étude évalue l'effet de la présence d'un jour de carence sur la prise d'arrêts maladie par les salariés dans la fonction publique territoriale (FPT) pour la deuxième application de la réforme, sur la période 2017-2019. Nous nous appuyons pour cela sur une base administrative gérée par la Caisse des dépôts et consignations (CDC) pour le compte de la Caisse nationale de retraites des agents des collectivités locales (CNRACL)⁵. Cette base originale recense tous les arrêts maladie des fonctionnaires territoriaux et hospitaliers et fournit des informations précises sur ces arrêts, telles que la date de début et de fin ainsi que l'application ou non d'un jour de carence. Dans le cadre de cette étude, nous nous concentrerons exclusivement sur la FPT. L'analyse de la fonction publique hospitalière (FPH), également couverte par la base, fera l'objet d'une future recherche. De plus, notre étude se limite à la réforme de 2018, et non à la première mise en place en 2012, plus difficile à exploiter. En effet, cette dernière avait été appliquée de façon plus transitoire, plusieurs établissements étant revenus rapidement sur son application, en particulier parce que le changement de Premier Ministre avait conduit à l'annonce d'un abandon du jour de carence,

¹ <https://www.ccomptes.fr/fr/publications/la-remuneration-des-agents-publics-en-arret-maladie>

² Le jour de carence ne s'applique pas dans le cas d'un arrêt pour accident du travail ou maladie professionnelle, ni dans le cas d'un congé maternité, d'un congé paternité ou d'un congé d'adoption. Par ailleurs, le jour de carence ne s'applique qu'une fois pour les arrêts maladie consécutifs pour un même motif sous certaines conditions.

³ Un rapport de la commission des finances de l'Assemblée nationale note que la lutte contre le micro-absentéisme est importante pour assurer la qualité et la continuité du service public (https://www.assemblee-nationale.fr/dyn/15/rapports/cion_fin/15b1990-a26_rapport-fond#). En effet, une absence courte perturbe le fonctionnement normal du service public en désorganisant les équipes sans compter le coût pour l'assurance maladie.

⁴ Le cadre légal et les modalités précises d'indemnisation des congés maladie sont détaillés en annexe 1.

⁵ Crée par l'ordonnance 45-993 du 17 mai 1945, la CNRACL, qui est la caisse de retraite des fonctionnaires hospitaliers et territoriaux, est gérée par la Direction des politiques sociales de la Caisse des dépôts et consignations. Elle est régie par le décret n° 2007-173 du 7 février 2007 pour ce qui concerne sa nature juridique, son financement, et son fonctionnement institutionnel.

un an avant sa suppression effective. Cette instabilité complique l'identification de groupes de contrôles et de traités, rend douteuses les hypothèses d'exogénéité et de non anticipation du traitement et de fait réduit la comparabilité des dynamiques entre établissements. La réforme de 2018 offre une fenêtre d'observation plus claire et plus exploitable.

Un premier résultat important de l'étude, ressortant de l'exploitation des données de la CDC, est le constat que le jour de carence n'a pas été appliqué à la même date dans les établissements de la FPT, certains établissements ayant tardé à l'appliquer, voire ne l'ayant jamais appliqué. Certaines questions parlementaires posées au gouvernement témoignaient déjà de cette hétérogénéité d'application⁶.

Le principal apport de l'étude est d'évaluer l'impact significatif du jour de carence sur le comportement d'arrêt maladie des agents de la FPT. Ce résultat complète ceux déjà obtenus dans la FPE par Cazenave-Lacroutz et Godzinski (2017) et Hillion et Maugendre (2024). Notre stratégie d'identification par une méthode de différence de différences repose sur la définition à chaque date des groupes de salariés « traités » et des groupes de « contrôle » non soumis au jour de carence. Nous utilisons, pour définir ces groupes, l'échelonnement temporel constaté dans la mise en œuvre du jour de carence par les établissements de la FPT, les établissements appliquant le jour de carence côtoyant à chaque date des établissements qui ne l'appliquent pas.

De nombreuses études visant à évaluer l'instauration progressive dans le temps de politiques publiques dans des groupes, géographiques par exemple, ont utilisé le modèle d'estimation à effets fixes individuels et temporels, dits « à double effets fixes » (*Two-Way Fixed Effects model*). En effet, l'estimateur obtenu est équivalent à celui de l'estimateur en différence de différences dans le cas particulier de deux groupes d'individus traités et non traités, comparés sur deux périodes, avant et après la mise en application de la réforme. Toutefois, une série de contributions originales ont discuté l'utilisation de cet estimateur à double effets fixes du fait du biais d'évaluation de l'effet moyen de la réforme sur les individus traités lorsque les effets de celle-ci sont hétérogènes entre les groupes traités et dans le temps (voir ainsi par exemple les contributions théoriques par de Chaisemartin et D'Haultfoeuille, 2020 ; Bacon-Goodman, 2021 ; Imai et Kim, 2021).

Afin de montrer comment l'application décalée du jour de carence dans les établissements de la Fonction Publique Territoriale affecte l'estimation de son efficacité sur les congés pour maladie ordinaire, nous utiliserons l'estimateur dynamique proposé par de Chaisemartin et D'Haultfoeuille (2024) qui corrige les biais des modèles à double effets fixes. Dans les deux études de l'instauration d'un jour de carence menées dans la Fonction Publique d'Etat citées supra, les auteurs ont utilisé des méthodes de simple différence ou de double différences grâce à des groupes témoins choisis hors de la Fonction Publique. Dans cette étude, nous utiliserons le décalage temporel d'instauration du jour de carence pour évaluer les effets du traitement sur les traités à chaque période (à chaque trimestre, dans notre cas) relative à sa mise en œuvre, ainsi que l'effet moyen cumulé. Nos résultats montrent que l'instauration du jour de carence en 2018 a réduit en moyenne de 11,1% la probabilité qu'un agent ait au moins un congé pour maladie ordinaire dans un trimestre, tandis que le nombre d'épisodes de CMO et leur durée totale diminuent en moyenne respectivement de 10,8% et de 14,3%

⁶ A titre d'exemple, dans une question orale en décembre 2012, la sénatrice Catherine Procaccia interrogeait la ministre de la Fonction Publique sur la décision du Président du Conseil Général du Val de Marne de refuser d'appliquer le jour de carence, arguant par là d'une infraction légale. La réponse de la Ministre arguait de l'absence de dispositif permettant de vérifier l'exécution de la loi par les collectivités locales et le principe de libre administration de celles-ci. Elle note également les difficultés matérielles à mettre en application rapidement un dispositif couteux pour les fonctions support des collectivités. <https://www.senat.fr/questions/base/2012/qSEQ12120280S.html>

Le plan de l'article est le suivant : la première section propose une revue de la littérature consacrée aux réformes de l'indemnisation des arrêts maladie. La deuxième section présente les données administratives originales mobilisées. La troisième, consacrée aux statistiques descriptives, décrit l'évolution des congés pour maladie ordinaire dans la FPT entre 2017 et 2019 ainsi que les modalités d'application du jour de carence selon les établissements. La quatrième section détaille la méthodologie économétrique retenue, l'estimateur en différences de différences dynamiques proposé par de Chaisemartin et D'Haultfoeuille (2024). Dans ce cadre, nous définissons le traitement de manière binaire : un établissement est considéré comme traité dès lors qu'il applique le jour de carence à plus de 50% des CMO. La cinquième section présente les résultats et discute leur interprétation pour l'échantillon global et par sous-groupe. Nous en testons également la robustesse selon deux dimensions : en variant le seuil d'application utilisé pour définir le traitement binaire ; en remplaçant la définition binaire du traitement par une variable multiniveau, distinguant plusieurs paliers selon le taux d'application du jour de carence. Enfin, la sixième section propose une estimation des économies budgétaires associées à la réforme.

1. Revue de littérature

L'indemnisation des arrêts maladie constitue une assurance visant à remplacer au moins partiellement la rémunération du salarié lorsque celui-ci est dans l'impossibilité de travailler pour des raisons de santé. Les économistes ont remarqué de longue date un lien entre cette couverture assurantielle et les comportements d'offre d'emploi des salariés (Buzzard et Shaw, 1952). Les différentes recherches économiques sur les absences au travail peuvent être regroupées en trois grands courants. Le premier s'inscrit dans le cadre des travaux autour du modèle d'arbitrage travail/loisir (Allen, 1981). Ainsi, les salariés maximisent leur utilité sous contrainte budgétaire et ajustent leur temps de présence en fonction de la perte salariale liée à l'absence. Un second courant de travaux met l'accent sur le niveau d'effort du salarié, dont l'absence maladie constitue une modalité, dans la lignée des modèles principal-agents (Barmby et al., 1994; Audas et al., 2004). Les salariés décident du niveau d'effort qui leur assure un niveau de salaire maximisant leur utilité. Un troisième courant de la littérature économique réintroduit la notion d'état de santé comme variable décisive dans la prise d'arrêts de travail. Sans être totalement absent des deux premiers courants, l'absence pour raisons de maladie cesse d'être un choix des individus (arbitrage travail-loisir ; fonction d'effort) mais peut être la conséquence d'un état de santé dégradé, soit par la maladie, soit par des conditions de travail néfastes (Ose, 2005).

Dans ces différentes perspectives a toujours été souligné le rôle important du niveau d'indemnisation des arrêts maladie et de nombreux travaux empiriques ont mis en évidence la corrélation positive entre le taux d'absence pour maladie et le niveau d'indemnisation proposé par les différents systèmes assurantiels (Bonato et Lusinyan, 2004 ; Frick et Malo, 2008 ; Spierdijk et al., 2009, Palme et Persson, 2020). En France, Ben Halima et al. (2018) étudie dans le secteur privé en France le lien entre l'absentéisme et le niveau des indemnités complémentaires des arrêts maladies, fixées par les conventions collectives et versées par les employeurs, qui complètent le socle commun et universel financé par la Sécurité sociale. Les auteurs confirment le lien positif entre niveau d'indemnisation et la fréquence comme la durée des arrêts maladies.

En revanche, une sous couverture de l'absence maladie peut conduire à un présentéisme maladie, les travailleurs venant travailler malades, susceptible d'augmenter le risque de contagion (Pichler and Ziebarth, 2017), de diminuer leur productivité et de détériorer leur état de santé futur (Skagen et Collins, 2016). Ainsi, l'efficacité du système assurantiel des absences maladie se mesure à sa capacité à concilier son objectif d'une couverture des arrêts de travail et le risque d'aléas moral.

En conclusion, une sur-indemnisation des arrêts maladie pourrait entraîner un fort taux d'absentéisme ce qui aurait un impact négatif sur le financement assurantiel des arrêts maladie.

L'impact des réformes de modification des règles d'indemnisation des arrêts maladies

Plusieurs études se sont intéressées ces dernières années à évaluer l'impact des réformes qui ont instauré des modifications des règles d'indemnisation des arrêts malades.

En Allemagne, une loi fédérale de 1996 a réduit le taux d'indemnisation versé par l'employeur en cas de congé maladie dans le secteur privé. Ce taux est ainsi passé de 100% à 80% pour les 6 premières semaines d'arrêt. Une étude de Karlsson et Ziebarth (2010) a montré que ce changement a entraîné une baisse du nombre d'arrêts maladie. Par ailleurs, une étude de Puhani et Soderhof (2010) confirme que cette réforme est bien à l'origine de la diminution de la durée des arrêts. A l'inverse, lorsque cette modification a été abandonnée en 1999 avec le retour à 100% du taux d'indemnisation pendant les 6 premières semaines d'arrêt, le taux d'absence a de nouveau augmenté selon une deuxième étude de Karlsson et Ziebarth (2013).

En France, la réforme issue de l'Accord national interprofessionnel (ANI) de 2008 a induit plusieurs changements en améliorant le niveau de l'indemnité complémentaire des arrêts malades versée par l'employeur dans le secteur privé. D'une part, le délai de carence passe de 10 jours à 7 jours. D'autre part, le critère d'ancienneté minimale pour bénéficier de l'indemnité complémentaire a été réduit de 3 à 1 an. Une évaluation de Ben Halima et Koubi (2022) des deux volets de la réforme d'arrêts malades dans le secteur privé, prenant en compte les règles d'indemnisation complémentaires fixées par les conventions collectives, montre que la réduction du délai de carence et la diminution de l'ancienneté minimale entraîne une augmentation significative du nombre de jours d'arrêts malades pris par l'ensemble des salariés du secteur privé, avec cependant un effet différent selon le sexe.

En Suède, les travailleurs suédois ont connu une double réforme qui a instauré puis supprimé le jour de carence, à l'instar des réformes dans la fonction publique française. Selon une étude de Voss et al. (2001) puis une étude de Petterson-Lidborn et Skogman Thoursie (2013), l'instauration du jour de carence a fait augmenter le nombre d'arrêts maladie longs tandis que sa suppression a entraîné la réduction du nombre d'arrêts maladie.

En Italie, une réforme en 2008 a diminué le niveau d'indemnisation des fonctionnaires pendant les 10 premiers jours d'arrêt. L'étude de De Paola et al. (2014) a montré que cette réduction de l'indemnisation est à l'origine d'une baisse significative des arrêts malades courts mais également d'une hausse de la durée des arrêts longs. Toujours dans le secteur public, le gouvernement espagnol a diminué en 2008 de 50% le salaire perçu pour les absences de moins de trois jours et de 25% la rémunération du quatrième jusqu'au vingtième. Cette réduction substantielle de la couverture assurantielle a diminué la fréquence des absences courtes mais augmenté celle des absences longues, résultant toutefois dans une baisse nette du nombre total de jours d'absence maladie (Marie and Val Castelló, 2023).

En faisant le bilan de l'évaluation des réformes de modification des règles d'indemnisation des arrêts maladie, on constate globalement qu'un système plus généreux entraîne davantage d'absences maladie. Cependant, on observe une exception dans le cas d'indemnité progressive. En effet, si l'indemnité est faible en début de congé puis augmente avec la durée de l'absence, le nombre d'absences courtes diminuent mais le nombre d'absences longues a tendance à augmenter, l'existence du coût fixe lié à l'absence de couverture salariale le premier jour d'absence implique que le coût moyen journalier de l'arrêt maladie pour le travailleur diminue avec la durée totale de l'arrêt.

Réforme du jour de carence dans la fonction publique en France : premières études

Deux études ont proposé des premières évaluations d'impact des deux réformes de l'instauration du jour de carence en 2012 puis de son retrait en 2014, et enfin de sa mise en place de nouveau en 2018 dans différents secteurs de la fonction publique.

L'étude de Cazenave-Lacroutz et Godzinski (2017) propose une évaluation de la première réforme du jour de carence de 2012 dans la Fonction Publique d'Etat (FPE) en mobilisant les données déclaratives sur les absences maladie reportées par le répondant dans l'enquête Emploi pour la semaine précédente son interrogation. Les auteurs adoptent la méthode des doubles différences, en comparant l'évolution des arrêts maladie déclarés par les individus entre un groupe des traités, formé par les agents de la fonction publique de l'État échantillonnés, et un groupe de contrôles, composé par les salariés du secteur privé. Ils en concluent que la mise en place du jour de carence n'a pas modifié la part d'agents absents pour des raisons de santé dans la FPE, en comparaison de celle observée dans le secteur privé, mais qu'elle a transformé la distribution des durées des absences. Ainsi, entre 2012 et 2013, lorsque le jour de carence est appliqué à chaque congé maladie ordinaire (CMO), les absences courtes (deux ou trois jours) dans la FPE ont diminué en nombre, tandis que les absences plus longues (une semaine à trois mois) ont augmenté. On remarque donc globalement un allongement des congés maladies ordinaires en raison de l'instauration du jour de carence.

Une deuxième étude menée par Hillion et Maugendre (2024) évalue les conséquences de l'introduction du jour de carence chez les personnels de l'éducation nationale entre 2012 et 2013 puis à partir de 2018. Les auteurs utilisent entre autres des données administratives fournies par la Direction statistique du Ministère de l'Education Nationale qui recensent de manière exhaustive les congés maladie du personnel de l'Education nationale. La stratégie empirique adoptée consiste à estimer un modèle de Poisson mesurant l'impact d'une indicatrice de traitement temporelle liée à l'application du jour carence sur les deux périodes 2012-2013 et 2018-2019 sur les nombres d'épisodes et de jours d'absence pour maladie ordinaire. Les résultats illustrent donc les différences simples de comportement d'absence des agents de l'Education nationale entre les périodes où le jour de carence est utilisé et celles où il n'est pas encore ou plus instauré. Les auteurs en déduisent que la présence du jour de carence entraîne la réduction du nombre d'épisodes de CMO de 23% en moyenne ainsi que du nombre cumulé de jours d'arrêts maladie sur l'année de 6%. Par ailleurs, ils constatent plus précisément que ce sont les arrêts pour maladie ordinaires courts (entre un et sept jours) qui diminuent le plus lors des périodes où le jour de carence est appliqué. Les absences de plus de 15 jours semblent en revanche relativement peu impactées par les réformes successives (diminution de 1% du nombre d'arrêts) et celles de plus de trois mois pas du tout.

Ainsi, les deux études citées précédemment montrent que le nombre d'absences courtes semble bien diminuer lorsqu'un jour de carence est mis en place. En revanche, le résultat est plutôt mitigé sur les absences longues. Les deux études adoptent une démarche commune d'évaluation qui fait l'hypothèse que l'application du jour de carence aux CMO est quasi-uniforme dans les différents secteurs de la fonction publique retenus, sur la période 2012-2013 et 2018-2019.

Notre démarche se distingue des précédentes par les données utilisées et la méthodologie d'évaluation adoptée. Alors que Cazenave-Lacroutz et Godzinski (2017) ont utilisé des données de l'enquête Emploi et que Hillion et Maugendre (2024) ont utilisé les données administratives sur les agents de l'Education Nationale, nous avons eu accès aux données administratives exhaustives sur la période 2017-2019, gérées par la CNRACL, Caisse de retraite des fonctionnaires hospitaliers et territoriaux, afin d'observer l'impact de l'application d'un jour de carence dans la fonction publique territoriale. Ainsi, nous allons mettre en évidence dans la section 3 ci-après la forte hétérogénéité de l'application du jour de carence selon les établissements publics locaux. Cette observation nous permettra de distinguer des groupes de traités et de contrôles au sein même de la FPT, échelonnés pendant les deux années d'observation 2018 et 2019 et de pouvoir par la suite évaluer un impact causal de la réforme du jour de carence.

2. Données

Les données administratives utilisées issues de la CNRACL

La source des données utilisée dans cette étude est constituée des remontées d'information des comptes individuels retraites fournies par la Caisse des Dépôts et Consignations (CDC) et issues de la Caisse Nationale de Retraites des Agents des Collectivités Locales (CNRACL). Ces données couvrent le champ de la fonction publique territoriale et hospitalière sur la période de janvier 2017 à décembre 2019. La Caisse Nationale de Retraites des Agents des Collectivités Locales (CNRACL) est un régime spécial de retraite qui s'est substitué aux divers régimes de retraite propres à certaines collectivités. Il couvre les salariés des fonctions publiques territoriale et hospitalière et a pour objectif de garantir le versement de leurs prestations vieillesse et invalidité.

Pour remplir ses missions, la CNRACL collecte les cotisations et également les informations sur la carrière de ses affiliés au travers des comptes individuels retraites. L'ensemble de ces informations est regroupé dans une même base où chaque ligne correspond à un épisode dans la carrière d'un agent. Cet épisode est identifié par la date de début et la date de fin de l'observation. Parmi les données, sont également reportées des variables qui décrivent les caractéristiques propres à l'individu comme l'identifiant de carrière, l'année de naissance, le mois de naissance ou encore la date de l'entrée dans la fonction publique. En outre, on y trouve également d'autres variables qui décrivent les caractéristiques de la carrière de l'individu comme la catégorie d'emploi, la qualité de l'agent, ou encore son statut et son salaire en indice brut. Nous disposons également de la position statutaire de la période. Dans cette base, nous pouvons identifier les congés de maladie ordinaire pris par l'agent. Ainsi, ces CMO sont décrits de manière détaillée : date de chaque CMO, durée de celui-ci, nombre de CMO et si chaque CMO reporté a été soumis à l'application du jour de carence. D'autres types de congé maladie sont renseignés lorsqu'il s'agit de congés de plus longue durée provoqués par des maladies chroniques (voir annexe 2) : congé de longue maladie (CLM), congé longue durée imputable (CLI) et congé longue durée non imputable (CLD).

Les tendances observées dans la base CNRACL apparaissent globalement cohérentes avec celles issues de l'enquête emploi de l'INSEE exploitées par la DGAFF, même si les niveaux diffèrent en raison de la nature administrative des données utilisées ici, par opposition aux données déclaratives de la DGAFF. Une comparaison systématique des deux sources est proposée en annexe 3.

C'est à partir de ces données de la CNRACL, dite par la suite base CNRACL, que nous allons évaluer une première évaluation de l'effet des réformes du jour de carence au sein de la fonction publique territoriale.

Méthode de construction d'une base trimestrielle d'étude issue des données de la CNRACL

A partir de l'ensemble des données brutes concernant les personnes affiliées au régime de retraite des fonctionnaires territoriaux et hospitaliers fourni par la CDC, nous construisons une nouvelle base permettant d'évaluer l'impact causal des réformes du jour de carence au sein de la FPT.

A partir des données exhaustives de la CNRACL, nous avons sélectionné uniquement les individus nés en octobre de chaque année afin de réduire la taille de notre échantillon mobilisé pour cette étude. Ensuite, nous avons fait le choix de construire une base de données trimestrielles qui nous permet d'identifier au mieux la présence de congé de maladie ordinaire (CMO). Les données trimestrielles sont privilégiées aux données annuelles car ces dernières sont très agrégées, cachant la variabilité temporelle de l'adoption de la réforme et trop peu nombreuses pour une évaluation précise des épisodes de réforme. Les données trimestrielles permettent en outre de bien décrire les évolutions saisonnières des CMO (période hivernale, période épidémique, etc).

Ainsi, pour chaque individu et pour l'ensemble des trimestres de début 2017 à la fin de l'année 2019, nous disposons des informations sur les caractéristiques liées à l'individu et à son emploi ainsi que les informations détaillées sur les CMO au cours de chaque trimestre⁷.

Par ailleurs, il faut savoir qu'un CMO peut être prolongé. Parfois, il peut se passer 48 heures entre la fin du premier arrêt et le début du prolongement. Nous avons donc fait le choix de regrouper les périodes de CMO qui sont séparées d'au maximum 2 jours. Ce choix de regroupement des CMO successifs peut être justifié pour deux raisons. La première étant que pour des arrêts qui se suivent directement (c'est-à-dire sans aucun jour entre les deux CMO), il est difficile de distinguer s'il s'agit d'un vrai prolongement ou d'une coupure de nature administrative en fin de mois par exemple. La seconde raison est que le jour de carence ne s'applique pas au prolongement de CMO et ce regroupement permettrait d'éviter de surestimer les arrêts de travail pour maladie.

Lorsque nous regroupons plusieurs CMO, la durée totale du nouveau CMO est alors la somme des durées des différents CMO regroupés. Ensuite, nous récupérons l'ensemble des informations sur les CMO et les arrêts pris par chaque individu lors de chaque trimestre avec en particulier le nombre de CMO pour lesquels le jour de carence est appliqué.

Afin d'évaluer l'impact de l'application de la réforme du jour de carence au sein de la FPT de la manière la plus précise, nous allons retenir plusieurs variables de performance au cours d'un trimestre donné :

- La fréquence des CMO : avoir au moins un CMO au cours d'un trimestre ;
- Le nombre de jours de CMO : nombre cumulé de jours de CMO au cours d'un trimestre ;
- Le nombre d'épisodes de CMO : nombre total d'épisodes de CMO au cours d'un trimestre ;
- La fréquence des CMO par intervalles : avoir au moins un CMO au cours d'un trimestre d'une durée respective de 1 jour, 2 jours, 3 jours, [4-6] jours, [7-14] jours, [15-30] jours et [31-90] jours.

3. Statistiques descriptives

Statistiques sur les congés de maladie ordinaire (CMO)

Nous présentons dans cette section quelques statistiques descriptives concernant les variables de performance mobilisées pour mesurer les CMO sur la période 2017-2019 à partir de l'échantillon des agents de la FPT nés en octobre, issu de la base CNRACL. Cette base est constituée de 1 320 184 observations au niveau trimestriel, soit au total 118 139 agents de la FPT et 16 460 établissements distincts.

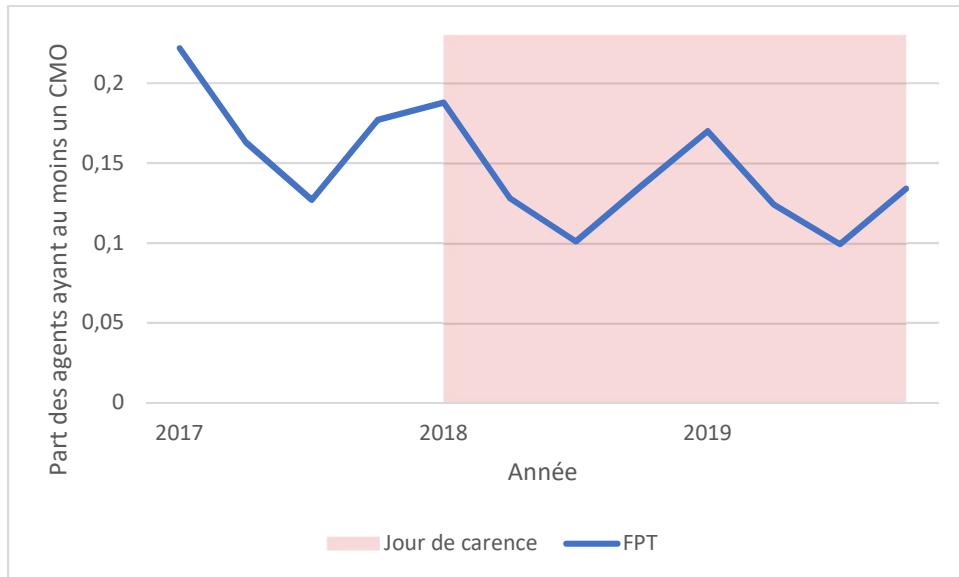
L'analyse trimestrielle de la fréquence des CMO sur l'ensemble de la période confirme la présence d'une saisonnalité de l'absence au travail pour maladie au sein de la FPT. Le pic annuel des CMO est atteint chaque année entre janvier et mars, correspondant à la période hivernale (18,8% des agents de la FPT ont eu un CMO en T1-2018). En revanche, la fréquence d'avoir au moins un CMO est réduite pendant l'été, correspondant au troisième trimestre de l'année entre juillet et septembre, où elle présente les valeurs les plus faibles sur l'année (10,1% en T3-2018).

La figure 1 décrit l'évolution de la part des agents ayant pris au moins un CMO au cours d'un trimestre sur la période 2017-2019. Nous remarquons des variations de la fréquence d'avoir au moins un CMO durant la période d'application du jour de carence entre 2018-2019 par rapport la période précédente en 2017. Au sein de la FPT, la part moyenne des agents ayant pris au moins un CMO au cours d'un trimestre passe ainsi de 22,2% au premier trimestre de 2017 avant de redescendre à 18,8% au premier trimestre de 2018. Cette

⁷ Notre base de données finale regroupe les informations liées à un individu pour un trimestre donné. Précisons que s'il n'y a pas d'observation pendant un trimestre donné pour un individu dans la base de la CNRACL, c'est que ce dernier n'est pas encore ou n'est plus dans la fonction publique. Ainsi, il n'aura pas d'observation pour le trimestre en question dans notre base finale.

première analyse semble montrer une fréquence de CMO plus basse durant les périodes avec jour de carence par rapport à la période précédente sans jour de carence. La figure 2 décrit l'évolution du nombre moyen de jours de CMO au cours d'un trimestre dans la FPT. On remarque que, sur la deuxième période de réforme, une légère baisse du nombre moyen de jours de CMO est observée entre 2017 et 2019 (baisse moyenne de 0,13 jour).

Figure 1 : Évolution de la part des agents qui ont au moins un CMO au cours d'un trimestre dans la fonction publique territoriale entre 2017 et 2019

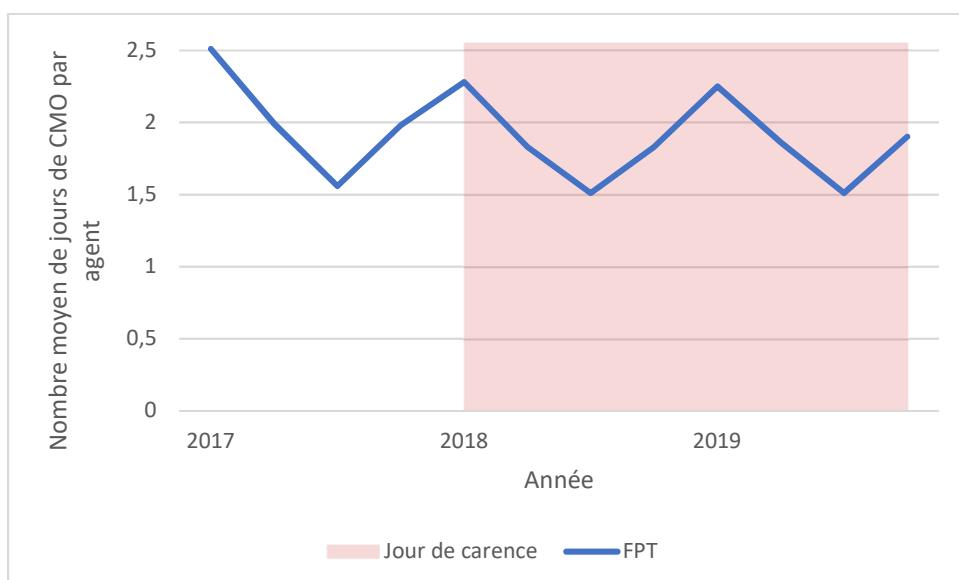


Note : Afin de calculer la part des agents qui ont au moins un CMO au cours d'un trimestre, on divise le nombre d'agents ayant un CMO au cours d'un trimestre donné par le nombre total d'agents employés ce même trimestre.

Lecture : Au troisième trimestre de 2017, 13% des agents de la FPT ont eu un CMO.

Source : Données de la Caisse Nationale de Retraites des Agents des Collectivités Locales (CNRACL) sur la période 2017-2019.

Figure 2 : Évolution du nombre moyen de jours de CMO par agent au cours d'un trimestre dans la fonction publique territoriale entre 2017 et 2019



Note : Afin de calculer le nombre moyen de jours de CMO par agent et par trimestre, on divise le nombre de jours de CMO pris au cours d'un trimestre donné par le nombre total d'agents employés ce même trimestre.

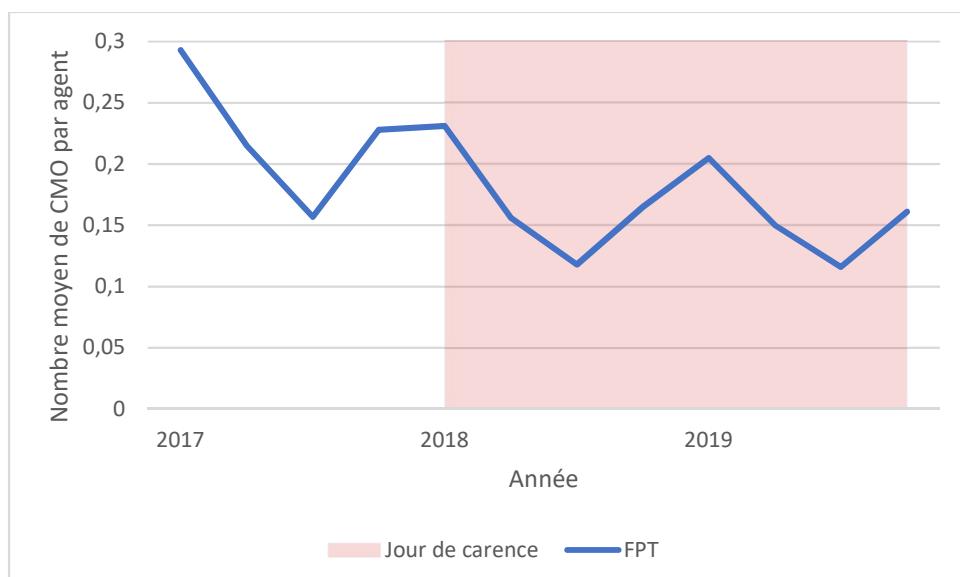
Lecture : Au premier trimestre de 2017, chaque agent a pris en moyenne 2,5 jours de CMO.

Source : Données de la Caisse Nationale de Retraites des Agents des Collectivités Locales (CNRACL) sur la période 2017-2019.

La figure 3 confirme ce constat en illustrant l'évolution du nombre moyen de CMO par agent au cours d'un trimestre. On observe une tendance globalement décroissante entre 2017 et 2019 : au premier trimestre de 2017, un agent déclarait en moyenne 0,29 CMO contre 0,23 et 0,21 CMO au premier trimestre de 2018 et 2019 respectivement. Cette évolution suggère que le jour de carence est associé à une réduction non seulement de la proportion d'agents ayant recours à un CMO (figure 1), mais aussi du nombre moyen d'épisodes par agent (figure 3), renforçant l'hypothèse d'un effet incitatif de la réforme sur le comportement d'absence.

L'impact de la deuxième réforme de l'instauration du jour de carence en 2018 sur la fréquence des CMO selon la durée de l'arrêt maladie montre des effets cohérents avec les prédictions théoriques attendues. La figure 4 montre que les CMO de 1 jour, 2 jours, 3 jours et de 4 à 6 jours ont nettement baissé durant 2018-2019 (entre 7% et 10% selon les trimestres) par rapport à la période sans l'application du jour de carence (entre 13% et 17% selon les trimestres en 2017). De plus, la part des CMO de plus d'une semaine ont augmenté après la deuxième réforme.

Figure 3 : Évolution du nombre moyen de CMO par agent au cours d'un trimestre dans la fonction publique territoriale entre 2017 et 2019

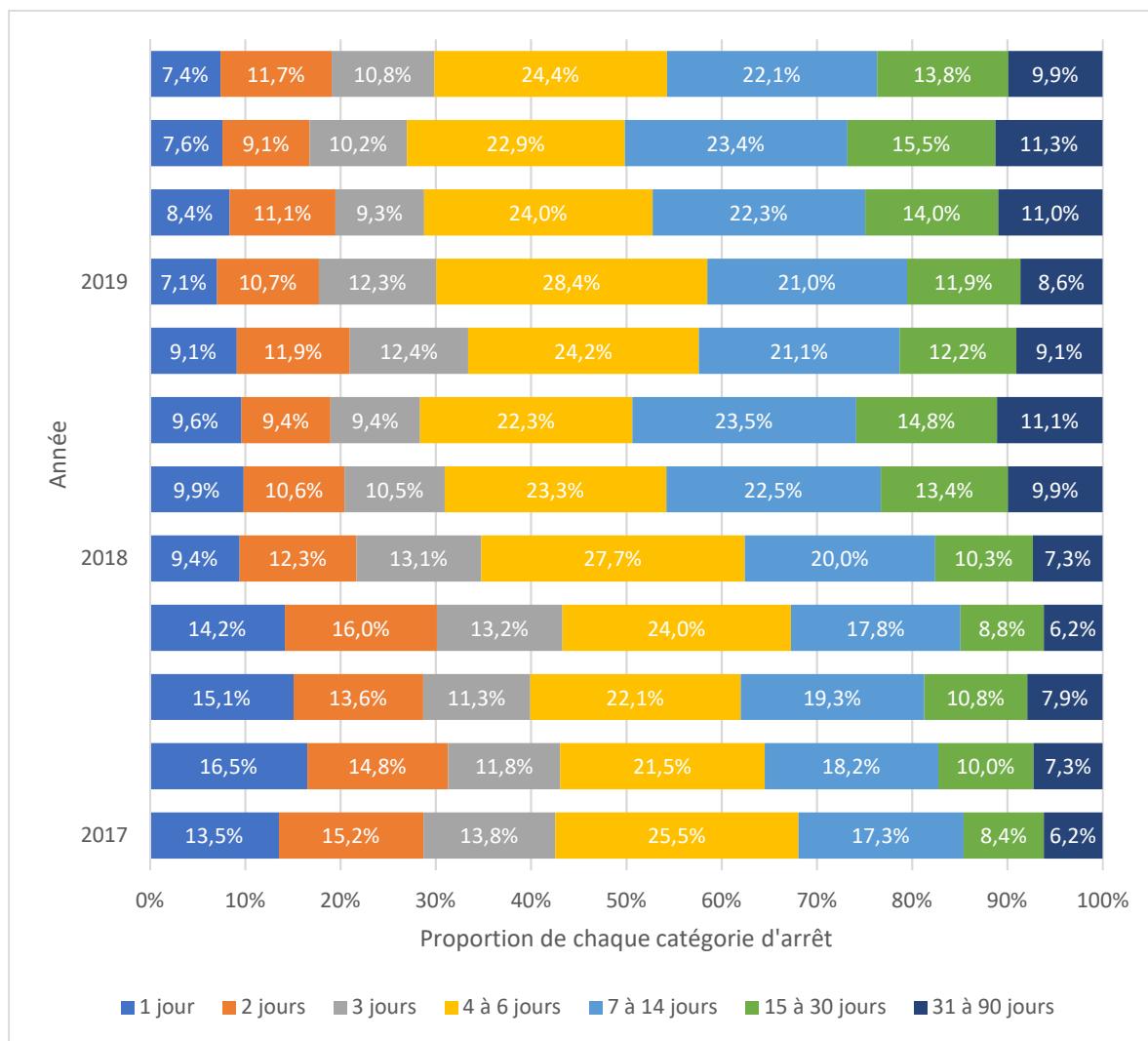


Note : Afin de calculer le nombre moyen de CMO par agent et par trimestre, on divise le nombre de CMO pris au cours d'un trimestre donné par le nombre total d'agents employés ce même trimestre.

Lecture : Au premier trimestre de 2017, chaque agent a pris en moyenne 0,3 CMO.

Source : Données de la Caisse Nationale de Retraites des Agents des Collectivités Locales (CNRACL) sur la période 2017-2019.

Figure 4 : Répartition des CMO par catégorie de durée dans la FPT au cours d'un trimestre entre 2017 et 2019



Note : Afin de déterminer la part des CMO d'une certaine catégorie de durée, on divise le nombre de CMO dans cette catégorie de durée par le nombre total de CMO. On calcule ensuite cela pour chaque catégorie de durée et pour chaque trimestre.

Lecture : Au deuxième trimestre de 2017, les CMO d'un jour représentent 16,5% de l'ensemble des CMO.

Source : Données de la Caisse Nationale de Retraites des Agents des Collectivités Locales (CNRACL) sur la période 2017-2019.

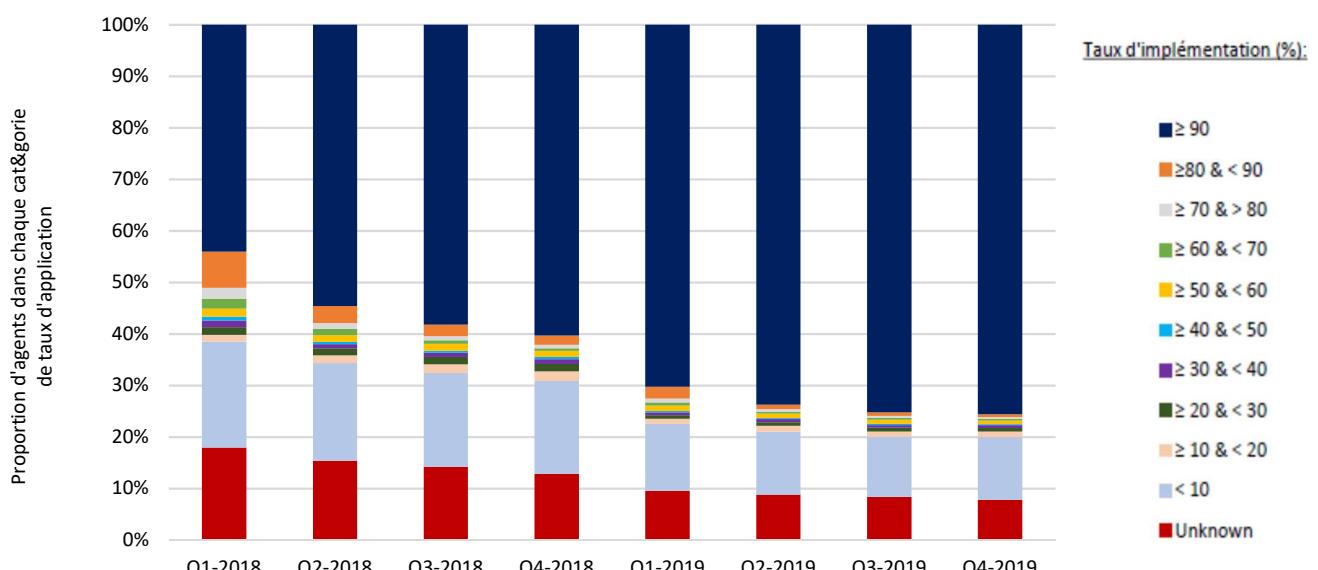
Application du jour de carence non uniforme dans la FPT

Dans sa présentation de la place de la FPT dans la fonction publique en général, Biland (2014) note que les pratiques discrétionnaires en termes de gestion des ressources humaines sont permises par le statut de la FPT et cette particularité fait peser sur celle-ci le soupçon d'un certain clientélisme, influencé par les intérêts des dirigeants locaux. La gestion décentralisée est également une réalité factuelle de l'organisation. Ainsi, les établissements locaux sont en charge notamment de rémunérer leurs agents. Il est donc possible que l'instauration du jour de carence ne se soit pas appliquée de manière uniforme dans une FPT soumise à des particularités locales. Bien évidemment, l'établissement local qui choisirait de s'exclure de l'introduction du jour de carence devrait prendre en charge la compensation versée à l'agent absent durant le premier jour du CMO. De ce fait, la décision de ces établissements de ne pas appliquer la retenue salariale ne changerait théoriquement rien au comportement optimal d'absence de leurs agents territoriaux, ni aux éventuelles économies espérées pour l'assurance maladie, mais ces conséquences financières seraient prises en charge par leur budget local.

Pour mettre cette hypothèse en évidence, nous avons calculé le taux d'application du jour de carence par établissement dans la FPT. Ce taux d'application correspond au nombre de CMO avec jour de carence divisé par le nombre de CMO pour chaque établissement.

Dans les figures 5 et 6, nous présentons la distribution des agents en fonction du taux d'application du jour de carence dans leur établissement au cours de la période de réforme pour les établissements avec plus de 500 agents et pour les établissements de moins de 500 agents⁸. Dans notre étude, l'analyse est restreinte aux établissements de plus de 500 agents. Cette décision méthodologique repose sur une contrainte d'observabilité du traitement. En effet, il n'est possible d'identifier si le jour de carence a été appliqué sur un trimestre donné que si au moins un CMO est effectivement observé durant ce trimestre. Or, dans les établissements de petite taille, il est fréquent qu'aucun congé maladie ne soit enregistré sur un trimestre, rendant impossible l'observation de l'application du jour de carence. Cela se traduit par une part importante d'observations pour lesquelles le taux d'application du jour de carence (donc le traitement) est inconnu : en moyenne 11,8% des observations par trimestre pour les établissements de moins de 500 agents (Figure 5), contre seulement 0,14% pour ceux de plus de 500 agents (Figure 6). On restreint donc notre étude à ces derniers afin de garantir une mesure fiable et cohérente du traitement au cours du temps.

Figure 5 : Distribution des agents de la FPT en fonction du taux d'application du jour de carence dans leur établissement de moins de 500 agents : période 2018-2019

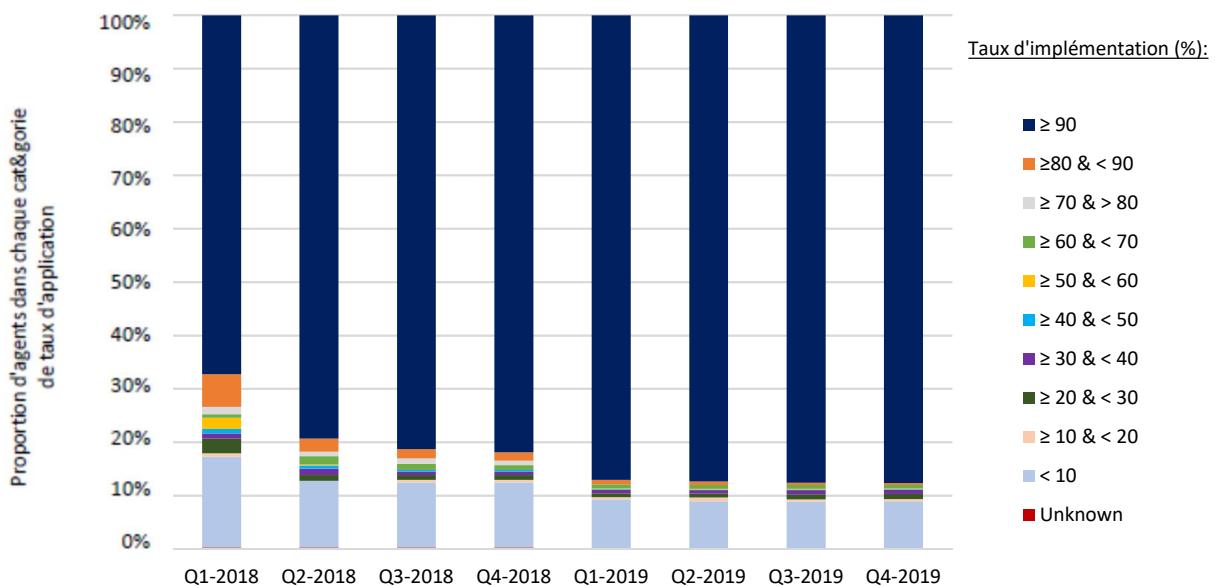


Note : Afin de calculer la proportion d'agents dans une certaine catégorie de taux d'application, on divise le nombre d'agents appartenant à des établissements dont le taux d'application est dans la catégorie en question par le nombre total d'agents employés.
Lecture : Au premier trimestre de 2018, dans les établissements de moins de 500 agents, 21% des agents appartiennent à des établissements dont le taux d'application du jour de carence est inférieur à 10% strictement.

Source : Données de la Caisse Nationale de Retraites des Agents des Collectivités Locales (CNRACL) sur la période 2017-2019.

⁸ Une classe où le taux d'application du jour de carence est inconnu peut exister dans le cas où l'agent appartient à un établissement qui n'a enregistré aucun CMO au cours d'un trimestre pour l'ensemble de ces salariés. C'est souvent le cas des petits établissements. Cette classe ne sera pas retenue par la suite dans les estimations économétriques.

Figure 6 : Distribution des agents de la FPT en fonction du taux d'application du jour de carence dans leur établissement de 500 agents ou plus : période 2018-2019



Note : Afin de calculer la proportion d'agents dans une certaine catégorie de taux d'application, on divise le nombre d'agents appartenant à des établissements dont le taux d'application est dans la catégorie en question par le nombre total d'agents employés.
Lecture : Au premier trimestre de 2018, 17% des agents appartiennent à des établissements dont le taux d'application du jour de carence est inférieur à 10% strictement.

Source : Données de la Caisse Nationale de Retraites des Agents des Collectivités Locales (CNRACL) sur la période 2017-2019.

Nous constatons que la part des agents appartenant à des établissements dont le taux d'application du jour de carence est supérieur ou égale à 90% dans la FPT est assez élevée : égale à 67% en 2018 pour atteindre une part maximum de 87% au dernier trimestre de 2019 (Figure 6)⁹.

Nous remarquons également que la part des agents employés dans un établissement où le taux d'application appartient à l'intervalle [80%, 90%[varie entre 6% et 0,4% pour la période 2018-2019. La part des agents avec des taux d'application compris entre 50% et 80% reste assez faible sur l'ensemble de la période ne dépassant pas les 4,2%. En revanche, cette analyse montre une part considérable des agents de la FPT appartenant à des établissements avec un taux d'application de moins de 10%. Cette part décroît progressivement de 17% au premier trimestre 2018 pour atteindre 9% au dernier trimestre 2019.

La distribution du taux d'application du jour de carence parmi les établissements présente une allure bimodale:

- Les deux classes supérieures où le taux d'application est supérieur ou égale à 90% ou appartenant à l'intervalle [80% ; 90%[représentent en moyenne 82% des agents de la FPT sur l'ensemble des trimestres de la période 2018-2019 (Tableaux A4-3 et A4-4 en annexe).
- Les classes avec des taux d'application du jour de carence appartenant à l'intervalle [50% ; 80%[représentent un faible pourcentage des agents de la FPT de notre échantillon avec une part moyenne sur l'ensemble des trimestres de 2% (Tableau A4-4 en annexe).
- Les agents de la FPT appartenant à des établissements dont le taux d'application du jour de carence est strictement inférieur à 50%, représentent en moyenne 16%.

⁹ Les tableaux en annexe 4 présentent le détail de ces taux d'application en 2018 et 2019 pour les deux groupes d'établissements locaux de plus et moins de 500 agents employés.

Aussi, la distribution du taux d'application du jour de carence est caractérisée par deux classes aux effectifs élevés : celle où le taux d'application est inférieur à 10% et celle où le taux d'application est compris entre 80% et 100%.

Cette analyse du taux d'application du jour de carence nous a conduit à faire le choix pour cette première évaluation de l'impact de la réforme du jour de carence dans la FPT d'adopter un seuil limite de 50% pour définir le groupe des traités et des contrôles. Le premier groupe d'individus traités est formé par les agents où le jour de carence a été majoritairement appliqué aux CMO durant un trimestre donné. Un second groupe d'individus contrôles, composé par les agents n'ayant pas subi l'application du jour de carence au cours d'un trimestre donné. Des analyses de robustesse seront menées dans la section des résultats, où nous examinerons l'évolution des effets estimés ainsi que les tests placebo en fonction du seuil du taux d'application du jour de carence retenu.

4. Méthodologie d'évaluation

Nous rappelons que notre stratégie d'évaluation porte exclusivement sur la seconde réforme du jour de carence, entrée en vigueur en 2018. L'analyse est donc restreinte à la période 2017-2019, et aux établissements de 500 agents ou plus, afin de garantir une identification plus fiable de l'application effective de la réforme.

Cette restriction aux établissements de 500 agents ou plus se traduit mécaniquement par une réduction de la taille de notre échantillon. Dans l'échantillon complet (agents de la FPT nés en octobre), nous disposons de 1 320 184 observations trimestrielles, correspondant à 118 139 individus répartis dans 16 460 établissements distincts. Lorsque l'on se limite aux établissements de grande taille (≥ 500 agents), l'échantillon se réduit à 647 621 observations trimestrielles, soit 61 977 individus et 509 établissements. Les établissements de grande taille représentent donc environ 49% des observations, 52% des individus, mais seulement 3% des établissements du champ initial. Cette restriction permet donc de conserver une population large et représentative tout en excluant les établissements de petite taille, pour lesquels l'application effective du jour de carence est plus difficile à identifier de manière fiable.

Le tableau A5-1 en annexe compare les principales variables de performance entre trois échantillons : l'échantillon complet, les établissements de moins de 500 agents, les établissements de 500 agents ou plus. Il en ressort que les niveaux et les évolutions des variables de performance sont proches dans les trois cas. Autrement dit, la restriction aux établissements de grande taille ne modifie pas substantiellement le comportement observé des variables étudiées, ce qui permet de généraliser les résultats obtenus sur cet échantillon restreint à l'ensemble de la FPT et éliminer tout biais lié à la sélection des individus appartenant aux établissements de plus de 500 agents.

Définition des traités et des contrôles

A partir des taux d'application du jour de carence précédemment évoqués, nous allons définir notre groupe de traitement. Pour cela, nous faisons tout d'abord deux hypothèses concernant les établissements :

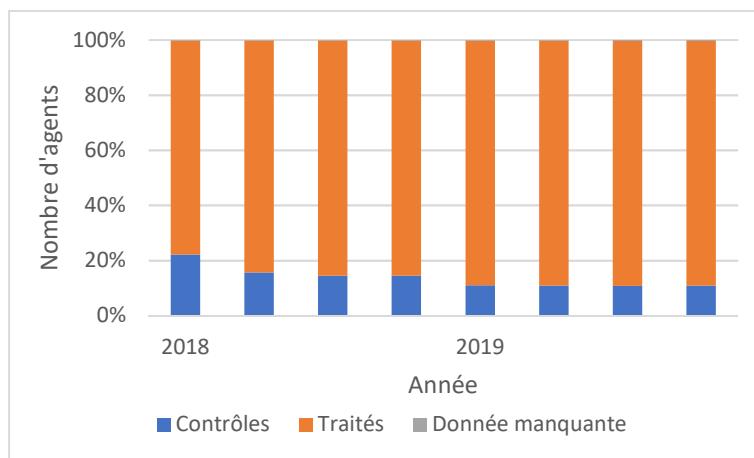
- On considère qu'un établissement applique majoritairement le jour de carence dès que le taux d'application est supérieur à 50%.
- Si un établissement applique majoritairement le jour de carence à partir d'un trimestre, on considère qu'il l'applique tous les trimestres ultérieurs.

Le statut d'individu traité va alors dépendre de l'application du jour de carence dans son établissement. Ainsi, dans le cas d'un individu qui n'a pas de CMO au cours d'un trimestre, on considère que cet individu est traité s'il appartient à un établissement qui applique majoritairement le jour de carence. Les individus appartenant à un établissement dont le taux d'application du jour de carence est inférieur à 50% sont considérés comme contrôles. Les individus appartenant à des établissements dont on ne connaît pas le

statut d'application sont exclus des estimations. A noter que la majorité des individus sont traités dès le premier trimestre de 2018 : 67% des traités entrent en traitement au premier trimestre de 2018 (Tableau A5-4 en annexe).

La figure 7 montre la répartition des agents de la FPT selon le groupe des contrôles ou des traités au sein de notre échantillon. Nous constatons que le groupe des traités est croissant sur la période 2018-2019 avec 78% des agents au premier trimestre de 2018 pour atteindre 89% des agents au dernier trimestre de 2019.

Figure 7 : Répartition des agents de la FPT par groupe de traitement en fonction du trimestre (établissements de 500 agents ou plus)



Lecture : Au quatrième trimestre de 2018, il y a 8 159 agents dans le groupe contrôle et 47 986 dans le groupe traité.

Source : Données de la Caisse Nationale de Retraites des Agents des Collectivités Locales (CNRACL) sur la période 2017-2019.

Tendance des CMO entre le groupe des traités et des contrôles

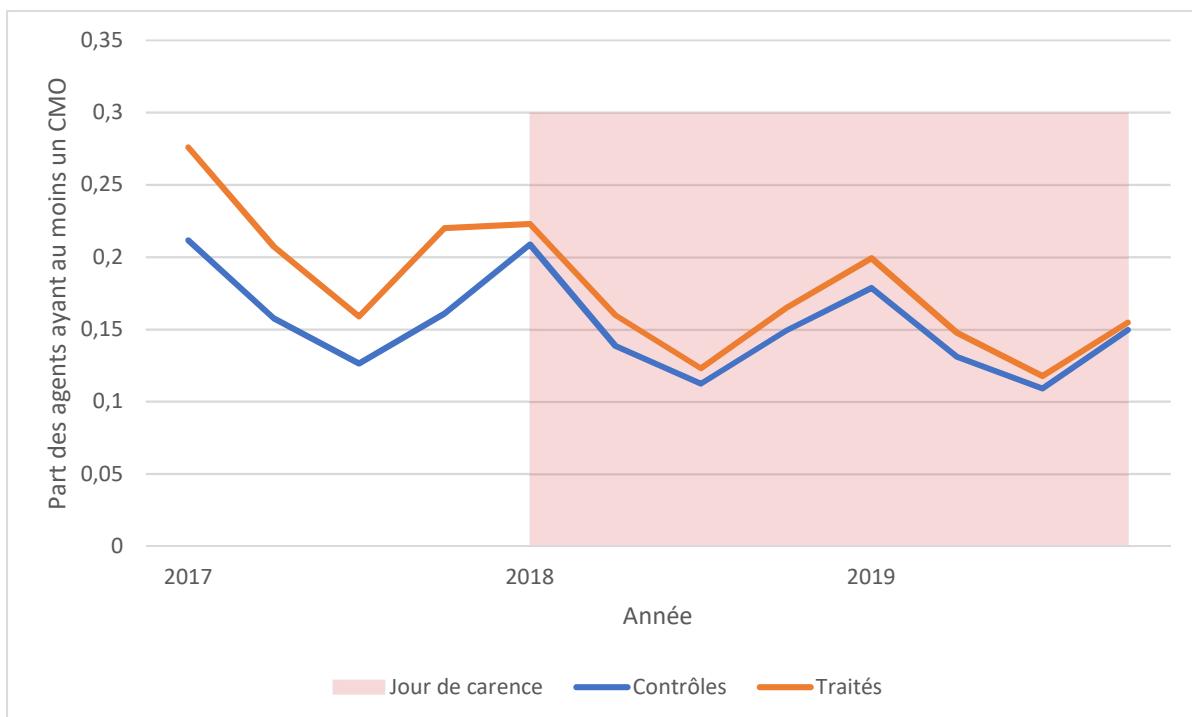
L'estimation de l'impact causal d'une réforme nécessite la validation d'une hypothèse d'identification concernant les tendances pour les groupes de contrôles et des traités en l'absence de traitement : hypothèse de tendances parallèles. Cette hypothèse implique qu'en l'absence de traitement, la différence des variables de performance reste constante entre les groupes des contrôles et des traités. Cette hypothèse sera testée dans la suite du papier.

Dans la figure 8 nous avons mené une analyse graphique de la tendance d'avoir au moins un CMO dans deux groupes d'employés. Le premier groupe des traités correspond au groupe des agents de la FPT qui ont été traités pour la première fois au premier trimestre de 2018, soit 72% des individus de notre base. Le deuxième groupe des contrôles correspond aux agents qui n'ont jamais connu le jour de carence pendant la période, c'est-à-dire les individus appartenant à un établissement dont le taux d'application du jour de carence ne dépasse jamais 50%. Cette définition des traités et des contrôles ne prend pas en compte la dynamique du traitement qui sera discutée dans la partie économétrique.

L'analyse graphique de la figure 8 confirme la même évolution en termes de probabilité d'avoir au moins un CMO durant les quatre trimestres de 2017 pour les agents qui seront traités au premier trimestre de 2018 et ceux qui ne le seront jamais lors de l'application de la réforme.

Cette analyse graphique montre également que la probabilité de prendre au moins un CMO est plus élevée dans le groupe des traités que dans le groupe des contrôles.

Figure 8 : Évolution de la part des agents qui ont au moins un CMO dans la FPT entre 2017 et 2019



Note : Afin de calculer la part des agents qui ont au moins un CMO au cours d'un trimestre, on divise le nombre d'agents ayant un CMO au cours d'un trimestre donné par le nombre total d'agents employés ce même trimestre.

Traité correspond au groupe des agents de la FPT qui ont été traités pour la première fois au premier trimestre de 2018 et ayant subi l'application du jour de carence pendant la période correspondante (2018-2019). Contrôle : correspond au groupe des agents de la FPT n'ont jamais été traités pendant la période correspondante (2018-2019).

Lecture : Au premier trimestre de 2017, 21% du groupe des contrôles de la FPT contre 28% pour le groupe des traités ont eu un CMO dans la FPT.

Source : Données de la Caisse Nationale de Retraites des Agents des Collectivités Locales (CNRACL) sur la période 2017-2019.

On rappelle qu'on ne s'intéresse qu'aux agents de la FPT appartenant à des établissements de plus de 500 agents. Sur l'ensemble de la période d'analyse 2017-2019, les personnels de la FPT de notre échantillon sont majoritairement des femmes (57%), en proportion croissante avec l'âge (très faible taux pour les jeunes de moins de 25 ans (1,1%), de 26 à 35 ans (13,5%), de 36 à 45 ans (27,2%) et de plus de 45 ans (58,3%)). La FPT est constituée principalement par des emplois de catégorie sédentaires (94,0%) contre une faible proportion de la catégorie active (5,9%) caractérisée par les emplois présentant un risque de santé particulier ou des fatigues exceptionnelles. La majorité des agents de la FPT occupent un emploi à temps complet (89,0%) avec un faible pourcentage de cadres et professions intellectuelles supérieures (5,8%) et une proportion plus élevée d'employés (53,8%) et de professions intermédiaires (22,2%). Enfin, les agents de la FPT se répartissent principalement entre les communes (43,4%), les départements (32,8%), l'intercommunalité (12,1%) et les régions (10,3%) (Tableau A5-3 en annexe).

L'analyse des caractéristiques individuelles par groupe de contrôles et de traités confirme une composition homogène et équivalente selon le genre, l'âge et la profession (Tableau A5-3 en annexe). En revanche, certaines différences existent au niveau du type de l'employeur. Par exemple, les agents des intercommunalités représentent 10% des traités contre 17% des contrôles. Au contraire, les agents de la FPT exerçant dans les régions sont plus présents dans le groupe des traités (10,8%) que dans le groupe des contrôles (2,8%).

Méthodologie économétrique

Dans cette section, nous présentons le modèle économétrique choisi afin d'évaluer l'effet causal de l'instauration d'un jour de carence sur les congés pour maladie ordinaire. Nous cherchons ainsi à évaluer l'effet moyen de la réforme de 2018 sur un ensemble d'indicateurs des absences maladie. Ainsi, nos premières variables de résultat seront la probabilité de prendre au moins un épisode de congé pour maladie ordinaire (CMO), le nombre de jours de CMO et le nombre d'épisodes de CMO cumulé au cours d'un trimestre. Dans un second temps, et de manière à juger quels types d'épisode de CMO ont été plus particulièrement impactés, sera analysé l'effet sur la fréquence de ces épisodes selon leur durée : 1 jour, 2 jours, 3 jours, 4 à 6 jours, 7 à 14 jours, 15 à 30 jours, 30 à 90 jours.

On rappelle que nous définissons un établissement comme traité dès lors que son taux d'application du jour de carence est supérieur ou égal à 50%. Tous les agents de cet établissement sont alors considérés comme appartenant au groupe traité. Toutefois, cette règle de classification induit une source potentielle d'erreur de mesure du traitement au niveau individuel. En effet, même dans les établissements dont le taux d'application atteint ou dépasse 50%, il peut exister des agents ayant bénéficié d'un CMO sans que le jour de carence ne leur soit effectivement appliqué. Ces agents sont donc considérés comme traités dans notre cadre d'analyse, bien qu'ils ne le soient pas en réalité. Cette approximation est inhérente à notre choix d'un traitement défini au niveau de l'établissement plutôt qu'à celui de l'agent, et elle reflète un compromis entre précision individuelle et faisabilité empirique.

Le passage possible du groupe des témoins à celui des traités s'est réalisé à des dates différentes durant les deux années couvertes par la réforme du jour de carence dans notre base de données. La structure de nos données permet ainsi de suivre les agents territoriaux, avec une variabilité temporelle dans leur passage de contrôles à traités et inversement. En effet, il est notable que les agents peuvent se trouver successivement dans les deux statuts sur la période analysée, parce qu'ils peuvent muter entre établissements territoriaux. On considère toutefois qu'une fois qu'un établissement est traité, donc qu'il applique le jour de carence à la moitié des arrêts CMO ou plus, il ne peut pas revenir en arrière.

L'existence de deux groupes d'agents traités et contrôles permet de faire appel à une méthodologie d'estimation de type différence de différences.

Estimateurs dynamiques de Chaisemartin et D'Haultfoeuille (2024)

Une littérature importante a mis en évidence les limites des estimateurs à double effet fixe (TWFE) dans des situations assez vraisemblables. Ainsi, comme l'expliquent De Chaisemartin et D'Haultfoeuille (2024), cet estimateur est biaisé pour estimer l'effet moyen de traitement sauf si l'hypothèse de tendances parallèles pour les groupes en l'absence de traitement est vérifiée et si l'effet du traitement est homogène entre les groupes et dans le temps. Il est difficile de supposer que cette dernière hypothèse est vérifiée dans notre situation. En effet, les groupes considérés ici sont les ensembles d'agents individuels traités à une certaine période et il est possible que l'effet de la mise en application d'un jour de carence varie selon la rémunération de ceux-ci, et donc du coût d'opportunité de leur loisir, ou selon leur comportement vis-à-vis de la maladie. Par exemple, selon l'âge et le sexe de l'agent, il est possible que l'exposition au risque de maladie et le comportement de prudence vis-à-vis de celui-ci soit variable (voir les contributions de Malard et al., 2015 ; Niedhammer et al., 2000). De plus, la rapidité à laquelle les employeurs locaux ont mis en place la réforme proposée est également susceptible d'être fortement influencée par leur historique d'absentéisme maladie qui lui-même dépend des caractéristiques moyennes de la main-d'œuvre, pourcentage de femmes, de cadres, profil d'âge etc...).

L'effet moyen de traitement que nous cherchons à estimer est l'effet de traitement pour tous les individus qui changent de situation de non traités à traités. Or, l'estimateur à double effets fixes est biaisé parce qu'il est en réalité une moyenne pondérée des effets moyens de traitement dont les poids de pondération peuvent être positifs comme négatifs. Le problème vient du fait que ces poids ne correspondent pas aux proportions des individus qui changent du statut de traité à non traité. Ainsi, l'estimateur à double effets

fixes ne mesure pas correctement l'effet moyen de traitement et l'étendue de son éventuel biais dépend du nombre de poids utilisés qui sont négatifs.

Pour estimer l'effet causal de l'instauration du jour de carence sur les absences pour maladie ordinaire, nous utilisons donc l'estimateur dynamique proposé par de Chaisemartin et D'Haultfoeuille (2024). Cette méthode est adaptée aux contextes de traitements échelonnés dans le temps. Elle surmonte les biais documentés ci-dessus associés aux régressions à double effets fixes (TWFE) lorsque les effets du traitement sont hétérogènes dans le temps ou entre groupes.

Leur estimateur s'appuie sur des comparaisons entre groupes traités, groupes non encore traités, et groupes jamais traités. Dans notre cas, l'unité d'observation est l'agent de la fonction publique territoriale, appartenant à un établissement de grande taille (plus de 500 agents) au trimestre t , sur la période allant du premier trimestre 2017 au quatrième trimestre de 2019. Le panel s'étend donc sur $T = 12$ trimestres. Le traitement est défini au niveau de l'établissement : un établissement est considéré comme traité à partir du trimestre où plus de 50% de ses cas de CMO observés sont soumis au jour de carence, et il le reste ensuite de manière absorbante. Cette adoption se fait à des dates différentes selon les établissements, ce qui permet d'identifier des effets dynamiques relatifs à la date de traitement. Cependant, comme un individu peut changer d'établissement au cours de la période, il n'est pas possible de définir l'unité de traitement comme étant l'établissement, car cela créerait des problèmes d'assignation (un même individu pouvant être rattaché à plusieurs groupes traités successivement) et rendrait inapproprié le clustering des erreurs au niveau de l'établissement.

Notre unité de traitement g est donc l'individu. Le statut de l'individu g à la date t , est noté :

$$D_{g,t} = \begin{cases} 1 & \text{si l'établissement de } g \text{ à } t \text{ applique le jour de carence,} \\ 0 & \text{sinon.} \end{cases}$$

Soit $Y_{g,t}$ l'issue observée (par exemple le nombre de CMO) pour l'individu g au trimestre t . On note F_g la première période où g est exposé au jour de carence (via l'établissement dans lequel il travaille).

Pour chaque individu g traité pour la première fois au trimestre F_g , on calcule l'effet à l périodes après traitement :

$$DID_{g,l} = \left(Y_{g,F_g+l-1} - Y_{g,F_g-1} \right) - \frac{1}{N_{F_g+l-1}^g} \sum_{g':F_g > F_g+l-1} (Y_{g',F_g+l-1} - Y_{g',F_g-1})$$

Où :

- $N_{F_g+l-1}^g$ est le nombre d'individus témoins g' qui ne sont pas encore traités à la date $F_i + l - 1$.
- La première différence mesure l'évolution des outcomes du groupe traité g , et la seconde est la moyenne des mêmes différences pour les groupes non encore traités g' sur la même période.

L'agrégation sur l'ensemble des individus conduit à :

$$DID_l = \frac{1}{N_l} \sum_{g:T_g \geq F_g+l-1} DID_{g,l}$$

qui correspond à l'effet moyen d'une exposition au jour de carence estimé l périodes (ici, trimestres) après l'instauration du traitement. En résumé, on moyenne les effets estimés $DID_{g,l}$ sur les N_l individus pour lesquels un tel calcul est possible (qui sont traités à une date permettant d'observer l'issue l périodes après le traitement, c'est-à-dire jusqu'à $F_g + l - 1$). On note T_g le dernier trimestre pour lequel l'individu g est

observé, ce qui permet de poser la condition $T_g \geq F_g + l - 1$ afin de garantir la disponibilité des données nécessaires à l'estimation.

L'indice l est un temps (trimestre dans notre cas) relatif à la date de traitement : $l = 1$ correspond à l'effet immédiat, $l = 2$ au trimestre suivant, etc. L'effet juste avant le traitement est défini comme $l = 0$. Cette approche suppose que, en l'absence de traitement, les établissements nouvellement traités auraient suivi des trajectoires similaires à celles des établissements non encore traités. Cette hypothèse de tendance parallèle est testable a posteriori sur les trimestres pré-traitement $l = -1, l = -2, l = -3$.

Cette méthode permet donc d'estimer les effets dynamiques du traitement, période par période après traitement, ainsi que les effets moyens cumulés sur plusieurs trimestres, tout en tenant compte de l'hétérogénéité des dates d'adoption du traitement.

Afin de tester la robustesse de nos résultats, nous exploiterons également des définitions alternatives du traitement. En particulier, plutôt que de coder un indicateur binaire égal à 1 lorsque le taux d'application du jour de carence atteint 50% ou plus, nous construisons une variable discrète à dix modalités, prenant la valeur 0 lorsque le taux d'application est inférieur à 10%, 1 lorsqu'il se situe entre 10 et 20%, ..., et 9 lorsqu'il est compris entre 90 et 100%. Ainsi, $D_{g,t} \in \{0, \dots, 9\}$. Cette définition permet de capter non seulement l'exposition au traitement, mais également son intensité.

Nous utilisons pour cela l'estimateur dynamique normalisé proposé par de Chaisemartin et D'Haultfoeuille (2024), adapté aux situations avec traitements non binaires. Pour chaque individu, nous mesurons l'effet du passage à un niveau de traitement plus élevé par rapport à la situation initiale, en normalisant l'effet estimé par la dose cumulée de traitement reçue depuis le premier changement de statut. L'effet moyen à l périodes est ensuite obtenu par moyenne pondérée de ces effets normalisés.

Cette approche permet d'estimer un effet moyen par unité de traitement supplémentaire (+10 pp de taux d'application) l trimestres après le changement. En comparant ces effets sur différentes fenêtres post-traitement, nous pouvons identifier l'hétérogénéité des réponses en fonction de l'intensité du traitement et de la durée d'exposition.

5. Résultats

Estimation à traitement binaire : effet de l'instauration du jour de carence

Le tableau 1 et la figure 9, ci-dessous, présentent les effets dynamiques estimés de l'instauration du jour de carence, en considérant un individu comme traité dès lors qu'il appartient à un établissement dont le taux d'application du jour de carence atteint au moins 50%. L'effet est estimé à chaque trimestre postérieur au traitement à l'aide de l'estimateur dynamique de Chaisemartin et D'Haultfoeuille (2024). Notre fenêtre d'observation s'étend du premier trimestre 2017 au dernier trimestre 2019. Comme un établissement peut commencer à appliquer le jour de carence à partir du premier trimestre 2018, il est possible d'observer au maximum huit trimestres post-traitement pour les établissements ayant adopté la réforme dès son entrée en vigueur. Dans un premier temps, trois variables de performance sont analysées : la probabilité qu'un agent ait au moins un CMO (colonne 1), le nombre total de jours d'absence pour CMO (colonne 2) et le nombre total d'épisées de CMO (colonne 3) par trimestre.

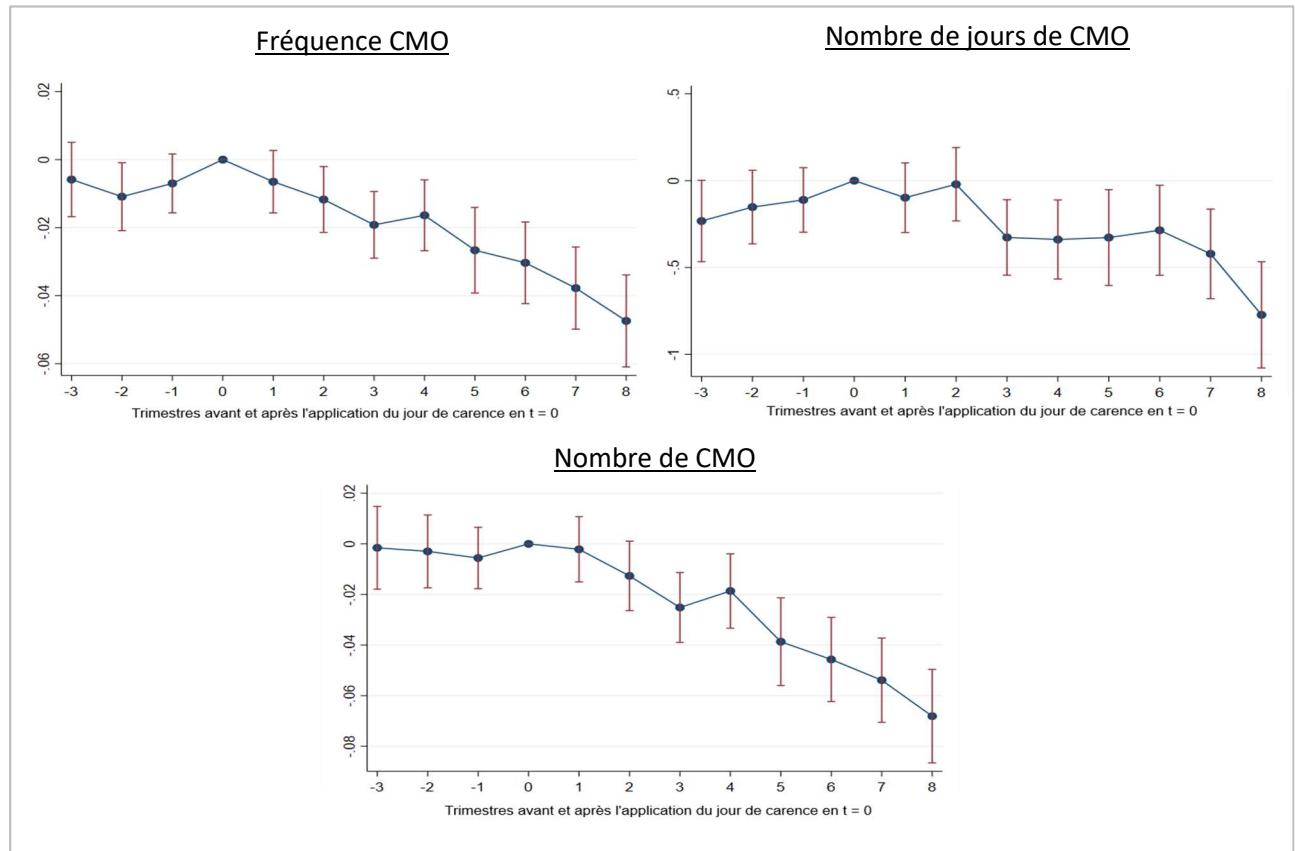
Les premiers effets immédiatement après la mise en œuvre de la réforme (trimestres 1 et 2 post-traitement) sont relativement modestes pour les trois variables de performance. Ainsi, bien que l'effet soit toujours négatif, il n'est jamais significatif pour le trimestre 1 et significatif à 10% pour la probabilité d'observer au moins un CMO au trimestre 2. Les effets deviennent significatifs à au moins 5% à partir du troisième trimestre, avec une diminution progressive de la probabilité d'être en CMO, du nombre d'épisées et de la durée cumulée. L'effet est particulièrement marqué entre les cinquième et huitième trimestres post-traitement, où l'on observe une baisse significative et croissante de tous les indicateurs d'absence maladie : au trimestre 8, la probabilité de CMO est réduite de 4,74 points de pourcentage (pp), la durée cumulée de

jours d'absence pour maladie ordinaire diminue de 0,77 jour en moyenne, et le nombre d'épisodes baisse de 0,07 par agent.

Le test de placebo appliqué sur les trois périodes précédant le traitement ne révèle pas d'effet significatif à au moins 5%, ce qui soutient l'hypothèse de tendances parallèles entre groupes traités et non traités avant la réforme. Par ailleurs, l'effet cumulé moyen sur l'ensemble des périodes post-traitement est significatif et négatif pour les trois indicateurs, confirmant l'efficacité globale de la mesure : baisse de 2,37 pp d'avoir un CMO, réduction de 0,31 jour d'absence cumulée, et diminution de 0,03 épisode en moyenne par trimestre.

Ces résultats montrent que l'application du jour de carence a effectivement permis de réduire l'absentéisme pour maladie ordinaire, aussi bien en fréquence qu'en durée.

Figure 9 : Effets dynamiques du jour de carence sur les CMO (traitement binaire)



Intervalle de confiance à 95%.

Source : Données de la Caisse Nationale de Retraites des Agents des Collectivités Locales (CNRACL) sur la période 2017-2019

Tableau 1 : Effets dynamiques de l'instauration du jour de carence (traitement binaire).

	(1) CMO	(2) Nombre de jours CMO	(3) Nombre CMO
Effet 1	-0,0065 ^a (0,0047)	-0,0981 (0,1020)	-0,0022 (0,0066)
Effet 2	-0,0117* (0,0049)	-0,0208 (0,1080)	-0,0127 (0,0070)
Effet 3	-0,0192*** (0,0050)	-0,327** (0,1110)	-0,0252*** (0,0071)
Effet 4	-0,0164** (0,0053)	-0,3390** (0,1160)	-0,0186* (0,0075)
Effet 5	-0,0266*** (0,0064)	-0,3280* (0,1410)	-0,0387*** (0,0089)
Effet 6	-0,0303*** (0,0061)	-0,2860* (0,1320)	-0,0457*** (0,0085)
Effet 7	-0,0378*** (0,0062)	-0,4220** (0,1320)	-0,0539*** (0,0085)
Effet 8	-0,0474*** (0,0069)	-0,7730*** (0,1560)	-0,0681*** (0,0094)
Placebo 1	-0,0070 (0,0044)	-0,1110 (0,0947)	-0,0056 (0,0062)
Placebo 2	-0,0109* (0,0051)	-0,1520 (0,1080)	-0,003 (0,0073)
Placebo 3	-0,0059 (0,0056)	-0,2320 (0,1200)	-0,0016 (0,0083)
Test placebo	0,159	0,227	0,839
Effet cumulé moyen	-0,0237*** (0,0042)	-0,3120*** (0,0836)	-0,0318*** (0,0060)
Nombre moyen de périodes	4,5	4,5	4,5

Lecture : Les huit premières lignes reportent les effets dynamiques estimés de l'instauration du jour de carence, trimestre par trimestre après l'entrée en vigueur du traitement. L'effet l correspond à l'effet estimé sur la variable de résultat au l -ième trimestre suivant l'instauration du jour de carence dans l'établissement de l'agent. Un coefficient négatif et significatif indique une baisse de la probabilité de prendre un congé pour maladie ordinaire (CMO), du nombre de jours de CMO ou du nombre d'épisodes de CMO, selon la colonne considérée.

Placebo l correspond à l'effet estimé au l -ième trimestre avant l'instauration du jour de carence. Un coefficient non significatif indique qu'il n'existe pas de différence significative d'évolution entre établissements traités et non encore traités juste avant la réforme.

L'effet cumulé moyen présente l'impact total moyen du passage à l'application du jour de carence. Il s'agit donc de la somme des effets produits par une dose de traitement, prise en moyenne sur l'ensemble des agents concernés. Le nombre moyen de périodes précise sur combien de trimestres, en moyenne, ces effets se sont accumulés (ici 4,5). Autrement dit, l'effet cumulé moyen correspond à l'impact total d'une exposition supplémentaire au jour de carence, intégré sur une durée moyenne de 4,5 trimestres.

^a : Le coefficient -0,0065 indique qu'au premier trimestre suivant l'instauration du jour de carence, la probabilité pour un agent de prendre au moins un congé pour maladie ordinaire diminue en moyenne de 0,65 point de pourcentage.

*** $p<0,001$, ** $p<0,01$, * $p<0,05$. Ecarts-type entre parenthèses.

Source : Données de la Caisse Nationale de Retraites des Agents des Collectivités Locales (CNRACL) sur la période 2017-2019, restreintes aux agents de la FPT appartenant à un établissement de 500 agents ou plus.

Le tableau 2 présente les effets estimés de l'instauration du jour de carence sur la probabilité d'avoir au moins un congé maladie ordinaire dans un trimestre, déclinés selon la durée des épisodes (de 1 jour à 31-90 jours).

Les résultats montrent que les effets significatifs apparaissent seulement à partir du cinquième trimestre, et s'intensifient à mesure que l'on s'éloigne de la date initiale de traitement. La baisse de probabilité est particulièrement marquée pour les épisodes courts de 2 et 3 jours, avec des effets significatifs dès le cinquième trimestre, et de façon soutenue jusqu'au huitième trimestre : la probabilité d'avoir un arrêt de 2 jours (resp. 3 jours) diminue de 0,95 pp (resp. 0,86 pp). En revanche, pour les arrêts d'une à deux semaines, les effets n'apparaissent qu'encore plus tardivement : la probabilité de prendre un arrêt de 4 à 6 jours diminue de 1,03 points de pourcentage après 7 trimestres, tandis que celle d'un arrêt de 7 à 14 jours baisse de 1,29 points au huitième trimestre post-traitement.

Concernant les arrêts d'un seul jour, les effets sont également modestement négatifs et non significatifs durant la première année, mais une baisse significative apparaît à partir du cinquième trimestre, atteignant -0,91 pp au huitième trimestre post-traitement. Cela suggère que même les épisodes les plus courts, pourtant les plus directement pénalisés par le jour de carence, ne réagissent pas immédiatement à la réforme, mais seulement avec un certain délai.

Enfin, les arrêts de longue durée (15 à 30 jours et 31 à 90 jours) connaissent des baisses plus modérées mais significatives en fin de période. Cela pourrait indiquer que, même pour des arrêts dont la part non indemnisée est faible proportionnellement à leur durée, le jour de carence exerce un effet de dissuasion marginal.

L'effet cumulé moyen de ces différents arrêts n'est significatif à 5% sur les deux ans d'observation que pour les arrêts de 1, 2 et 3 jours qui diminuent respectivement de 0,44, 0,6 et 0,56 points de pourcentage ainsi que les arrêts de 7 à 14 jours qui diminuent de 0,53 pp. Ces résultats limités aux arrêts courts semblent proches de ceux obtenus par Cazenave-Lacoutz et Godzinski (2017) qui montrent sur la période 2012-2013 de la première réforme une baisse particulièrement importante de la prévalence des arrêts de deux jours. En revanche, dans leur étude, la part des absences d'une seule journée ne varie pas. Il semble ici que les agents ont effectivement renoncé aux arrêts courts, voire de plus d'une semaine.

En outre, nos résultats sont contraires à ceux de cette étude en ceci qu'on ne constate pas de substitution entre la diminution des arrêts courts et une augmentation des arrêts plus longs. La logique de notre évidence empirique est plus proche de celle exhibée dans l'étude en différences simples par Hillion et Maugendre (2024) qui montre que les effets de l'instauration du jour de carence sur le nombre d'épisodes de CMO s'amenuisent avec la durée de ceux-ci, sans toutefois conduire à une hausse significative des arrêts longs.

Le test de placebo ne met en évidence aucun effet significatif sur les périodes précédant le traitement au seuil de 5%. Cela soutient l'hypothèse de tendances parallèles pré-traitement. L'effet moyen cumulé est significatif pour les épisodes de 1 à 14 jours, avec une baisse moyenne allant de 0,44 point à 0,60 point selon les durées, et devient plus modeste au-delà.

Dans l'ensemble, ces résultats confirment que l'instauration du jour de carence a réduit significativement les absences pour maladie ordinaire, avec un impact plus marqué sur les absences de courte à moyenne durée, et ce de manière croissante dans le temps après la mise en œuvre du traitement.

Le bilan synthétique présenté dans le tableau 3 confirme ces résultats : en moyenne, la probabilité d'avoir au moins un CMO par trimestre recule de 11,1%, la durée cumulée des absences diminue de 12,7%, et le nombre d'épisodes baisse de 11,1%.

Tableau 2 : Effets dynamiques de l'instauration du jour de carence sur la probabilité d'arrêt maladie, par durée du CMO (traitement binaire)

	(1) 1 jour	(2) 2 jours	(3) 3 jours	(4) 4-6 jours	(5) 7-14 jours	(6) 15-30 jours	(7) 31-90 jours
Effet 1	0,0029 ^a (0,0021)	-0,0032 (0,0023)	0,0006 (0,0023)	-0,0019 (0,0031)	-0,0023 (0,0027)	0,0001 (0,0019)	-0,0012 (0,0017)
Effet 2	-0,0037 (0,0022)	-0,0061* (0,0024)	-0,0018 (0,0023)	-0,0009 (0,0030)	-0,0018 (0,0028)	0,0002 (0,0021)	0,0001 (0,0018)
Effet 3	-0,0018 (0,0022)	-0,0043 (0,0024)	-0,0038 (0,0022)	-0,0024 (0,0031)	-0,0059* (0,0029)	-0,0021 (0,0021)	-0,0031 (0,0018)
Effet 4	-0,0025 (0,0023)	-0,0013 (0,0026)	-0,0026 (0,0025)	0,0001 (0,0033)	-0,0039 (0,0030)	-0,00456* (0,0022)	-0,0032 (0,0019)
Effet 5	-0,0083** (0,0025)	-0,0063* (0,0031)	-0,0106*** (0,0030)	0,0017 (0,0040)	-0,0066 (0,0036)	-0,0059* (0,0028)	-0,0010 (0,0022)
Effet 6	-0,0079** (0,0026)	-0,0087** (0,0030)	-0,0103*** (0,0027)	-0,0066 (0,0036)	-0,0041 (0,0034)	-0,0025 (0,0026)	-0,0005 (0,00216)
Effet 7	-0,0068** (0,0024)	-0,0099*** (0,0029)	-0,0097*** (0,0027)	-0,0103** (0,0037)	-0,0066* (0,0033)	-0,0025 (0,0026)	-0,0038 (0,0022)
Effet 8	-0,0091*** (0,0027)	-0,0095** (0,0033)	-0,0086** (0,0030)	-0,0090* (0,0042)	-0,0129*** (0,0039)	-0,0084** (0,0030)	-0,0070** (0,0026)
Placebo 1	0,0010 (0,0022)	-0,0022 (0,0022)	-0,0006 (0,0022)	0,0003 (0,0028)	-0,0029 (0,0025)	-0,0026 (0,0018)	-0,0006 (0,0016)
Placebo 2	0,0022 (0,0025)	0,0024 (0,0026)	0,0000 (0,0025)	-0,0015 (0,0032)	-0,0069* (0,0029)	-0,0031 (0,0022)	0,0004 (0,0018)
Placebo 3	0,0011 (0,0028)	-0,0009 (0,0030)	0,0033 (0,0028)	0,0013 (0,0038)	-0,0012 (0,0033)	-0,0024 (0,0023)	-0,0037 (0,0020)
Test placebo	0,849	0,312	0,556	0,871	0,091	0,388	0,209
Effet cumulé moyen	-0,0044* (0,0019)	-0,0060** (0,0022)	-0,0056** (0,0019)	-0,0035 (0,0026)	-0,0053* (0,0023)	-0,0031 (0,0017)	-0,0023 (0,0014)
Nombre moyen de périodes	4,5	4,5	4,5	4,5	4,5	4,5	4,5

Lecture : Les huit premières lignes reportent les effets dynamiques estimés de l'instauration du jour de carence, trimestre par trimestre après l'entrée en vigueur du traitement. L'effet *l* correspond à l'effet estimé sur la variable de résultat au *l*-ième trimestre suivant l'instauration du jour de carence dans l'établissement de l'agent. Un coefficient négatif et significatif indique une baisse de la probabilité de prendre un congé pour maladie ordinaire d'une certaine durée, selon la colonne considérée.

Placebo *l* correspond à l'effet estimé au *l*-ième trimestre avant l'instauration du jour de carence. Un coefficient non significatif indique qu'il n'existe pas de différence significative d'évolution entre établissements traités et non encore traités juste avant la réforme.

L'effet cumulé moyen présente l'impact total moyen du passage à l'application du jour de carence. Il s'agit donc de la somme des effets produits par une dose de traitement, prise en moyenne sur l'ensemble des agents concernés. Le nombre moyen de périodes précise sur combien de trimestres, en moyenne, ces effets se sont accumulés (ici 4,5). Autrement dit, l'effet cumulé moyen correspond à l'impact total d'une exposition supplémentaire au jour de carence, intégré sur une durée moyenne de 4,5 trimestres.

^a : Le coefficient 0,0029 indique qu'au premier trimestre suivant l'instauration du jour de carence, la probabilité pour un agent de prendre au moins un congé pour maladie ordinaire d'1 jour augmente en moyenne de 0,29 point de pourcentage.

*** p<0,001, ** p<0,01, * p<0,05. Ecart-type entre parenthèses.

Source : Données de la Caisse Nationale de Retraites des Agents des Collectivités Locales (CNRACL) sur la période 2017-2019, restreintes aux agents de la FPT appartenant à un établissement de 500 agents ou plus.

Tableau 3 : Effet moyen trimestriel imputable au jour de carence sur les absences pour maladie ordinaire

	Fréquence CMO	Nombre de jours de CMO	Nombre d'épisodes de CMO
Moyenne trimestrielle pré-réforme	0,215	2,460	0,285
Effet cumulé moyen du jour de carence	-0,024	-0,312	-0,032
Évolution (%)	-11,10	-12,70	-11,10

Note : La première ligne correspond à la moyenne des indicateurs sur les quatre trimestres précédant le traitement, pour les agents appartenant à un établissement ayant instauré le jour de carence.

L'effet cumulé moyen correspond à l'impact global du jour de carence estimé avec l'approche dynamique de Chaisemartin et D'Haultfoeuille (2024). Il mesure la variation moyenne trimestrielle des indicateurs induite par l'exposition au traitement, calculée sur l'ensemble des périodes post-traitement.

Lecture : La valeur 0,215 indique que, avant la réforme, la probabilité moyenne pour un agent d'avoir au moins un CMO au cours d'un trimestre était de 21,5%. Cette probabilité baisse en moyenne de 2,4 points de pourcentage par trimestre, soit une baisse relative de la probabilité d'avoir un CMO de 11,1%.

Source : Données de la Caisse Nationale de Retraites des Agents des Collectivités Locales (CNRACL) sur la période 2017-2019, restreintes aux agents de la FPT appartenant à un établissement de 500 agents ou plus.

Effets d'hétérogénéités selon les caractéristiques des agents et des employeurs

Le tableau 4 présente les effets cumulés moyens du jour de carence estimés par sous-groupe d'agents, selon trois indicateurs : la probabilité d'avoir un arrêt maladie ordinaire (CMO), le nombre d'arrêts, et le nombre total de jours d'arrêt. Ces effets cumulés moyens représentent l'impact total d'une exposition au jour de carence, en tenant compte non seulement de son effet immédiat mais aussi de ses effets persistants sur les trimestres suivants. Le nombre moyen de périodes, 4,5 trimestres (environ une année) pour chaque sous-groupe, indique sur combien de trimestres, en moyenne, ces effets se sont accumulés. Les estimations détaillées des effets dynamiques période par période sont présentées dans les tableaux A6-1 à A6-11 en annexe.

Les résultats confirment que l'effet du jour de carence est négatif et significatif dans la plupart des sous-groupes analysés, indiquant une baisse des arrêts maladie quel que soit le critère de découpage.

On observe tout d'abord une réduction significative du recours aux arrêts maladie aussi bien pour les hommes que pour les femmes, bien que l'effet soit légèrement plus marqué chez les hommes pour la probabilité de prendre un arrêt (-2,65 pp contre -2,20 pp) et le nombre de jours de CMO (-0,39 contre -0,25), mais plus fort chez les femmes sur le nombre total d'arrêts (-0,0353 contre -0,0281).

L'effet apparaît aussi plus marqué chez les agents de moins de 50 ans (-3,08 pp pour la probabilité de CMO, -0,43 jour, et -0,0432 sur le nombre d'arrêts) que chez ceux de plus de 50 ans, pour lesquels seul l'effet sur la probabilité d'arrêt est significatif et deux fois moins élevé en point de pourcentage. Plusieurs effets peuvent expliquer ce résultat. Tout d'abord compte tenu de l'importance de l'ancienneté dans la détermination de la rémunération dans la fonction publique, il peut s'agir d'une influence du niveau de salaire des travailleurs plus âgés. En outre, la probabilité d'être absent une semaine de référence pour les agents de la fonction publique augmente avec l'âge, signalant une fréquence des affections plus importante et/ou une propension plus grande à privilégier le repos réparateur (Caruso et Chédorge-Farnier, 2024). Dès lors la classe des agents les plus âgés serait peut-être plus enclue à supporter la perte d'une journée de rémunération.

Concernant la hiérarchie des postes, les agents de catégorie C sont nettement plus affectés, avec des effets significatifs et plus forts que pour les catégories A ou B, pour lesquels l'instauration du jour de carence ne semble pas avoir d'influence significative. Cela suggère une plus grande sensibilité au jour de carence chez les agents les moins qualifiés. Toutefois, il convient de noter que l'effet estimé du traitement sur la probabilité d'arrêt pour les agents de catégorie C est peu interprétable compte tenu d'un test placebo en échec, illustrant un problème avec l'hypothèse de tendances parallèles.

De même, les agents ayant un indice de salaire inférieur à 450 présentent des effets significativement plus élevés (-3,47 pp sur la probabilité de CMO, -0,47 jour, -0,0510 sur le nombre d'arrêts) que les agents aux revenus plus élevés, chez lesquels aucun effet significatif n'est observé. Ces résultats confirment un effet régressif du jour de carence, qui affecte davantage les agents aux plus faibles revenus. Là encore toutefois, le test placebo pour l'estimation de l'effet sur la probabilité de prendre un CMO ne valide pas l'hypothèse de tendances parallèles.

Enfin, on observe un effet fort et significatif dans les établissements de type commune ou intercommunalité (-3,91 pp sur la probabilité de CMO), alors qu'aucun effet significatif n'est observé pour les agents relevant des conseils régionaux ou départementaux. Cela suggère une hétérogénéité marquée selon le type de collectivité.

Tableau 4 : Effets cumulés moyens de l'instauration du jour de carence selon les caractéristiques des agents et des employeurs (traitement binaire).

	Effet cumulé moyen		
	CMO	Nombre de jours CMO	Nombre CMO
Genre			
Homme	-0,0265*** ^a (0,0059)	-0,3890*** (0,1130)	-0,0281*** (0,0085)
Femme	-0,0220*** (0,0059)	-0,2540* (0,1190)	-0,0353*** (0,0084)
Âge			
≥ 50 ans	-0,0146* (0,0062)	-0,1650 (0,1290)	-0,0171 (0,0088)
< 50 ans	-0,0308*** (0,0057)	-0,4300*** (0,1100)	-0,0432*** (0,0082)
Catégorie emploi			
Catégorie A	-0,0183 (0,0108)	-0,3090 (0,1880)	-0,0138 (0,0143)
Catégorie B	-0,0117 (0,0113)	-0,0070 (0,2060)	-0,0122 (0,0149)
Catégorie C	-0,0310*** (0,0053)	-0,4280*** (0,1080)	-0,0437*** (0,0078)
Indice salaire			
≥ 450	-0,0082 (0,0063)	-0,1010 (0,1240)	-0,0041 (0,0085)
< 450	-0,0347*** (0,0058)	-0,4710*** (0,1180)	-0,0510*** (0,0086)
Employeur			
Intercommunalité - commune	-0,0391*** (0,0054)	-0,4950*** (0,1040)	-0,0562*** (0,0077)
Région - département	0,0061 (0,0071)	0,0595 (0,1520)	0,0148 (0,0103)

Lecture : L'effet cumulé moyen présente l'impact total moyen du passage à l'application du jour de carence. Il s'agit donc de la somme des effets produits par une dose de traitement, prise en moyenne sur l'ensemble des agents concernés. Le nombre moyen de périodes précise sur combien de trimestres, en moyenne, ces effets se sont accumulés (ici 4,5). Autrement dit, l'effet cumulé moyen correspond à l'impact total d'une exposition supplémentaire au jour de carence, intégré sur une durée moyenne de 4,5 trimestres.

^a : Le coefficient -0,0265 indique que, pour les agents de la FPT masculins, l'instauration du jour de carence réduit en moyenne de 2,65 points de pourcentage la probabilité d'avoir au moins un CMO, en tenant compte de l'effet immédiat et des effets persistants sur environ 4,5 trimestres.

*** p<0,001, ** p<0,01, * p<0,05. Ecarts-type entre parenthèses.

Source : Données de la Caisse Nationale de Retraites des Agents des Collectivités Locales (CNRACL) sur la période 2017-2019, restreintes aux agents de la FPT appartenant à un établissement de 500 agents ou plus.

Tests de robustesse

Afin de vérifier que nos résultats ne dépendent pas de la définition retenue du traitement, nous menons deux exercices de robustesse. Jusqu'ici, un établissement était considéré comme traité dès lors qu'il appliquait le jour de carence à au moins 50% de ses CMO.

Dans un premier temps, nous faisons varier ce seuil afin de tester la sensibilité des résultats à cette définition binaire du traitement. Cela permet de justifier notre choix de 50% comme seuil principal.

Dans un second temps, nous abandonnons la logique binaire « traité / non traité » pour prendre en compte l'intensité du traitement. Nous mobilisons toujours l'estimateur dynamique de Chaisemartin et D'Haultfoeuille (2024), mais en définissant cette fois un traitement discret à plusieurs niveaux, selon des paliers de 10% du taux d'application (allant de 0 à 9).

Test de robustesse n°1 : choix du seuil de traitement

Le tableau 5 explore la sensibilité des résultats au seuil retenu pour définir le traitement. Dans notre approche principale, un établissement est considéré comme traité lorsqu'au moins 50% des congés maladie ordinaires (CMO) observés sur un trimestre sont assortis d'un jour de carence. Ce tableau teste d'autres seuils, allant de 0% à 90%, pour identifier la robustesse des effets estimés à ce choix.

On observe d'abord que des effets significatifs apparaissent dès le seuil de 10%, avec des coefficients négatifs pour nos trois variables d'intérêt : la probabilité d'avoir un CMO, le nombre total de jours d'arrêt, et le nombre d'épisodes. Ces effets sont cohérents en signe avec ceux obtenus à 50%, et les tests placebo sont satisfaisants à partir de 20% pour la majorité des variables. Cela montre que des effets existent même lorsque le taux d'application du jour de carence reste partiel, ce qui soutient l'idée que les agents réagissent à l'introduction de la mesure dès les premières applications dans leur établissement.

Cependant, retenir un seuil aussi bas pose problème en termes d'interprétation : un seuil de 10% ou 20% signifie que l'on considère comme traités des agents dans des établissements où seule une minorité des arrêts est effectivement concernée par la mesure. Cela affaiblit la signification du traitement, et le lien causal devient plus flou.

À l'inverse, lorsque l'on retient des seuils élevés ($\geq 70\%$), les effets estimés restent négatifs mais les tests placebo échouent pour la variable principale (probabilité d'avoir un CMO), ce qui suggère une rupture de l'hypothèse de tendances parallèles pré-traitement. Cela s'explique vraisemblablement par un biais de sélection dans le groupe de contrôle : en considérant comme non traités les agents dans des établissements à 50-60% de taux d'application, on introduit dans le groupe de contrôle des agents qui ont en réalité été exposés de manière non négligeable à la réforme.

En somme, le seuil de 50% apparaît comme le compromis le plus raisonnable : il garantit que les agents considérés comme traités sont majoritairement concernés par la mesure, tout en conservant un groupe de contrôle suffisamment distinct et valide, comme en témoignent les tests placebo satisfaisants pour l'ensemble des trois variables.

Par ailleurs, le fait que les effets soient cohérents et significatifs sur une large plage de seuils (de 10% à 90%) renforce la crédibilité et la robustesse de nos résultats principaux.

Tableau 5 : Effets cumulés moyens estimés pour différents seuils de taux d'application du jour de carence (traitement binaire).

		Variable de traitement : traité si fréquence d'application du jour de carence supérieure à									
		0	10% ^a	20%	30%	40%	50%	60%	70%	80%	90%
CMO	Effet cumulé moyen	0,034*	-0,021*** ^b	-0,021***	-0,025***	-0,023***	-0,024***	-0,020***	-0,018***	-0,020***	-0,017***
		(0,0160)	(0,00481)	(0,0047)	(0,0044)	(0,0043)	(0,0042)	(0,0041)	(0,0040)	(0,0039)	(0,0036)
Nombre jours CMO	Test placebo	0,099	0,062	0,134	0,07	0,089	0,159	0,068	0,008	0,003	0,000
	Effet cumulé moyen	0,670	-0,316***	-0,294**	-0,338***	-0,299***	-0,312***	-0,260**	-0,196*	-0,220**	-0,156*
Nombre CMO	Test placebo	0,104	0,164	0,201	0,097	0,163	0,227	0,122	0,353	0,285	0,147
	Effet cumulé moyen	0,030	-0,026***	-0,027***	-0,033***	-0,031***	-0,032***	-0,027***	-0,026***	-0,028***	-0,025***
Nombre CMO	Test placebo	-0,0227	(0,0069)	(0,0067)	(0,0063)	(0,0061)	(0,0060)	(0,0059)	(0,0057)	(0,0056)	(0,0052)
		0,05	0,031	0,096	0,210	0,571	0,839	0,592	0,211	0,067	0,001

Note : La colonne grisée correspondant au seuil de 50% constitue notre définition de référence du traitement. Elle reproduit les résultats présentés précédemment.

Lecture : L'effet cumulé moyen présente l'impact total moyen du passage à l'application du jour de carence. Il s'agit donc de la somme des effets produits par une dose de traitement, prise en moyenne sur l'ensemble des agents concernés. Le nombre moyen de périodes précise sur combien de trimestres, en moyenne, ces effets se sont accumulés (ici 4,5). Autrement dit, l'effet cumulé moyen correspond à l'impact total d'une exposition supplémentaire au jour de carence, intégré sur une durée moyenne de 4,5 trimestres.

^a : Le seuil de 10% correspond à la définition du traitement utilisée pour l'estimation DID, c'est-à-dire qu'un individu est considéré comme traité dès lors qu'il appartient à un établissement qui applique le jour de carence à au moins 10% de ses CMO.

^b : Avec une définition du traitement fondée sur un seuil d'application de 10%, le coefficient -0,021 indique que l'instauration du jour de carence réduit en moyenne de 2,1 points de pourcentage la probabilité d'avoir au moins un CMO, en tenant compte de l'effet immédiat et des effets persistants sur environ 4,5 trimestres.

*** p<0,001, ** p<0,01, * p<0,05. Ecarts-type entre parenthèses.

Source : Données de la Caisse Nationale de Retraites des Agents des Collectivités Locales (CNRACL) sur la période 2017-2019, restreintes aux agents de la FPT appartenant à un établissement de 500 agents ou plus.

Test de robustesse n°2 : estimation par paliers d'intensité du traitement, effets différenciés selon le taux d'application du jour de carence

Un autre avantage majeur de la méthode proposée par de Chaisemartin et D'Haultfoeuille (2024) est sa capacité à traiter non seulement des situations de traitement binaire (traité vs. non traité), mais également des cas où le traitement est discret et prend plusieurs niveaux d'intensité. Cette propriété est particulièrement utile dans notre cadre, puisque nous ne disposons pas d'une variable de traitement strictement binaire au niveau individuel, mais plutôt d'un taux d'application du jour de carence observé au niveau de l'établissement à chaque trimestre. Nous exploitons cette richesse d'information en construisant une variable de traitement discret qui prend des valeurs entières croissantes selon des paliers de 10 points de pourcentage : la variable vaut 0 si le taux d'application est inférieur à 10%, 1 s'il est compris entre 10% et 20%, 2 entre 20% et 30%, et ainsi de suite. Cette spécification permet de capturer d'éventuels effets croissants avec l'intensité de l'application du jour de carence, tout en conservant la structure de comparaison propre aux estimateurs en différences de différences. L'approche reste valide sous les hypothèses standards de l'estimateur.

Le tableau 6 présente les effets moyens cumulés estimés de l'instauration du jour de carence à l'aide de l'estimateur proposé par de Chaisemartin de D'Haultfoeuille (2024) dans une version adaptée au traitement discret prenant plusieurs niveaux d'intensité. L'effet estimé sur les trois variables de performance correspond donc à l'impact total d'une augmentation de 10 pp du taux d'application du jour de carence, en tenant compte de l'effet immédiat et des effets persistants sur en moyenne 4,5 trimestres. Les estimations détaillées des effets dynamiques période par période sont présentées en annexe 7.

Les résultats, reportés dans le tableau A7-1 en annexe, montrent des effets globalement négatifs et croissants en intensité au fil des trimestres. Pour la probabilité d'avoir au moins un CMO, les effets deviennent significatifs dès le premier trimestre et se renforcent progressivement jusqu'au huitième trimestre post-traitement, où une augmentation de 10 pp de l'intensité du traitement est associée à une

baisse de 0,057 pp de la probabilité d'être en CMO. Le nombre total de jours d'absence suit une dynamique légèrement différente : les effets négatifs ne deviennent significatifs qu'à partir du troisième trimestre, avec une réduction moyenne de 0,010 jour au huitième trimestre pour une augmentation de 10 points du taux d'application. Le nombre d'épisodes de CMO présente également une dynamique croissante, avec des effets significatifs dès le troisième trimestre et une baisse de 0,0008 épisode pour une hausse du 10% du taux d'application au huitième trimestre.

Les tests de placebo réalisés sur les trois périodes précédant l'instauration du traitement ne révèlent pas de biais anticipé majeur pour la probabilité d'être en CMO et le nombre de jours de CMO, confortant la validité de l'identification sauf peut-être pour l'effet du traitement sur le nombre d'épisodes de CMO. Enfin, l'effet cumulé moyen sur l'ensemble des trimestres post-traitement, présenté dans la première colonne du tableau 6, est significatif et négatif pour les trois indicateurs, ce qui confirme qu'une application plus intense du jour de carence est associée à une baisse de l'absentéisme pour maladie ordinaire, aussi bien en fréquence qu'en durée. Notons que les grandeurs de ces effets moyens cumulés sont tout à fait comparables à celles obtenues dans l'estimation binaire, pour une variation de traitement dix fois moins forte. A l'identique, les effets hétérogènes selon le genre, l'âge, la catégorie d'emploi, le salaire et la nature institutionnelle de l'employeur local confirment les résultats du traitement binaire.

Tableau 6 : Effets cumulés moyens de l'instauration du jour de carence pour l'échantillon global et selon les caractéristiques des agents et des employeurs (traitement discret multiniveau)

		Genre		Âge		Catégorie emploi			Indice salaire		Employeur		
		Global	Homme	Femme	≥ 50 ans	< 50 ans	A	B	C	≥ 450	< 450	Intercommunalité - commune	Région - département
CMO	Effet cumulé moyen	-0,0024*** ^a (0,0006)	-0,0028*** (0,0008)	-0,0021** (0,0008)	-0,0012 (0,0008)	-0,0032*** (0,0008)	-0,0024 (0,0014)	-0,0001 (0,0015)	-0,0032** (0,0007)	-0,0003 (0,0008)	-0,0038*** (0,0008)	-0,0046*** (0,0007)	0,0006 (0,0009)
	Test placebo	0,0612	0,1540	0,2530	0,2620	0,0432	0,5230	0,6890	0,0152	0,0207	0,7250	0,0708	0,2340
Nombre jours CMO	Effet cumulé moyen	-0,0362*** (0,0108)	-0,0471** (0,0145)	-0,0280 (0,0154)	-0,0225 (0,0165)	-0,0473*** (0,0143)	-0,0277 (0,0247)	-0,0176 (0,0258)	-0,0446** (0,0142)	-0,0208 (0,0156)	-0,0493** (0,0151)	-0,0613*** (0,0136)	0,0028 (0,0181)
	Test placebo	0,1650	0,0579	0,7870	0,5420	0,1150	0,8320	0,0664	0,544	0,4910	0,4340	0,1570	0,0493
Nombre CMO	Effet cumulé moyen	-0,0030*** (0,0008)	-0,0026* (0,0011)	-0,0033** (0,0011)	-0,0012 (0,0012)	-0,0043*** (0,0011)	-0,0022 (0,0019)	-0,0002 (0,0020)	-0,0041*** (0,0010)	0,0000 (0,0011)	-0,0050*** (0,0011)	-0,0066*** (0,0010)	0,0021 (0,0013)
	Test placebo	0,0315	0,3500	0,0621	0,4280	0,0882	0,4020	0,4460	0,1700	0,0894	0,5120	0,0490	0,1640

Lecture : L'effet cumulé moyen présente l'impact total moyen d'une augmentation de 10 points de pourcentage du taux d'application du jour de carence. Il s'agit donc de la somme des effets produits par une telle augmentation, en tenant compte de son effet immédiat et de ses effets persistants sur les trimestres suivants. Le nombre moyen de périodes (environ 4,5) indique sur combien de trimestres, en moyenne, ces effets se sont accumulés. Autrement dit, l'effet cumulé moyen correspond à l'impact total d'un accroissement de l'intensité d'application du jour de carence de 10 points, intégré sur une durée moyenne de 4,5 trimestres.

a : Le coefficient -0,0024 signifie que, pour l'échantillon global, une augmentation de 10 points du taux d'application du jour de carence réduit en moyenne de 0,24 point de pourcentage la probabilité d'avoir au moins un CMO, en tenant compte de l'effet immédiat et de ses effets persistants sur environ 4,5 trimestres.

**** p<0.001, ** p<0.01, * p<0.05. Source : Données de la Caisse Nationale de Retraites des Agents des Collectivités Locales (CNRACL) sur la période 2017-2019, restreintes aux agents de la FPT appartenant à un établissement de 500 agents ou plus.*

Les effets dynamiques par durée d'arrêt (tableau A7-2 en annexe) confirment également les enseignements mis en évidence dans le cas du traitement binaire : les impacts sont surtout visibles pour les arrêts de courte durée, alors qu'ils sont plus faibles et rarement significatifs pour les arrêts plus longs.

Le tableau 6 présente également les effets cumulés moyens estimés pour le traitement discret par paliers d'intensité, selon différents sous-groupes d'agents. Comme précédemment, les trois indicateurs analysés sont : la probabilité d'avoir un arrêt maladie ordinaire (CMO), le nombre total de jours d'arrêt, et le nombre d'arrêts.

Les résultats confirment globalement les tendances observées avec le traitement binaire : l'instauration progressive du jour de carence est associée à une baisse significative du recours aux arrêts maladie pour la plupart des sous-groupes. L'effet est significatif aussi bien chez les hommes que chez les femmes, avec un effet plus marqué pour les femmes en ce qui concerne le nombre d'arrêts (-0,0033 contre -0,0026). L'impact est également plus fort pour les agents de moins de 50 ans, notamment sur la probabilité d'arrêt et le nombre d'arrêts.

On retrouve aussi un gradient clair selon la catégorie hiérarchique et le niveau de revenu : seuls les agents de catégorie C et ceux ayant un indice de traitement inférieur à 450 présentent des effets significatifs et marqués. À l'inverse, aucun effet significatif n'est observé pour les catégories A et B ou pour les agents à plus haut revenu, ce qui confirme un effet régressif de la mesure.

Enfin, la baisse des arrêts est très nette dans les collectivités de type commune ou intercommunalité, tandis qu'elle est absente dans les établissements de niveau régional ou départemental. Cela souligne à nouveau l'hétérogénéité territoriale dans l'application et l'effet de la réforme.

Toutefois, ces résultats souffrent des mêmes limites quant au respect de l'hypothèse de tendance parallèles pour les mêmes sous-groupes d'agents que dans le cas de l'estimateur binaire.

6. Estimation des économies associées à la réforme

Nous proposons une estimation des économies imputables au jour de carence via la réduction des jours de CMO survenue après la réforme.

Ce calcul s'appuie sur l'estimateur dynamique de Chaisemartin et D'Haultfoeuille (2024) pour le traitement binaire. A partir de l'effet cumulé moyen trimestriel sur les jours de CMO par agent (-0,312), nous annualisons l'effet (-1,248 jours/agent/an) et le valorisons au coût journalier de 60,36 euros qui correspond à la moyenne du salaire journalier des agents de la FPT du groupe traité sur 2018-2019. Le gain correspondant aux jours de CMO en moins vaut donc 75,33 euros par agent et par an.

Tableau 7 : Estimation des économies annuelles imputables au jour de carence

Économie réalisée sur :	Effet moyen de la réforme (/an)	Calcul par agent (/an)	Économie par agent (€/an)	Économie totale (établissements ≥ 500 agents) (€/an)
Jours de CMO diminués	-0,312 j × 4	1,248 j × 60,36 €	75,33	46 922 756

Note : a : pour ce calcul, on prend en compte tous les agents de la FPT auxquels s'applique le jour de carence (1,15 millions d'agents), et pas seulement les agents des établissements de 500 agents ou plus, en faisant l'hypothèse forte que l'effet estimé pour les agents des grands établissements est le même pour les agents des établissements de moins de 500 agents. Champ : établissements de la fonction publique territoriale. Source : données de la Caisse Nationale de Retraites des Agents des Collectivités Locales (CNRACL) sur la période 2017-2019.

L'effet estimé du jour de carence sur le nombre de jours de CMO provient de notre base restreinte aux établissements de 500 agents ou plus, soit 622 896 agents traités (environ 54% des agents traités de la base complète). Sur ce périmètre, la réforme conduit à une économie annuelle totale d'environ 47 millions d'euros.

L'Annexe 8 présente une estimation « comptable » fondée sur la comparaison des coûts observés avant/après la réforme pour les établissements traités. Elle aboutit à une économie annuelle moyenne de 46,49 millions d'euros pour les établissements de 500 agents ou plus, donc très proche de l'ordre de grandeur obtenu avec l'approche causale.

Rappelons que ces montants traduisent uniquement les effets directs et immédiats de la réforme (la baisse des arrêts maladie et la retenue d'un jour de salaire). Ils ne tiennent pas compte des effets indirects ou de plus long terme, tels que les éventuels reports vers d'autres types de congés, les impacts sur la santé au travail ou sur la productivité des agents. L'estimation doit donc être interprétée comme une mesure partielle, centrée sur le coût direct des absences dans le court terme.

Conclusion

Cette étude a pour objet d'analyser les effets sur la prise de congés de maladie ordinaire de l'instauration d'un jour de carence pendant une période de deux ans (2018-2019) dans la Fonction Publique territoriale. L'évaluation des effets de la réforme a déjà été réalisée pour la population des agents de la Fonction Publique d'Etat en général et des agents du Ministère de l'Éducation Nationale d'autre part. Notre originalité consiste à utiliser une base de données administrative sur l'ensemble des agents de la Fonction Publique Territoriale (FPT) issue de la Caisse nationale de retraites des agents des collectivités locales. Bien que cette réforme soit nationale, le premier enseignement de ces données est d'illustrer que son application est très variable dans les établissements décentralisés de la FPT.

Cette situation constitue donc un cadre expérimental particulier pour évaluer les effets causaux de la réforme. En effet, cet état de fait permet de proposer une stratégie d'identification différente fondée sur une méthode de type différence de différences avec adoption échelonnée dans le temps de la mise en œuvre du jour de carence au niveau des établissements de la FPT. En effet, celle-ci permet d'identifier des groupes d'agents traités par la réforme et des agents non traités qui peuvent donc servir de témoins pour une quasi-expérimentation. Nous proposons donc d'utiliser l'estimateur dynamique proposé par de Chaisemartin et D'Haultfoeuille (2024) afin de corriger les biais des estimateurs classiques à double effet fixe (TWFE).

Nos résultats confirment globalement que la modification du système d'indemnisation de l'absence pour maladie influence significativement et négativement le recours aux congés de maladie ordinaire. Ainsi, l'effet moyen du traitement « jour de carence » en termes relatifs par rapport à la situation observée sur l'année précédent son instauration s'élève à -11% pour la probabilité d'avoir au moins un CMO, -12,7% pour le nombre de jours de CMO cumulé par trimestre et de -11% à nouveau sur le nombre des épisodes de CMO.

Ce premier résultat contraste avec celui de l'étude de Cazenave-Lacroutz et Godzinski (2017) qui montrait que la première occurrence de l'introduction d'un jour de carence dans la Fonction Publique d'Etat en 2012-2013 se serait traduite par une prévalence des absences pour maladie inchangée. En revanche, nos estimations reportent une logique plus en accord avec cette première étude puisqu'elles indiquent également que l'introduction du jour de carence a engendré une baisse de la probabilité d'un CMO particulièrement pour les épisodes courts, de 2 et 3 jours en particulier. Enfin, notre évaluation révèle que les épisodes de congés plus longs sont moins impactés par la réforme que les épisodes plus courts. On constate ainsi une baisse de leur prévalence mais qui n'est pas significative sur la période 2018-2019 considérée. La substitution entre arrêts courts et arrêts longs observée dans la Fonction Publique d'Etat ne serait pas immédiatement à l'œuvre dans la « Territoriale » lors de la seconde période d'application du jour de carence.

Sur le plan budgétaire, l'exploitation de nos estimations permet de quantifier les économies associées à la réforme. Nous évaluons une économie annuelle de presque 47 millions d'euros sur les établissements de la fonction publique territoriale employant plus de 500 agents. Ce montant est dû à la réduction des jours de CMO imputable à la réforme. Ces gains budgétaires restent toutefois partiels et de court terme, car ils ne prennent pas en compte les effets indirects du dispositif (éventuels reports vers d'autres formes d'absence,

impact sur la santé et la motivation des agents, ou encore sur la qualité du service public rendu). Ainsi, si le jour de carence apparaît comme un levier efficace de réduction du micro-absentéisme, son efficacité sociale et organisationnelle à long terme demeure sujette à discussion.

Enfin, ces résultats éclairent les débats actuels sur l'architecture de l'indemnisation des arrêts maladie. La réforme de 2025, qui prévoit de ramener l'indemnisation de 100% à 90%, pourrait modifier les incitations et amplifier (ou redistribuer) les effets observés ici. Notre quantification fournit un ordre de grandeur. Elle suggère que des ajustements paramétriques du régime d'indemnisation peuvent générer d'importantes économies, dont l'ampleur dépendra des comportements d'absence et des modalités précises d'application.

Bibliographie

- Allen D. (1981). An Empirical Model of Worker Attendance, *Review of Economics and Statistics*, vol. 71: 1-17.
- Audas, R., Barmby, T., and Treble, J. (2004). Luck, effort, and reward in an organizational hierarchy. *Journal of Labor Economics*, 22(2), 379-395.
- Barmby, T., Sessions, J., and Treble, J. (1994). Absenteeism, efficiency wages and shirking. *The Scandinavian Journal of Economics*, 96(4), 561-566.
- Ben Halima M.A. and Koubi M. (2022). The effects of expanding the generosity of statutory sick leave insurance: the case of a French reform, *Health Policy*, 126(3): 216-223.
- Ben Halima M.A., Koubi M., Regaert C. (2018). The Effects of the Complementary compensation on Sickness absence: an Approach Based on Collective Bargaining Agreements in France, *LABOUR: Review of Labour Economics and Industrial Relations*, 32(3): 353-394.
- Biland, É. (2014). La fonction publique territoriale et la réforme de l'État. in *L'État recomposé* (2014), sous la direction de Le Galès P. et Vézinat N. Paris, PUF, 73-85.
- Bonato L. and L. Lusinyan (2004). Work Absence in Europe, *IMF Working Paper* no. 04/193, International Monetary Fund.
- Buzzard R.B. and Shaw W.J. (1952). An analysis of absence under a scheme of paid sick leave, *Br J Ind Med Oct*; 9(4): 282-95.
- Caruso A. et Chédorge-Farnier (2024), Temps et organisation du temps de travail dans la fonction publique en 2023, in Rapport Annuel sur l'État de la Fonction Publique. Faits et chiffres, DGAEP, 149-172.
- Callaway, B. and Sant'Anna, P. H. (2021). Difference-in-differences with multiple time periods. *Journal of Econometrics*, 225(2): 200-230.
- Cazenave-Lacoutz A. and Godzinski A., (2017), Effects of the one-day waiting period for sick leave on health-related absences in the French central civil service, *Documents de travail Insee- Direction des Études et Synthèses Économiques*, n° G2017/06.
- de Chaisemartin, C. and D'Haultfoeuille, X. (2024), Difference-in-differences estimators of intertemporal treatment effects, *Review of Economics and Statistics*, Vol.1-45
- De Paola M., Scoppa V. and Pupo V. (2014). Absenteeism in the Italian Public Sector: The Effects of Changes in Sick Leave Policy, *Journal of Labor Economics*, 32(2): 337–360.
- Frick, B. and Malo, M. Á. (2008). Labor market institutions and individual absenteeism in the European Union: the relative importance of sickness benefit systems and employment protection legislation. *Industrial Relations: A Journal of Economy and Society*, 47(4): 505-529.

- Goodman-Bacon, A. (2021). Difference-in-differences with variation in treatment timing. *Journal of Econometrics* 225(2) : 254-277.
- Hillion, M. et Maugendre, É. (2024). L'effet du jour de carence sur les absences pour maladie des personnels du secteur public de l'éducation nationale. *Éducation & formations*, 106(1) : 143-166.
- Imai, K. and Kim, I. S. (2021). On the use of two-way fixed effects regression models for causal inference with panel data. *Political Analysis*, 29(3): 405-415.
- Malard, L., Chastang, J. F. and Niedhammer, I. (2015). Changes in psychosocial work factors in the French working population between 2006 and 2010. *International archives of occupational and environmental health*, 88(2): 235-246.
- Niedhammer, I., Saurel-Cubizolles, M. J., Piciotti, M. and Bonenfant, S. (2000). How is sex considered in recent epidemiological publications on occupational risks? *Occupational and environmental medicine*, 57(8): 521-527.
- Karlsson M. and Ziebarth N. (2010). A natural experiment on sick pay cuts, sickness absence, and labor costs, *Journal of Public Economics*, vol. 94: 1108–1122.
- Karlsson M. and Ziebarth N. (2013). The effect of expanding the generosity of the statutory sickness insurance system, *Journal of Applied Econometrics*, vol. 29: 208-230.
- Marie, O., and Vall Castelló, J. (2023). Sick leave cuts and (unhealthy) returns to work, *Journal of Labor Economics*, 41(4), 923-956.
- Palme, M. and Persson, M. (2020). Sick pay insurance and sickness absence: some European CROSS-COUNTRY observations and a review of previous research. *Journal of economic surveys*, 34(1) : 85-108.
- Pettersson-Lidbom P. and Skogman Thoursie P. (2013). Temporary Disability Insurance and Labor Supply: Evidence from a Natural Experiment, *The Scandinavian Journal of Economics*, 115(2): 485-507.
- Pichler, Stefan, and Nicolas R. Ziebarth. (2017). The Pros and Cons of Sick Pay Schemes: Testing for Contagious Presenteeism and Noncontagious Absenteeism Behavior, *Journal of Public Economics*, 156: 14-33.
- Puhani P.A. and Soderhof K. (2010). The Effects of a Sick Pay Reform on Absence and on Health-Related Outcomes, *Journal of Health Economics* 29(2): 285-302.
- Skagen, K. and Collins, A. M. (2016). The consequences of sickness presenteeism on health and wellbeing over time: A systematic review, *Social Sciences & Medicine*, 161: 169–177.
- Spierdijka L., G. van Lomwel and W. Peppelman (2009). The Determinants of Sick Leave durations of Dutch Self-employed, *Journal of Health Economics*, Vol. 28: 1185–1196.
- Voss M., Floredus B. and Diderichsen F. (2001). Changes in sickness absenteeism following the introduction of a qualifying day for sickness benefit - findings from Sweden Post », *Scandinavian Journal of Public Health*, 29: 166-174.

Annexes

Annexe 1 : Indemnisation des arrêts maladie des fonctionnaires et réformes du jour de carence

Le fonctionnaire bénéficiant d'un arrêt maladie est placé en congé pour maladie ordinaire pour une durée d'1 an maximum. Pendant les 3 premiers mois, le fonctionnaire perçoit la totalité de son traitement indiciaire (y compris NBI, supplément familial de traitement (SFT) et indemnité de résidence (IR)). Les 9 mois suivants, il perçoit la moitié du traitement indiciaire au cours des 9 mois qui suivent, hors FTT et IR qui sont maintenus intégralement (voir le détail donné sur les différents types d'absences pour raisons de santé dans l'Annexe 2).

Si l'arrêt de travail du fonctionnaire a duré moins de 6 mois, il reprend ses fonctions au terme du congé pour maladie ordinaire sans être tenu de faire vérifier ses aptitudes à reprendre son travail. En cas d'arrêt de travail supérieur à 6 mois, le fonctionnaire doit faire vérifier ses aptitudes à reprendre ses fonctions auprès du comité médical. En cas d'avis favorable du comité médical, le fonctionnaire reprend ses fonctions avec d'éventuelles adaptations de poste si son état physique l'exige. En cas d'avis défavorable du comité médical, le fonctionnaire est :

- mis en disponibilité d'office ou,
- reclassé dans un autre emploi ou,
- reconnu de manière définitive inapte à l'exercice de tout emploi et admis à la retraite pour invalidité.

En matière de rémunération, le fonctionnaire continue de percevoir la moitié de son traitement indiciaire jusqu'à la décision de reprise de service, l'admission à la retraite pour invalidité ou la mise en disponibilité d'office.

Les congés malades d'une durée supérieure à six mois font systématiquement l'objet d'un contrôle. En deçà, l'employeur est libre de diligenter un contrôle. L'administration employeur peut faire procéder à tout moment à une contre-visite du fonctionnaire par un médecin agréé mais en pratique, le contrôle est réservé aux absences dont le caractère injustifié apparaît manifeste à l'employeur ou aux absences de longue durée.

L'article 105 de loi n° 2011-1977 du 28 décembre 2011 de finances pour 2012 avait institué une journée de carence pour les personnels du secteur public. Il s'applique à tous les agents publics civils et militaires en congé de maladie, ainsi que les salariés dont l'indemnisation du congé de maladie n'est pas assurée par un régime obligatoire de sécurité sociale. Cependant, il ne s'applique pas dans certains cas notamment lorsqu'il s'agit d'un congé de longue maladie, d'un congé de longue durée ou d'un accident survenu dans l'exercice ou à l'occasion de l'exercice des fonctions d'un agent. Cette mesure poursuivait un objectif de lutte contre le micro-absentéisme. Elle visait, d'une part, à améliorer la qualité du service public en réduisant les absences pour raison de santé de courte durée dans les administrations publiques et, d'autre part, à faire converger les règles applicables aux secteurs public et privé en matière de prise en charge des congés maladie.

La question de son efficacité a fait l'objet de débats largement politisés, conduisant à son abrogation au 1er janvier 2014 (Article 126 de la loi n° 2013-1278 du 29 décembre 2013 de finances pour 2014) puis à son rétablissement au 1er janvier 2018 à la faveur de deux changements de majorités présidentielles et parlementaires (Article 115 de la loi n° 2017-1837 du 30 décembre 2017 de finances pour 2018). En plus des cas d'exceptions déjà précisés dans la

loi de 2011, la loi de 2017 prévoit de nouvelles dispositions. Le jour de carence ne s'applique alors pas pour un congé maladie qui débuterait moins de 48 heures après un premier congé maladie et uniquement s'ils sont accordés au titre de la même cause. Par ailleurs, le jour de carence ne s'applique pas non plus « *aux congés maladie accordés postérieurement à un premier congé de maladie au titre d'une même affection de longue durée pour une période de trois ans à compter de ce premier congé de maladie* ».

Cette version de 2017 est ensuite complétée par deux articles. L'article 84 de la loi n° 2019-828 du 6 août 2019 de transformation de la fonction publique rajoute que le jour de carence ne s'applique pas non plus à un « *congé de maladie accordé postérieurement à la déclaration de grossesse et avant le début du congé de maternité* ». Tandis que l'article 9 de la loi n° 2020-692 du 8 juin 2020 visant à améliorer les droits des travailleurs et l'accompagnement des familles après le décès d'un enfant rajoute que le jour de carence ne s'applique pas non plus « *au premier congé de maladie intervenant pendant une période de treize semaines à compter du décès d'un enfant de l'agent âgé de moins de vingt-cinq ans ou d'une personne âgée de moins de vingt-cinq ans dont l'agent a la charge effective et permanente* ».

La crise sanitaire a conduit le gouvernement à suspendre le jour de carence à partir du 23 mars 2020 et jusqu'à la fin de l'état d'urgence sanitaire à travers l'article 8 de la loi n° 2020-290 du 23 mars 2020 d'urgence pour faire face à l'épidémie de covid-19.

Annexe 2 : Différents types d'absences pour raisons de santé

Le cadre juridique régissant les congés de maladie des agents du secteur public diffère de celui du secteur privé. Parmi les congés maladie, on distingue :

- le congé de maladie dit « ordinaire » (CMO) pour les arrêts de travail inférieurs à un an dont trois mois sont rémunérés à plein traitement et les neuf mois suivants à demi-traitement ;
- le congé de longue maladie (CLM) pour les arrêts de travail lié à une maladie listée dans un arrêté, qui met l'intéressé dans l'impossibilité d'exercer ses fonctions et rend nécessaire un traitement et des soins prolongés. La maladie concernée présente un caractère invalidant et de gravité confirmée. Le CLM dure au maximum trois ans dont un an à plein traitement et deux ans à demi-traitement ;
- le congé de longue durée (CLD) concerne cinq affections limitativement listées par la loi, à savoir : tuberculose, maladie mentale, affection cancéreuse, poliomyélite ou déficit immunitaire grave et acquis. D'une durée maximale de cinq ans sur l'ensemble de la carrière, le CLD est rémunéré à plein traitement pendant trois ans et à demi-traitement pendant deux ans. Les primes et indemnités ne sont pas maintenues durant le CLD, à l'exception du supplément familial de traitement et de l'indemnité de résidence.

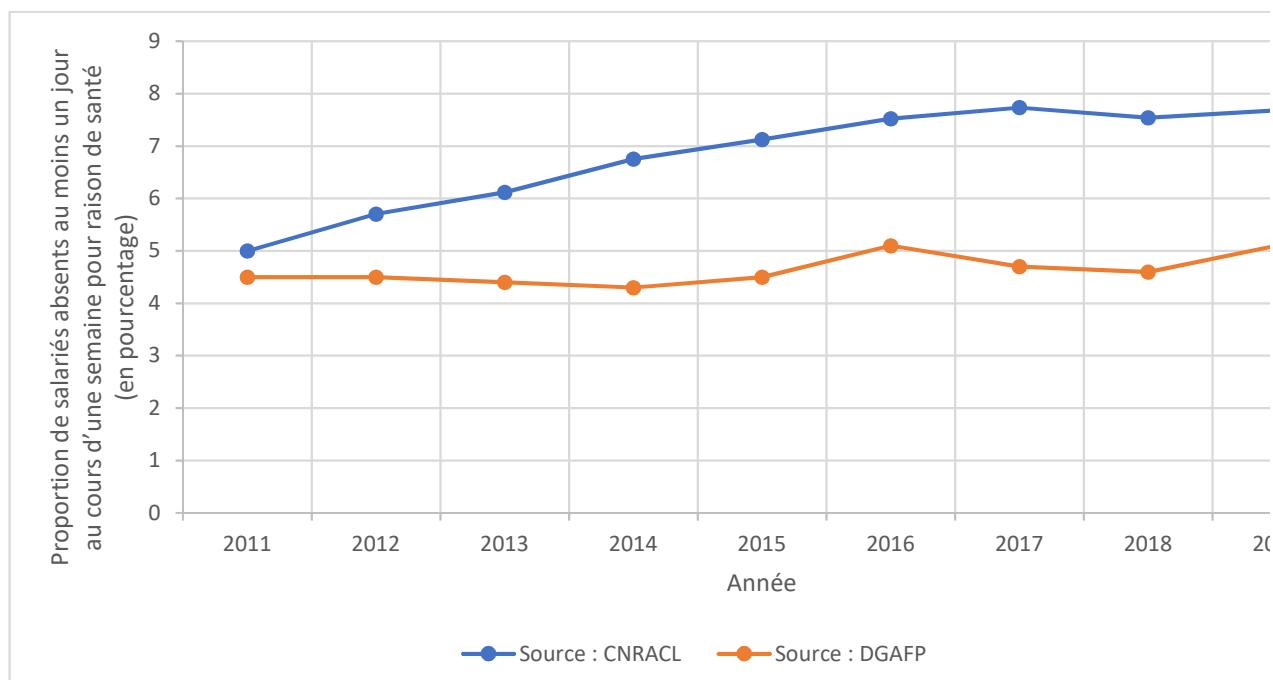
Annexe 3 : Comparaison des données CNRACL à celles de la DGAFF

Afin d'évaluer leur spécificité, il convient de comparer les données issues de la base CNRACL à celles publiées par la Direction générale de l'Administration et de la Fonction publique (DGAFF). La différence entre ces deux sources provient de la nature administrative des premières et déclarative des secondes puisqu'elles sont extraites de l'enquête emploi de l'INSEE.

Pour comparer ces deux bases de données, nous allons nous intéresser à l'indicateur « part des salariés absents au moins un jour au cours d'une semaine donnée pour raison de santé ». Pour calculer cette statistique, la DGAFF ne considère que les agents en emploi au sens du BIT. C'est-à-dire des personnes de 15 ans ou plus ayant effectué au moins une heure de travail rémunéré au cours d'une semaine donnée ou étant absente de leur emploi sous certaines conditions de motif et de durée. En particulier, les agents absents plus d'un an pour des raisons de santé ne sont pas pris en compte dans la base.

La Figure 1 montre que la proportion de salariés absents au moins un jour pour raison de santé dans la fonction publique territoriale sur la période 2011-2019 est supérieure à celle de la DGAFF. Par exemple en 2016, 5,1% des agents de la FPT étaient absents une semaine donnée selon la DGAFF tandis qu'avec les données CNRACL, ce sont 7,5% des agents de la FPT qui sont absents une semaine donnée cette même année. Cet écart peut être expliqué par la différence entre la nature des sources de données administratives déclaratives qui mesurent la proportion de salariés absents au moins un jour au cours d'une semaine pour raison de santé.

Figure A3-1 : Proportion de salariés absents au moins un jour au cours d'une semaine pour raison de santé en fonction de l'année dans la fonction publique territoriale



Note : Afin de calculer la part des agents absents au moins un jour au cours d'une semaine pour raison de santé, nous avons calculé, pour chaque semaine de l'année, la part des agents étant absents au moins un jour pour raison de santé. Ensuite, nous avons fait la moyenne des valeurs obtenues.

Lecture : En 2016, 5,1% des agents de la FPT étaient absents une semaine donnée selon la DGAFF tandis qu'avec nos données, ce sont 7,5% des agents de la FPT qui sont absents une semaine donnée cette même année.

Source : Données de la Caisse Nationale de Retraites des Agents des Collectivités Locales (CNRACL) sur la période 2011-2019.

Annexe 4 : Distribution des agents de la FPT en fonction du taux d'application du jour de carence dans leur établissement – Comparaison des établissements de 500 agents ou plus vs. moins de 500 agents

Tableau A4-1 : Distribution des agents de la FPT en fonction du taux d'application du jour de carence dans leur établissement (base restreinte aux établissements de moins de 500 agents)

Taux d'application	T1 2018	T2 2018	T3 2018	T4 2018	T1 2019	T2 2019	T3 2019	T4 2019
< 10	20,61	19,28	18,40	17,60	9,72	9,30	8,96	8,80
≥ 10 & < 20	1,31	1,46	1,62	1,87	1,01	1,16	1,07	1,06
≥ 20 & < 30	1,43	1,38	1,45	1,44	0,72	0,72	0,73	0,74
≥ 30 & < 40	1,35	0,83	0,80	0,95	0,58	0,61	0,54	0,58
≥ 40 & < 50	0,71	0,41	0,39	0,42	0,26	0,24	0,21	0,15
≥ 50 & < 60	1,57	1,26	1,33	1,22	1,06	0,86	0,84	0,74
≥ 60 & < 70	1,96	1,25	0,70	0,50	0,64	0,41	0,44	0,38
≥ 70 & < 80	2,06	1,12	0,79	0,65	0,78	0,47	0,36	0,32
≥ 80 & < 90	7,07	3,31	2,26	1,80	2,43	0,95	0,68	0,57
≥ 90	44,03	54,38	58,09	60,66	72,89	76,20	77,57	78,57
Inconnu	17,90	15,32	14,17	12,90	9,90	9,08	8,60	8,09
Total	100	100	100	100	100	100	100	100

Note : Afin de calculer le taux d'application du jour de carence par établissement, nous avons divisé le nombre de jours de carence appliqués par établissement par le nombre de CMO pris au cours de la période en question. Ensuite, on associe à chaque agent le taux d'application de l'établissement auquel il appartient. On obtient ainsi la distribution ci-dessus.

Lecture : Au premier trimestre de 2018, 20,61% des agents appartiennent à des établissements dont le taux d'application du jour de carence est inférieur à 10% strictement.

Source : Données de la Caisse Nationale de Retraites des Agents des Collectivités Locales (CNRACL) sur la période 2017-2019.

Tableau A4-2 : Distribution du taux d'application du jour de carence pour les agents de la FPT (base restreinte aux établissements de moins de 500 agents)

Taux d'application	2018-2019
<50	20,14
≥ 50 & < 80	3,10
≥ 80	76,76
Total	100

Note : Dans le calcul de la moyenne des taux d'application du jour de carence, la classe avec un taux inconnu n'est pas pris en compte.

Lecture : Pour la seconde période de la réforme du jour de carence entre 2018 et 2019, en moyenne 20,14% des agents de la FPT appartiennent à des établissements dont le taux d'application du jour de carence est inférieur à 50% strictement.

Source : Données de la Caisse Nationale de Retraites des Agents des Collectivités Locales (CNRACL) sur la période 2017-2019.

Tableau A4-3 : Distribution des agents de la FPT en fonction du taux d'application du jour de carence dans leur établissement (base restreinte aux établissements de plus de 500 agents)

Taux d'application	T1 2018	T2 2018	T3 2018	T4 2018	T1 2019	T2 2019	T3 2019	T4 2019
< 10	17,06	12,45	12,20	12,19	9,25	8,89	8,88	8,94
≥ 10 & < 20	0,56	0,00	0,44	0,44	0,45	0,74	0,40	0,41
≥ 20 & < 30	2,77	1,13	0,94	0,94	0,70	0,70	0,95	0,95
≥ 30 & < 40	0,93	1,19	0,67	0,66	0,68	0,67	0,76	0,76
≥ 40 & < 50	0,88	0,57	0,26	0,26	0,15	0,15	0,15	0,15
≥ 50 & < 60	2,11	0,23	0,00	0,00	0,11	0,11	0,11	0,11
≥ 60 & < 70	0,64	1,56	1,18	0,95	0,73	0,73	0,72	0,63
≥ 70 & < 80	1,40	0,82	1,03	0,84	0,00	0,00	0,00	0,00
≥ 80 & < 90	6,09	2,46	1,70	1,52	0,88	0,62	0,41	0,40
≥ 90	67,28	79,32	81,33	81,92	87,05	87,38	87,61	87,64
Inconnu	0,28	0,27	0,27	0,28	0,00	0,00	0,00	0,00
Total	100							

Note : Afin de calculer le taux d'application du jour de carence par établissement, nous avons divisé le nombre de jours de carence appliqués par établissement par le nombre de CMO pris au cours de la période en question. Ensuite, on associe à chaque agent le taux d'application de l'établissement auquel il appartient. On obtient ainsi la distribution ci-dessus.

Lecture : Au premier trimestre de 2018, 17,06% des agents appartiennent à des établissements dont le taux d'application du jour de carence est inférieur à 10% strictement.

Source : Données de la Caisse Nationale de Retraites des Agents des Collectivités Locales (CNRACL) sur la période 2017-2019.

Tableau A4-4 : Distribution du taux d'application du jour de carence pour les agents de la FPT (base restreinte aux établissements de plus de 500 agents)

Taux d'application	2018-2019
<50	14,02
≥ 50 & < 80	1,79
≥ 80	84,20
Total	100

Note : Dans le calcul de la moyenne des taux d'application du jour de carence, la classe avec un taux inconnu n'est pas pris en compte.

Lecture : Pour la seconde période de la réforme du jour de carence entre 2018 et 2019, en moyenne 14,02% des agents de la FPT appartiennent à des établissements dont le taux d'application du jour de carence est inférieur à 50% strictement.

Source : Données de la Caisse Nationale de Retraites des Agents des Collectivités Locales (CNRACL) sur la période 2017-2019.

Annexe 5 : Caractéristiques des échantillons

Caractéristiques des échantillons selon la taille de l'établissement

Tableau A5-1 : Évolution des variables de performance selon la taille des établissements

Trimestre	Base complète		Base ≥ 500 agents			Base < 500 agents		
	Fréquence CMO	Nombre jours CMO	Fréquence CMO	Nombre jours CMO	Nombre CMO	Fréquence CMO	Nombre jours CMO	Nombre CMO
T1-2017	0,22	2,51	0,29	0,27	3,00	0,36	0,17	2,00
T2-2017	0,16	1,99	0,22	0,20	2,41	0,28	0,12	1,54
T3-2017	0,13	1,56	0,16	0,16	1,89	0,20	0,10	1,21
T4-2017	0,18	1,98	0,23	0,22	2,33	0,28	0,14	1,61
T1-2018	0,19	2,28	0,23	0,22	2,72	0,28	0,15	1,81
T2-2018	0,13	1,83	0,16	0,16	2,22	0,20	0,10	1,42
T3-2018	0,10	1,51	0,12	0,12	1,79	0,15	0,08	1,20
T4-2018	0,14	1,83	0,17	0,16	2,16	0,20	0,11	1,49
T1-2019	0,17	2,25	0,21	0,20	2,60	0,24	0,14	1,88
T2-2019	0,12	1,86	0,15	0,15	2,19	0,18	0,10	1,53
T3-2019	0,10	1,51	0,12	0,12	1,78	0,14	0,08	1,23
T4-2019	0,13	1,90	0,16	0,16	2,20	0,19	0,11	1,59

Source : Données de la Caisse Nationale de Retraites des Agents des Collectivités Locales (CNRACL) sur la période 2017-2019.

Tableau A5-2 : Caractéristiques des agents selon la taille des établissements

	2017-2019		
	Base complète	≥ 500 agents	< 500 agents
Effectif	118 139	61 977	59 942
Nombre d'établissements	16 460	509	16 006
Sexe			
Femme	58,00	57,00	59,20
Homme	42,00	43,00	40,80
Age			
25 ans et moins	1,07	1,46	1,08
Entre 26 et 35 ans	13,70	14,50	13,90
Entre 36 et 45 ans	27,30	28,00	27,40
Entre 46 et 55 ans	37,50	36,50	37,70
55 ans et plus	20,40	19,50	19,80
Catégorie d'emploi			
Sédentaire	94,10	93,80	94,30
Active	5,81	6,07	5,74
Insalubre	0,06	0,12	0,00
Taux d'activité			
Temps partiel	13,70	11,20	16,60
Temps complet	86,30	88,80	83,40
Catégorie socio-professionnelle			
Cadres et professions intellectuelles supérieures	5,13	5,63	4,43
Professions intermédiaires	21,90	22,70	21,50
Employés	58,10	53,10	62,50
Inconnu	14,90	18,50	11,60
Qualité			
Titulaire	97,60	96,30	97,40
Stagiaire	2,45	3,69	2,58
Indice brut			
Entre 100 et 350	2,27	3,08	2,59
Entre 351 et 400	38,00	37,90	42,70
Entre 401 et 500	37,60	34,00	37,20
Entre 501 et 2500	22,20	25,00	17,50
Variation d'indice brut entre deux trimestres consécutifs			
Pas de variation	8,95	68,40	8,76
Augmentation de 3% ou moins	75,60	21,90	75,40
Augmentation de plus de 3%	15,50	9,74	15,80
Employeur			
Intercommunalité	16,60	11,30	21,40
Commune	57,90	43,80	73,20

Département	19,10	33,50	4,82
Hôpitaux	0,16	0,19	0,12
Région	5,38	10,20	0,26
Autres établissements de santé	0,02	0,02	0,02
Autres établissements territoriaux	0,77	1,09	0,20
Catégorie d'emploi			
Catégorie A	8,13	9,91	6,00
Catégorie B	11,30	11,80	11,00
Catégorie C	69,60	64,00	75,00
Inconnu	11,00	14,30	8,00

Source : Données de la Caisse Nationale de Retraites des Agents des Collectivités Locales (CNRACL) sur la période 2017-2019.

Caractéristiques des échantillons selon le groupe traité ou contrôle

Tableau A5-3 : Caractéristiques individuelles des groupes de contrôles et traités

	2017-2019		
	Global	Traités à T1-	Contrôles
		2018	(jamais traités)
Effectif	61 977	44 559	10 069
Sexe			
Femme	57,00	56,50	58,40
Homme	43,00	43,50	41,60
Age			
25 ans et moins	1,46	1,52	1,17
Entre 26 et 35 ans	14,50	14,90	12,80
Entre 36 et 45 ans	28,00	28,70	24,30
Entre 46 et 55 ans	36,50	37,00	33,30
55 ans et plus	19,50	17,80	28,30
Catégorie d'emploi			
Sédentaire	93,80	93,10	95,40
Active	6,07	6,79	4,29
Insalubre	0,12	0,09	0,32
Taux d'activité			
Temps partiel	11,20	11,20	11,90
Temps complet	88,80	88,80	88,10
Catégorie socio-professionnelle			
Cadres et professions intellectuelles supérieures	5,63	5,55	6,26
Professions intermédiaires	22,70	22,40	25,40
Employés	53,10	52,20	52,20
Inconnu	18,50	19,90	16,10
Qualité			
Titulaire	96,30	96,10	97,00
Stagiaire	3,69	3,87	3,00
Indice brut			
Entre 100 et 350	3,08	2,99	3,45
Entre 351 et 400	37,90	38,10	35,20
Entre 401 et 500	34,00	34,30	32,80
Entre 501 et 2500	25,00	24,60	28,60
Variation d'indice brut entre deux trimestres consécutifs			
Pas de variation	68,40	68,20	69,80
Augmentation de 3% ou moins	21,90	21,90	21,30
Augmentation de plus de 3%	9,74	9,93	8,88
Employeur			
Intercommunalité	11,30	10,30	17,00
Commune	43,80	45,00	40,00
Département	33,50	33,00	36,10
Hôpitaux	0,19	0,17	0,28
Région	10,20	10,80	2,82
Autres établissements de santé	0,02	0,02	0,01
Autres établissements territoriaux	1,09	0,66	3,81
Catégorie d'emploi			
Catégorie A	9,91	9,70	10,60
Catégorie B	11,80	11,40	14,00
Catégorie C	64,00	63,30	63,50
Inconnu	14,30	15,70	11,90

Note : La colonne Traités correspond au groupe des agents de la FPT qui ont été traités pour la première fois au premier trimestre 2018, c'est-à-dire appartenant à des établissements qui ont appliqué le jour de carence à 50% ou plus de leurs CMO dès le premier trimestre 2018.

Le colonne Contrôles correspond au groupe des agents de la FPT qui n'ont jamais connu le jour de carence pendant la période correspondante (2017-2019).

Source : Données de la Caisse Nationale de Retraites des Agents des Collectivités Locales (CNRACL) sur la période 2017-2019, restreintes aux agents de la FPT appartenant à des établissements de 500 agents ou plus.

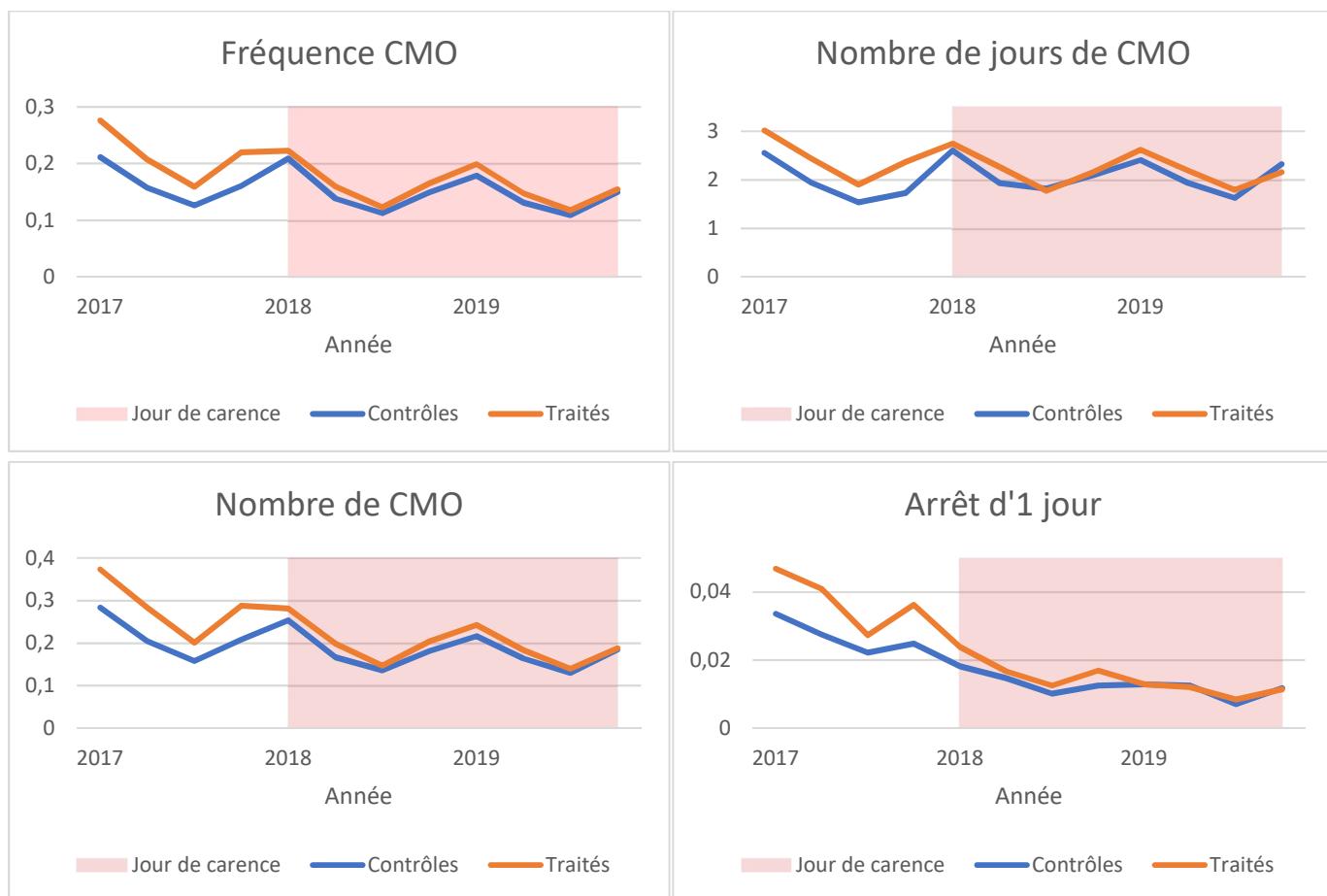
Tableau A5-4 : Entrées en traitement par trimestre

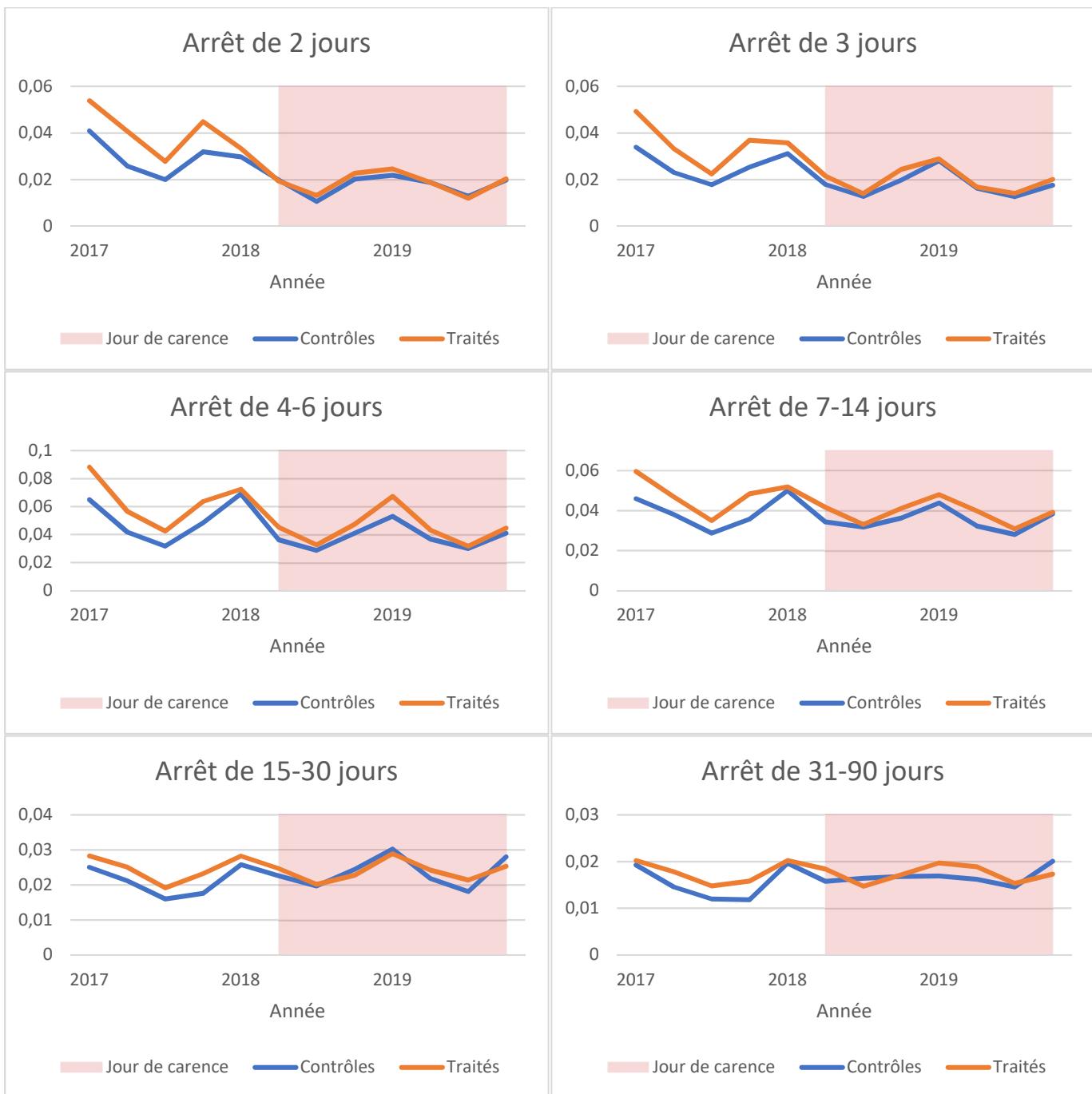
Trimestre	Entrée au traitement au trimestre :								Jamais traités
	T1-2018	T2-2018	T3-2018	T4-2018	T1-2019	T2-2019	T3-2019	T4-2019	
Effectif	30 654	2 876	1 234	1 128	7 311	858	819	583	14 479
%	51,1	4,8	2,1	1,9	12,2	1,4	1,4	1,0	24,2

Lecture : 30 654 individus sont traités (appartiennent à des établissements qui appliquent le jour de carence à plus de 50% de leurs CMO) à partir du premier trimestre de 2018, soit 51,1% de notre échantillon.

Source : Données de la Caisse Nationale de Retraites des Agents des Collectivités Locales (CNRACL) sur la période 2017-2019, restreintes aux agents appartenant à des établissements de 500 agents ou plus.

Figures A5-1 : Évolution des variables de performance entre le groupe des traités au premier trimestre de 2018 et le groupe des jamais traités

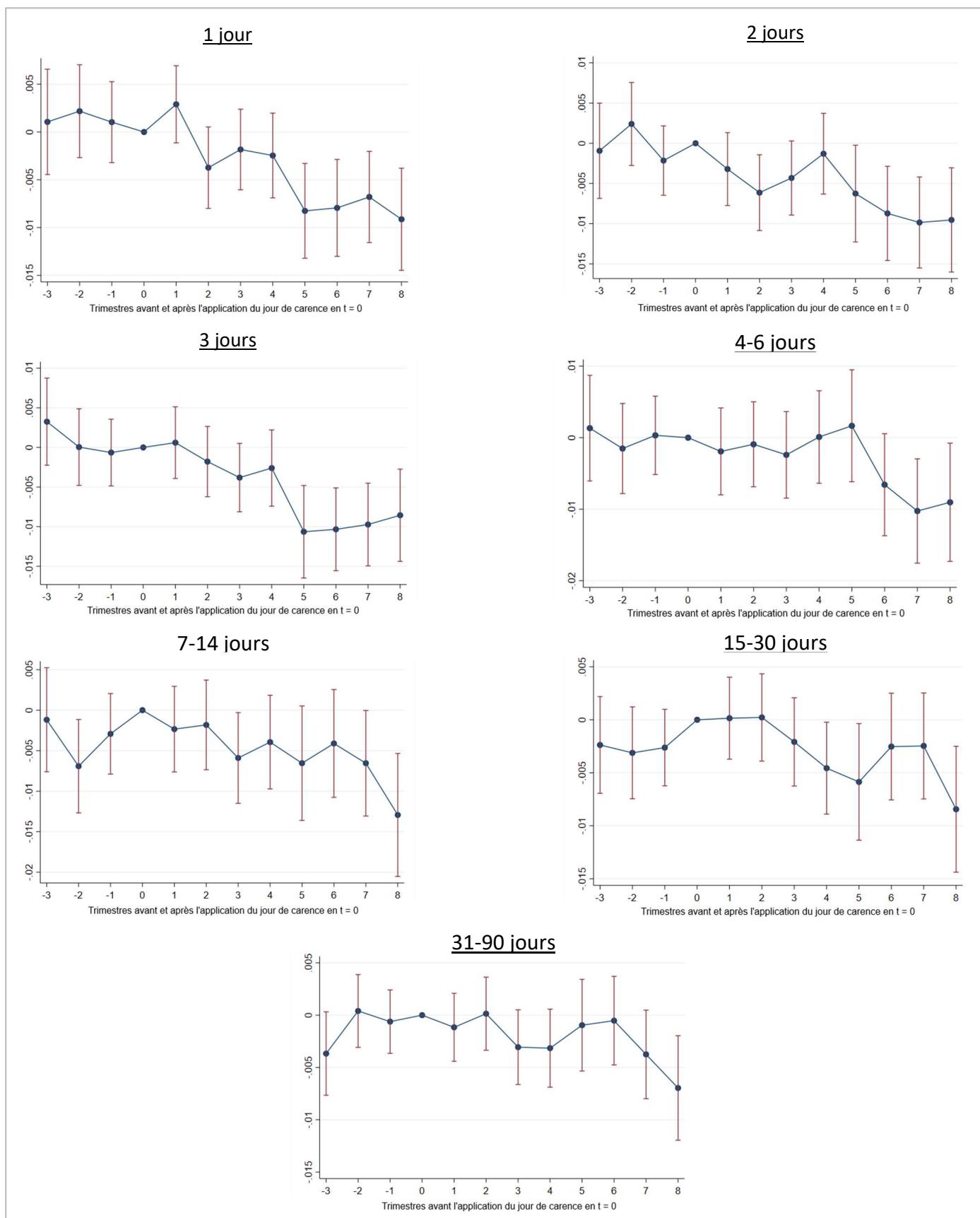




Source : Données de la Caisse Nationale de Retraites des Agents des Collectivités Locales (CNRACL) sur la période 2017-2019, restreintes aux agents appartenant à des établissements de 500 agents ou plus.

Annexe 6 : Effets dynamiques du traitement binaire

Figure A6-1 : Effets dynamiques du traitement binaire sur la probabilité d'arrêt maladie par durée



Source : Données de la Caisse Nationale de Retraites des Agents des Collectivités Locales (CNRACL) sur la période 2017-2019, restreintes aux agents appartenant à des établissements de 500 agents ou plus.

Effet d'hétérogénéité par sexe

Tableau A6-1 : Effets dynamiques de l'instauration du jour de carence (traitement binaire) pour les hommes

	(1) CMO	(2) Nombre de jours CMO	(3) Nombre CMO
Effet 1	-0,0150* (0,00675)	-0,209 (0,136)	-0,00653 (0,00925)
Effet 2	-0,00919 (0,00698)	-0,114 (0,148)	-0,00595 (0,00954)
Effet 3	-0,0245*** (0,00718)	-0,464** (0,149)	-0,0276** (0,00992)
Effet 4	-0,0191* (0,00759)	-0,471** (0,160)	-0,0190 (0,0105)
Effet 5	-0,0291** (0,00888)	-0,343 (0,192)	-0,0321** (0,0121)
Effet 6	-0,0372*** (0,00847)	-0,564** (0,195)	-0,0435*** (0,0117)
Effet 7	-0,0406*** (0,00867)	-0,385* (0,178)	-0,0446*** (0,0123)
Effet 8	-0,0424*** (0,00965)	-0,621** (0,206)	-0,0532*** (0,0133)
Placebo 1	-0,00903 (0,00630)	-0,250 (0,130)	-0,00318 (0,00890)
Placebo 2	-0,00869 (0,00739)	-0,256 (0,146)	-0,000559 (0,0104)
Placebo 3	-0,0123 (0,00813)	-0,380* (0,166)	-0,00818 (0,0119)
Effet cumulé moyen	-0,0265*** (0,00591)	-0,389*** (0,113)	-0,0281*** (0,00848)
Test placebo	0,357	0,0637	0,888

*** $p<0.001$, ** $p<0.01$, * $p<0.05$. Ecart-type entre parenthèses.

Source : Données de la Caisse Nationale de Retraites des Agents des Collectivités Locales (CNRACL) sur la période 2017-2019, restreintes aux agents appartenant à des établissements de 500 agents ou plus.

Tableau A6-2 : Effets dynamiques de l'instauration du jour de carence (traitement binaire) pour les femmes

	(1) CMO	(2) Nombre de jours CMO	(3) Nombre CMO
Effet 1	-0,000415 (0,00643)	-0,00989 (0,146)	0,000811 (0,00915)
Effet 2	-0,0140* (0,00684)	0,0482 (0,152)	-0,0185 (0,00986)
Effet 3	-0,0167* (0,00686)	-0,235 (0,157)	-0,0256** (0,00976)
Effet 4	-0,0149* (0,00731)	-0,242 (0,163)	-0,0195 (0,0105)
Effet 5	-0,0247** (0,00904)	-0,312 (0,200)	-0,0437*** (0,0126)
Effet 6	-0,0254** (0,00861)	-0,0765 (0,179)	-0,0477*** (0,0120)
Effet 7	-0,0363*** (0,00859)	-0,453* (0,187)	-0,0618*** (0,0117)
Effet 8	-0,0514*** (0,00967)	-0,883*** (0,225)	-0,0796*** (0,0131)
Placebo 1	-0,00629 (0,00609)	-0,0196 (0,133)	-0,00869 (0,00851)
Placebo 2	-0,0126 (0,00696)	-0,0759 (0,153)	-0,00501 (0,0102)
Placebo 3	-0,000516 (0,00760)	-0,116 (0,167)	0,00438 (0,0115)
Effet cumulé moyen	-0,0220*** (0,00585)	-0,254* (0,119)	-0,0353*** (0,00836)
Test placebo	0,229	0,910	0,603

*** $p<0.001$, ** $p<0.01$. * $p<0.05$. Ecart-type entre parenthèses.

Source : Données de la Caisse Nationale de Retraites des Agents des Collectivités Locales (CNRACL) sur la période 2017-2019, restreintes aux agents appartenant à des établissements de 500 agents ou plus.

Effets d'hétérogénéité par âge

Tableau A6-3 : Effets dynamiques de l'instauration du jour de carence (traitement binaire) pour les 50 ans et plus

	(1) CMO	(2) Nombre de jours CMO	(3) Nombre CMO
Effet 1	-0,00103 (0,00687)	-0,0954 (0,156)	0,00704 (0,00948)
Effet 2	-0,00653 (0,00715)	0,175 (0,156)	-0,00304 (0,00987)
Effet 3	-0,0165* (0,00725)	-0,240 (0,168)	-0,0184 (0,0102)
Effet 4	-0,0102 (0,00774)	-0,259 (0,180)	-0,00846 (0,0108)
Effet 5	-0,0167 (0,00943)	-0,175 (0,212)	-0,0231 (0,0130)
Effet 6	-0,0120 (0,00891)	0,0167 (0,201)	-0,0173 (0,0120)
Effet 7	-0,0222* (0,00898)	-0,219 (0,201)	-0,0289* (0,0122)
Effet 8	-0,0381*** (0,0103)	-0,616* (0,243)	-0,0553*** (0,0140)
Placebo 1	-0,00689 (0,00637)	0,0306 (0,140)	-0,00237 (0,00893)
Placebo 2	-0,00747 (0,00732)	0,0133 (0,158)	-0,00152 (0,0105)
Placebo 3	0,00821 (0,00814)	-0,0703 (0,181)	0,0112 (0,0121)
Effet cumulé moyen	-0,0146* (0,00615)	-0,165 (0,129)	-0,0171 (0,00878)
Test placebo	0,162	0,954	0,663

*** $p<0.001$, ** $p<0.01$. * $p<0.05$. Ecart-type entre parenthèses.

Source : Données de la Caisse Nationale de Retraites des Agents des Collectivités Locales (CNRACL) sur la période 2017-2019, restreintes aux agents appartenant à des établissements de 500 agents ou plus.

Tableau A6-4 : Effets dynamiques de l'instauration du jour de carence (traitement binaire) pour les moins de 50 ans

	(1) CMO	(2) Nombre de jours CMO	(3) Nombre CMO
Effet 1	-0,0108 (0,00639)	-0,100 (0,135)	-0,00950 (0,00910)
Effet 2	-0,0159* (0,00682)	-0,186 (0,149)	-0,0203* (0,00983)
Effet 3	-0,0212** (0,00690)	-0,400** (0,147)	-0,0300** (0,00972)
Effet 4	-0,0216** (0,00729)	-0,403** (0,152)	-0,0270** (0,0104)
Effet 5	-0,0344*** (0,00875)	-0,445* (0,188)	-0,0504*** (0,0121)
Effet 6	-0,0447*** (0,00838)	-0,527** (0,175)	-0,0679*** (0,0118)
Effet 7	-0,0499*** (0,00843)	-0,580*** (0,174)	-0,0730*** (0,0118)
Effet 8	-0,0545*** (0,00928)	-0,891*** (0,203)	-0,0777*** (0,0127)
Placebo 1	-0,00675 (0,00611)	-0,225 (0,129)	-0,00752 (0,00857)
Placebo 2	-0,0137 (0,00708)	-0,295* (0,148)	-0,00442 (0,0102)
Placebo 3	-0,0172* (0,00766)	-0,357* (0,159)	-0,0118 (0,0115)
Effet cumulé moyen	-0,0308*** (0,00574)	-0,430*** (0,110)	-0,0432*** (0,00822)
Test placebo	0,111	0,0668	0,702

*** $p<0.001$, ** $p<0.01$. * $p<0.05$. Ecart-type entre parenthèses.

Source : Données de la Caisse Nationale de Retraites des Agents des Collectivités Locales (CNRACL) sur la période 2017-2019, restreintes aux agents appartenant à des établissements de 500 agents ou plus.

Effets d'hétérogénéité par catégorie d'emploi

Tableau A6-5 : Effets dynamiques de l'instauration du jour de carence (traitement binaire) pour les emplois de catégorie A

	(1) CMO	(2) Nombre de jours CMO	(3) Nombre CMO
Effet 1	0,00598 (0,0123)	-0,216 (0,263)	0,0141 (0,0157)
Effet 2	-0,00469 (0,0134)	0,264 (0,276)	0,00383 (0,0169)
Effet 3	-0,00453 (0,0132)	0,0815 (0,265)	-0,00114 (0,0179)
Effet 4	-0,0132 (0,0144)	-0,199 (0,310)	0,000307 (0,0189)
Effet 5	-0,0523** (0,0166)	-0,779* (0,322)	-0,0570** (0,0216)
Effet 6	-0,0324* (0,0161)	-0,653* (0,313)	-0,0291 (0,0211)
Effet 7	-0,0234 (0,0152)	-0,287 (0,283)	-0,0209 (0,0198)
Effet 8	-0,0281 (0,0181)	-0,857* (0,361)	-0,0293 (0,0232)
Placebo 1	-0,00895 (0,0123)	-0,368 (0,234)	0,00269 (0,0160)
Placebo 2	-0,000328 (0,0137)	-0,207 (0,290)	0,0124 (0,0177)
Placebo 3	-0,0132 (0,0163)	-0,0453 (0,308)	-0,0104 (0,0223)
Effet cumulé moyen	-0,0183 (0,0108)	-0,309 (0,188)	-0,0138 (0,0143)
Test placebo	0,747	0,433	0,709

*** $p<0.001$, ** $p<0.01$. * $p<0.05$. Ecart-type entre parenthèses.

Source : Données de la Caisse Nationale de Retraites des Agents des Collectivités Locales (CNRACL) sur la période 2017-2019, restreintes aux agents appartenant à des établissements de 500 agents ou plus.

Tableau A6-6 : Effets dynamiques de l'instauration du jour de carence (traitement binaire) pour les emplois de catégorie B

	(1) CMO	(2) Nombre de jours CMO	(3) Nombre CMO
Effet 1	-0,00260 (0,0123)	0,248 (0,253)	0,00195 (0,0158)
Effet 2	0,00854 (0,0128)	0,283 (0,261)	0,0106 (0,0158)
Effet 3	-0,00435 (0,0132)	-0,0805 (0,281)	-0,00638 (0,0165)
Effet 4	0,00367 (0,0142)	0,156 (0,281)	0,00619 (0,0179)
Effet 5	-0,00899 (0,0169)	-0,0240 (0,339)	-0,00649 (0,0215)
Effet 6	-0,0178 (0,0156)	0,184 (0,274)	-0,0229 (0,0207)
Effet 7	-0,0278 (0,0160)	-0,348 (0,377)	-0,0269 (0,0206)
Effet 8	-0,0561 ** (0,0179)	-0,641 (0,405)	-0,0683 ** (0,0241)
Placebo 1	-0,0139 (0,0116)	0,138 (0,234)	-0,0135 (0,0156)
Placebo 2	0,00599 (0,0133)	0,184 (0,275)	0,0124 (0,0169)
Placebo 3	0,00500 (0,0150)	-0,408 (0,297)	-0,00823 (0,0204)
Effet cumulé moyen	-0,0117 (0,0113)	-0,00695 (0,206)	-0,0122 (0,0149)
Test placebo	0,412	0,245	0,477

*** $p<0.001$, ** $p<0.01$. * $p<0.05$. Ecart-type entre parenthèses.

Source : Données de la Caisse Nationale de Retraites des Agents des Collectivités Locales (CNRACL) sur la période 2017-2019, restreintes aux agents appartenant à des établissements de 500 agents ou plus.

Tableau A6-7 : Effets dynamiques de l'instauration du jour de carence (traitement binaire) pour les emplois de catégorie C

	(1) CMO	(2) Nombre de jours CMO	(3) Nombre CMO
Effet 1	-0,0138* (0,00590)	-0,182 (0,131)	-0,0128 (0,00851)
Effet 2	-0,0204** (0,00622)	-0,172 (0,140)	-0,0257** (0,00915)
Effet 3	-0,0282*** (0,00631)	-0,472*** (0,142)	-0,0384*** (0,00914)
Effet 4	-0,0239*** (0,00665)	-0,520*** (0,151)	-0,0289** (0,00974)
Effet 5	-0,0297*** (0,00816)	-0,383* (0,185)	-0,0463*** (0,0115)
Effet 6	-0,0346*** (0,00777)	-0,366* (0,174)	-0,0563*** (0,0110)
Effet 7	-0,0505*** (0,00797)	-0,620*** (0,169)	-0,0742*** (0,0112)
Effet 8	-0,0538*** (0,00887)	-0,806*** (0,200)	-0,0796*** (0,0124)
Placebo 1	-0,00797 (0,00556)	-0,129 (0,122)	-0,00850 (0,00798)
Placebo 2	-0,0235*** (0,00644)	-0,254 (0,136)	-0,0214* (0,00961)
Placebo 3	-0,00649 (0,00693)	-0,207 (0,154)	-0,00312 (0,0108)
Effet cumulé moyen	-0,0310*** (0,00531)	-0,428*** (0,108)	-0,0437*** (0,00782)
Test placebo	0,00267	0,272	0,115

*** $p<0.001$, ** $p<0.01$. * $p<0.05$. Ecart-type entre parenthèses.

Source : Données de la Caisse Nationale de Retraites des Agents des Collectivités Locales (CNRACL) sur la période 2017-2019, restreintes aux agents appartenant à des établissements de 500 agents ou plus.

Effets d'hétérogénéité selon l'indice de salaire

Tableau A6-8 : Effets dynamiques de l'instauration du jour de carence (traitement binaire) pour les indices de salaire supérieurs ou égaux à 450

	(1) CMO	(2) Nombre de jours CMO	(3) Nombre CMO
Effet 1	0,00452 (0,00692)	-0,1000 (0,152)	0,00948 (0,00892)
Effet 2	0,00586 (0,00717)	0,186 (0,154)	0,0104 (0,00917)
Effet 3	-0,00503 (0,00740)	-0,157 (0,169)	-0,00410 (0,00973)
Effet 4	0,000288 (0,00805)	0,146 (0,164)	0,0101 (0,0102)
Effet 5	-0,0184 (0,00959)	-0,123 (0,198)	-0,0162 (0,0126)
Effet 6	-0,0119 (0,00904)	-0,235 (0,190)	-0,0123 (0,0119)
Effet 7	-0,0146 (0,00886)	-0,0876 (0,198)	-0,00780 (0,0117)
Effet 8	-0,0331 ** (0,0104)	-0,525 * (0,231)	-0,0294 * (0,0134)
Placebo 1	-0,00488 (0,00656)	-0,0862 (0,133)	0,00220 (0,00861)
Placebo 2	0,00222 (0,00757)	-0,0943 (0,164)	0,00780 (0,0101)
Placebo 3	-0,000293 (0,00875)	-0,147 (0,185)	0,000934 (0,0120)
Effet cumulé moyen	-0,00820 (0,00628)	-0,101 (0,124)	-0,00409 (0,00845)
Test placebo	0,798	0,849	0,871

*** $p<0.001$, ** $p<0.01$. * $p<0.05$. Ecart-type entre parenthèses.

Source : Données de la Caisse Nationale de Retraites des Agents des Collectivités Locales (CNRACL) sur la période 2017-2019, restreintes aux agents appartenant à des établissements de 500 agents ou plus.

Tableau A6-9 : Effets dynamiques de l'instauration du jour de carence (traitement binaire) pour les indices de salaire inférieurs à 450

	(1) CMO	(2) Nombre de jours CMO	(3) Nombre CMO
Effet 1	-0,0131* (0,00637)	-0,111 (0,139)	-0,00936 (0,00934)
Effet 2	-0,0248*** (0,00684)	-0,172 (0,152)	-0,0292** (0,0102)
Effet 3	-0,0287*** (0,00690)	-0,384* (0,150)	-0,0383*** (0,0101)
Effet 4	-0,0263*** (0,00726)	-0,620*** (0,164)	-0,0354** (0,0108)
Effet 5	-0,0340*** (0,00903)	-0,499* (0,209)	-0,0576*** (0,0130)
Effet 6	-0,0440*** (0,00879)	-0,354 (0,195)	-0,0711*** (0,0127)
Effet 7	-0,0581*** (0,00909)	-0,745*** (0,192)	-0,0909*** (0,0129)
Effet 8	-0,0608*** (0,00999)	-1,102*** (0,235)	-0,100*** (0,0142)
Placebo 1	-0,00991 (0,00603)	-0,150 (0,134)	-0,0119 (0,00872)
Placebo 2	-0,0219** (0,00704)	-0,173 (0,149)	-0,0132 (0,0106)
Placebo 3	-0,00938 (0,00751)	-0,231 (0,165)	-0,00168 (0,0118)
Effet cumulé moyen	-0,0347*** (0,00578)	-0,471*** (0,118)	-0,0510*** (0,00864)
Test placebo	0,0187	0,444	0,398

*** $p<0.001$, ** $p<0.01$. * $p<0.05$. Ecart-type entre parenthèses.

Source : Données de la Caisse Nationale de Retraites des Agents des Collectivités Locales (CNRACL) sur la période 2017-2019, restreintes aux agents appartenant à des établissements de 500 agents ou plus.

Effets d'hétérogénéité par employeur

Tableau A6-10 : Effets dynamiques de l'instauration du jour de carence (traitement binaire) pour les établissements relevant de l'intercommunalité ou de la commune

	(1) CMO	(2) Nombre de jours CMO	(3) Nombre CMO
Effet 1	-0,0165 ** (0,00637)	-0,224 (0,134)	-0,0102 (0,00919)
Effet 2	-0,0250 *** (0,00653)	-0,220 (0,140)	-0,0316 *** (0,00934)
Effet 3	-0,0330 *** (0,00640)	-0,445 ** (0,137)	-0,0492 *** (0,00901)
Effet 4	-0,0267 *** (0,00679)	-0,507 *** (0,147)	-0,0394 *** (0,00956)
Effet 5	-0,0406 *** (0,00828)	-0,496 ** (0,183)	-0,0616 *** (0,0114)
Effet 6	-0,0499 *** (0,00789)	-0,388 * (0,165)	-0,0756 *** (0,0110)
Effet 7	-0,0586 *** (0,00788)	-0,632 *** (0,164)	-0,0881 *** (0,0107)
Effet 8	-0,0722 *** (0,00883)	-1,188 *** (0,203)	-0,111 *** (0,0120)
Placebo 1	-0,00657 (0,00598)	-0,209 (0,124)	-0,00405 (0,00862)
Placebo 2	-0,0110 (0,00663)	-0,292 * (0,137)	-0,00293 (0,00960)
Placebo 3	-0,00362 (0,00708)	-0,180 (0,149)	0,00154 (0,0106)
Effet cumulé moyen	-0,0391 *** (0,00539)	-0,495 *** (0,104)	-0,0562 *** (0,00766)
Test placebo	0,373	0,139	0,938

*** $p<0.001$, ** $p<0.01$. * $p<0.05$. Ecart-type entre parenthèses.

Source : Données de la Caisse Nationale de Retraites des Agents des Collectivités Locales (CNRACL) sur la période 2017-2019, restreintes aux agents appartenant à des établissements de 500 agents ou plus.

Tableau A6-11 : Effets dynamiques de l'instauration du jour de carence (traitement binaire) pour les établissements relevant de la région ou du département

	(1) CMO	(2) Nombre de jours CMO	(3) Nombre CMO
Effet 1	0,00703 (0,00712)	0,0839 (0,161)	0,00967 (0,00967)
Effet 2	0,00944 (0,00791)	0,272 (0,179)	0,0185 (0,0111)
Effet 3	0,00767 (0,00853)	-0,0668 (0,202)	0,0180 (0,0121)
Effet 4	0,00818 (0,00903)	0,0136 (0,203)	0,0249 (0,0128)
Effet 5	0,00457 (0,0111)	0,0458 (0,244)	0,00920 (0,0153)
Effet 6	0,0101 (0,0104)	0,0290 (0,245)	0,0156 (0,0143)
Effet 7	0,00272 (0,0107)	0,0570 (0,239)	0,0108 (0,0150)
Effet 8	-0,00254 (0,0119)	0,0305 (0,266)	0,00999 (0,0165)
Placebo 1	-0,00659 (0,00671)	0,0518 (0,149)	-0,00610 (0,00907)
Placebo 2	-0,00754 (0,00829)	0,112 (0,183)	0,00237 (0,0119)
Placebo 3	-0,0107 (0,00966)	-0,297 (0,215)	-0,00529 (0,0145)
Effet cumulé moyen	0,00612 (0,00714)	0,0595 (0,152)	0,0148 (0,0103)
Test placebo	0,625	0,279	0,830

*** $p<0.001$, ** $p<0.01$. * $p<0.05$. Ecarts-type entre parenthèses.

Source : Données de la Caisse Nationale de Retraites des Agents des Collectivités Locales (CNRACL) sur la période 2017-2019, restreintes aux agents appartenant à des établissements de 500 agents ou plus.

Annexe 7 : Effets dynamiques du traitement discret multiniveau

Tableau A7-1 : Effets dynamiques de l'instauration du jour de carence (traitement discret multiniveau)

	(1) CMO	(2) Nombre de jours CMO	(3) Nombre CMO
Effet 1	-0,00190** (0,000650)	-0,0247 (0,0141)	-0,00149 (0,000914)
Effet 2	-0,000579 (0,000334)	-0,00239 (0,00737)	-0,000350 (0,000473)
Effet 3	-0,000627** (0,000222)	-0,0130** (0,00494)	-0,000790* (0,000312)
Effet 4	-0,000391* (0,000176)	-0,00959* (0,00385)	-0,000403 (0,000248)
Effet 5	-0,000512** (0,000171)	-0,00769* (0,00376)	-0,000729** (0,000235)
Effet 6	-0,000432** (0,000137)	-0,00487 (0,00292)	-0,000635*** (0,000190)
Effet 7	-0,000483*** (0,000116)	-0,00620* (0,00245)	-0,000647*** (0,000160)
Effet 8	-0,000569*** (0,000110)	-0,0104*** (0,00245)	-0,000807*** (0,000152)
Placebo 1	-0,00152* (0,000606)	-0,0155 (0,0128)	-0,00188* (0,000857)
Placebo 2	-0,000508 (0,000340)	-0,00447 (0,00718)	0,000236 (0,000491)
Placebo 3	-0,000481 (0,000249)	-0,0113* (0,00529)	-0,000455 (0,000372)
Effet cumulé moyen	-0,00236*** (0,000551)	-0,0362*** (0,0108)	-0,00295*** (0,000792)
Test placebo	0,0612	0,165	0,0315

*** $p<0.001$, ** $p<0.01$. * $p<0.05$. Ecarts-type entre parenthèses.

Source : Données de la Caisse Nationale de Retraites des Agents des Collectivités Locales (CNRACL) sur la période 2017-2019, restreintes aux agents appartenant à des établissements de 500 agents ou plus.

Tableau A7-2 : Effets dynamiques de l'instauration du jour de carence sur la probabilité d'arrêt maladie, par durée (traitement discret multiniveau)

	(1) 1 jour	(2) 2 jours	(3) 3 jours	(4) 4-6 jours	(5) 7-14 jours	(6) 15-30 jours	(7) 31-90 jours
Effet 1	0,0000440 (0,000288)	-0,000134 (0,000323)	-0,000130 (0,000319)	-0,000368 (0,000428)	-0,000762* (0,000377)	-0,0000515 (0,000269)	-0,000303 (0,000231)
Effet 2	-0,000211 (0,000148)	-0,000181 (0,000164)	-0,000151 (0,000152)	0,000157 (0,000203)	-0,0000616 (0,000189)	-0,0000661 (0,000143)	-0,0000186 (0,000122)
Effet 3	-0,0000579 (0,0000959)	-0,0000676 (0,000105)	-0,000101 (0,0000967)	-0,0000901 (0,000137)	-0,000196 (0,000126)	-0,0000999 (0,0000941)	-0,000132 (0,0000813)
Effet 4	-0,0000752 (0,0000755)	0,0000423 (0,0000855)	-0,0000774 (0,0000814)	0,0000724 (0,000109)	-0,000152 (0,0000979)	-0,000121 (0,0000726)	-0,0000865 (0,0000633)
Effet 5	-0,000212** (0,0000673)	-0,0000482 (0,0000819)	-0,000253** (0,0000786)	0,0000657 (0,000106)	-0,000116 (0,0000951)	-0,0000928 (0,0000735)	-0,0000406 (0,0000596)
Effet 6	-0,000164** (0,0000581)	-0,0000765 (0,0000674)	-0,000187** (0,0000593)	-0,0000638 (0,0000824)	-0,0000444 (0,0000753)	-0,0000256 (0,0000570)	-0,0000190 (0,0000479)
Effet 7	-0,000102* (0,0000458)	-0,000104 (0,0000550)	-0,000148** (0,0000498)	-0,0000855 (0,0000698)	-0,0000526 (0,0000628)	-0,0000409 (0,0000482)	-0,0000695 (0,0000408)
Effet 8	-0,000130** (0,0000435)	-0,0000677 (0,0000531)	-0,000110* (0,0000476)	-0,000111 (0,0000684)	-0,000142* (0,0000625)	-0,000132** (0,0000491)	-0,0000875* (0,0000400)
Placebo 1	-0,000145 (0,000297)	-0,000126 (0,000307)	-0,000348 (0,000293)	-0,000179 (0,000383)	-0,000769* (0,000351)	-0,000309 (0,000253)	-0,0000513 (0,000210)
Placebo 2	0,000135 (0,000167)	0,000296 (0,000179)	-0,0000810 (0,000165)	0,0000705 (0,000217)	-0,000290 (0,000197)	-0,000225 (0,000147)	0,0000721 (0,000120)
Placebo 3	-0,0000750 (0,000125)	-0,0000223 (0,000135)	0,0000334 (0,000125)	-0,0000642 (0,000167)	-0,0000299 (0,000146)	-0,0000738 (0,000102)	-0,000192* (0,0000908)
Effet cumulé moyen	-0,000556* (0,000249)	-0,000300 (0,000287)	-0,000642* (0,000251)	-0,000181 (0,000343)	-0,000538 (0,000302)	-0,000351 (0,000216)	-0,000312 (0,000177)
Test placebo	0,515	0,143	0,551	0,846	0,0994	0,421	0,0628

*** $p<0,001$, ** $p<0,01$. * $p<0,05$. Ecart-type entre parenthèses.

Source : Données de la Caisse Nationale de Retraites des Agents des Collectivités Locales (CNRACL) sur la période 2017-2019, restreintes aux agents appartenant à des établissements de 500 agents ou plus.

Annexe 8 : Estimation « comptable » des économies associées à l'instauration du jour de carence

Cette annexe propose une estimation comptable (hors modèle causal) des économies liées à l'instauration du jour de carence. Contrairement à la section 6, qui repose sur un estimateur causal et mesure un effet moyen imputable à la réforme, l'approche présentée ici consiste à comparer directement le coût total observé des CMO avant (2016-2017) et après (2018-2019) la réforme, pour les seuls agents des établissements traités (périmètre > 500 agents). On rappelle qu'un établissement est considéré comme traité s'il applique le jour de carence à au moins 50% des CMO.

Nous reconstituons pour chaque épisode de CMO le coût salarial journalier (à partir de l'indice majoré et de la valeur annuelle du point d'indice), puis le coût total de l'épisode en tenant compte de la règle d'indemnisation (50% au-delà de 90 jours consécutifs). Pour les années où le jour de carence s'applique, nous retranchons le premier jour non rémunéré. Nous agrégeons ensuite ces coûts au niveau annuel et calculons, pour les établissements traités, la moyenne annuelle du coût total des CMO en pré-réforme (2016-2017) et en post-réforme (2018-2019). L'économie comptable correspond à la simple différence entre ces deux moyennes (pré - post). Cette procédure ne vise pas à identifier un effet causal pur ; elle fournit un ordre de grandeur descriptif du gain budgétaire observé sur le périmètre étudié. Cette approche « comptable » met en évidence une économie annuelle d'environ 46,49 millions d'euros, très proche de l'estimation fondée sur le DiD dynamique présentée en section 6 (49,77 M€). La proximité des deux ordres de grandeur conforte la robustesse de la quantification. On rappelle cependant que cette estimation est purement descriptive. Elle est sensible aux compositions (âge, grades, structures des indices majorés) et aux volumes d'absences entre 2016-2019. Elle n'isole pas l'effet causal d'autres chocs concomitants.

Tableau A8-1 : Coûts des CMO et économies liées au jour de carence (approche comptable sur les établissements de 500 agents ou plus)

Année	Coût CMO (€)	Gain carence (€)	Jour de carence appliqués	Nombre d'épisodes de CMO
2016	1 813 975 007	-	-	3 980 080
2017	2 059 623 315	-	-	4 263 412
2018	1 916 733 028	112 620 899	1 881 352	3 473 388
2019	1 863 884 563	104 016 346	1 703 660	3 087 448
<i>Résumé pré/post (moyennes annuelles)</i>				
Pré-réforme (2016-2017)	1 936 799 161	-	-	-
Post-réforme (2018-2019)	1 890 308 795	-	-	-
Economie comptable (pré-post)	46 490 366 € par an			

Note : Le coût CMO agrège la rémunération journalière pendant l'absence (calculée à partir de l'indice majoré et de la valeur du point), avec indemnisation à 50% au-delà de 90 jours consécutifs, moins le gain de carence (jour 1 non rémunéré) lorsque la carence s'applique.

Les lignes « Pré » et « Post » reportent les moyennes annuelles 2016-2017 et 2018-2019. L'écart pré-post fournit un ordre de grandeur descriptif des économies sur le périmètre des établissements de 500 agents ou plus.

Source : Données de la Caisse Nationale de Retraites des Agents des Collectivités Locales (CNRACL) sur la période 2016-2019, restreintes aux agents appartenant à des établissements de 500 agents ou plus.