
L'effet du « jour de carence » sur les absences pour maladie ordinaire, la santé perçue et le recours aux soins

Mélina HILLION (*), Édouard MAUGENDRE (**)

(*) Insee, Département des études économiques

(**) Drees, Bureau assurance maladie et études sur les dépenses de santé

melina.hillion@insee.fr

Mots-clés. (6 maximum) : Évaluation, jour de carence, absentéisme, santé, recours aux soins.

Domaines. Etudes économétriques.

Résumé

Entre janvier 2012 et décembre 2013, puis de nouveau depuis janvier 2018, le premier jour de congé de maladie ordinaire (CMO) des agents de la fonction publique n'est plus indemnisé. Cette étude évalue l'effet du "jour de carence" sur les absences du personnel de l'éducation nationale publique, soit environ 16 % des agents de la fonction publique (et 37 % de la fonction publique d'état), à partir des données administratives exhaustives de la Depp sur la période 2006-2019. Nous montrons que le jour de carence s'accompagne en moyenne d'une baisse de 23 % des épisodes de CMO, et de 6 % de leur durée annuelle cumulée. L'effet décroît avec la durée de l'épisode d'absence, les CMO les plus courts étant les plus affectés (-44 % pour les épisodes d'un jour exactement, -27 % pour les épisodes de 2-3 jours). Nous n'observons pas d'effet significatif sur les congés de maladie ordinaire de plus de 3 mois. Nous montrons que les jeunes, les femmes, les enseignants et les personnels exerçant en éducation prioritaire sont les plus pénalisés financièrement par l'introduction du jour de carence.

Dans un second temps, nous examinons l'effet de cette réforme sur la santé perçue et le recours aux soins des salariés de la fonction publique. Nous comparons l'ensemble des agents de la fonction publique aux salariés du secteur privé (double différence) à partir de l'enquête emploi en continu (Insee, période 2013-2019) et de l'enquête conditions de travail (Dares, 2013 et 2016) appariée aux données de santé de l'Assurance maladie (Cnam, période 2012-2017). Nous montrons que le jour de carence n'a pas eu d'effet significatif sur la perception de l'état de santé général, les visites médicales (généralistes et spécialistes), les délivrances de médicaments et les hospitalisations. Les données disponibles ne nous permettent pas d'examiner la productivité des journées de travail « générées » par le jour de carence, ni de conclure en matière de productivité individuelle et de performance des administrations.

Abstract

This study evaluates the effect of the "one-day waiting period" on the absences of national public education employees. We show that this policy is associated on average with a 23% decrease in the number of episodes of ordinary sick leave and a 6% decrease in their cumulative annual duration. We show that young people, women, teachers and staff working in priority education are particularly penalized. Furthermore, we show that the introduction of the one-day sick leave did not have a significant effect on the perception of the general health status, medical visits (general practitioners and specialists), the delivery of medication and hospitalizations. The available data do not allow us to examine the productivity of the working days "generated" by the waiting period, nor to conclude on individual productivity and the performance of administrations.

Introduction

L'amélioration de la santé publique et la réduction des inégalités de revenus et de santé sont au fondement des systèmes de protection sociale adoptés par la plupart des pays de l'OCDE au cours du XX^e siècle. La plupart des dispositifs de santé publique sont investis d'une double mission : une fonction actuarielle, dont l'objectif est d'amortir les aléas de santé en mutualisant les risques individuels (les coûts étant supportés collectivement), et une fonction redistributive et sociale, dont l'objectif est de garantir l'accès aux soins et aux périodes de convalescence quel que soit le niveau de revenu. Le fonctionnement de ces dispositifs repose sur un transfert monétaire des personnes en bonne santé vers les personnes malades, et des plus fortunés vers les plus modestes¹. Ce faisant, les régimes d'assurance publics visent à prévenir l'apparition de maladies et de problèmes de santé au sein de la population, accélérer le processus de guérison, limiter la transmission

1. En Allemagne, en Autriche, en Belgique et en France, les prestations de maladie et d'accident sont financées principalement par les cotisations sociales (prélèvements obligatoires sur les revenus d'activité). Dans les autres pays, la principale source de financement est l'impôt.

de pathologies contagieuses et réduire la part des dépenses de santé supportée par les personnes malades.

Dans cette perspective, la majorité des pays industrialisés assurent le versement d'une indemnité publique aux actifs nécessitant une interruption temporaire de travail en raison de leur état de santé². En 2018, 12 jours d'absence par salarié (en équivalent temps plein) ont ainsi été indemnisés en moyenne dans les pays de l'OCDE³. Dans la grande majorité des pays, le versement de l'indemnité de maladie est subordonné à la présentation d'un certificat médical établi par un professionnel de santé (il s'agit le plus souvent d'un médecin généraliste)⁴.

Pourtant, plusieurs études et rapports institutionnels soulignent l'existence de recours "excessif", voire "injustifié", aux arrêts de travail. La présomption d'une asymétrie d'information entre le patient, le médecin et l'assurance publique - l'état de santé étant imparfaitement observé - est généralement avancée comme l'une des principales sources d'inefficacité des dispositifs actuels (38; 35; 13; 50; 12; 28; 11).

Ce risque *d'aléa moral*, formalisé en économie dans les années 1960 (3; 44), et largement développé par la théorie néoclassique (1; 56; 6; 8; 18), a justifié en Europe, au cours des dernières décennies, le renforcement des contrôles et la mise en place d'incitations financières visant à décourager le recours aux arrêts de travail. Ces mesures ont pour objectif, d'une part, la réduction des dépenses publiques en limitant les abus des bénéficiaires et en diminuant le montant des indemnités versées en cas d'absence, et d'autre part, l'amélioration des performances des entreprises et des administrations en encourageant l'effort individuel, en diminuant les ressources consacrées au remplacement des salariés absents, et en réduisant le montant des indemnités de maladie versées par l'employeur. L'incitation la plus fréquemment adoptée par les Etats européens a consisté à réduire le taux de remplacement du salaire pendant une partie ou la totalité de la période d'absence. De nombreuses réformes entreprises au cours des dernières décennies ont ainsi abouti à une diminution du taux moyen d'indemnisation des absences pour maladie en Europe.

Néanmoins, plusieurs études récentes montrent que ces incitations financières gé-

2. Le taux de remplacement du salaire, la période d'absence pour maladie éligible au versement des indemnités et les conditions devant être remplies par le salariés varient selon les pays. Voir (10) et (26). Le Canada, le Japon et les Etats-Unis, qui ne disposent pas de système national d'indemnisation, font figure d'exception.

3. Le calcul est effectué pour vingt-deux pays de l'OCDE : Allemagne, Autriche, Belgique, Chili, Danemark, Espagne, Estonie, France, Hongrie, Irlande, Lettonie, Lituanie, Luxembourg, Mexique, Norvège, Pays-Bas, Portugal, République Tchèque, Royaume-Uni, Slovaquie, Slovénie, Suède. En France, 8,8 jours par salarié ont été indemnisés en moyenne par l'Assurance Maladie en 2018. Source : OCDE.Stat. Health Status : Absence from work due to illness. Calculs des auteurs.

4. La présentation d'un certificat médical n'est pas obligatoire pour les très courtes périodes d'absence dans certains pays, parmi lesquels : la Belgique, le Luxembourg, le Danemark, l'Allemagne, l'Espagne, l'Autriche, la Suède, le Royaume-Uni. Elle est en revanche obligatoire dès le premier jour d'absence dans les pays suivants : la Grèce, la France, l'Irlande, l'Italie, les Pays-bas, le Portugal et la Finlande (10).

nèrent des externalités négatives. En outre, elles ne réduiraient pas systématiquement le nombre de jours d'absence, ni même le montant des indemnités de maladie versées.

La majorité des réformes introduites en Europe vise à décourager les absences "courtes", en réduisant le montant des prestations versées pendant les premiers jours ou semaines d'absence, sans toutefois modifier l'indemnisation des absences "longues", plus susceptibles de caractériser un état de santé sévèrement altéré - et de constituer une menace pour les ressources des personnes concernées (53; 13; 12; 9; 52). Certaines études suggèrent que la concentration des incitations sur les absences courtes, si elle s'accompagne effectivement d'une diminution du nombre d'épisodes, provoque également une augmentation de la durée des absences, ce qui peut avoir pour effet de maintenir constant, voire d'accroître, le nombre de jours indemnisés en moyenne par salarié (9; 52)⁵.

D'autre part, une littérature croissante montre qu'un niveau d'indemnisation trop faible peut entraîner un renoncement au repos et encourager les personnes malades à poursuivre leur activité professionnelle. Le *présentéisme*, qui désigne le fait de travailler malgré un état de santé dégradé, peut en effet engendrer une hausse des contaminations sur le lieu de travail (50; 49), une aggravation des symptômes et un retard de guérison, voire accroître le risque de rechute et d'invalidité (33). La diminution du taux de remplacement pénalise également les personnes malades, qui voient leurs prestations réduites en cas d'absence justifiée par leur état de santé. La baisse des indemnités de maladie, conçue comme une incitation à produire un effort (ou à révéler son état de santé), est donc susceptible de fragiliser les objectifs de santé publique et de réduction des inégalités inscrits au coeur des dispositifs d'assurance publique⁶.

Dès lors, se pose la question de l'efficacité des incitations financières en tant qu'instruments de régulation des absences au travail et, plus généralement, comme outils d'optimisation des systèmes de protection sociale. Au-delà des effets sur l'absentéisme, peu de recherches à ce jour ont évalué l'impact de ce type de mesure sur la santé publique (contagions, guérisons, convalescences, rechutes), les inégalités de revenus, les dépenses publiques (le montant des indemnités journalières versées mais également les dépenses de santé) et la productivité des entreprises et des administrations. La présente étude vise à contribuer à combler certaines de ces lacunes.

En France, plusieurs réformes ont successivement supprimé (1er janvier 2012), ré-introduit (1er janvier 2014), et supprimé à nouveau (1er janvier 2018) l'indemnisation du premier jour d'absence pour maladie ordinaire (CMO)⁷ des agents de la fonction publique

5. Deux types de mécanismes sont évoquées pour expliquer ce résultat : 1) un allongement "excessif" des durées d'absence (par crainte, par exemple, d'une pénalité financière plus importante en cas de rechute) et 2) une détérioration de l'état de santé du fait du présentéisme (retard de soin, contamination au travail).

6. Notamment en renforçant la relation entre (mauvaise) santé et (faible) revenu

7. Il s'agit des absences pour raison de santé à l'exclusion des congés pour accident du travail et maladie professionnelle, des congés de maternité et des congés pour maladie de longue durée (pathologies graves dont le traitement est plus long et qui nécessitent la saisine d'une commission médicale). Les congés de maladie ordinaire doivent obligatoirement être prescrits par un médecin et ne peuvent excéder une année.

française⁸. Ces mesures sont autant d'"expériences naturelles" permettant d'évaluer l'effet de l'indemnisation du premier jour de chaque épisode d'absence sur la fréquence et la durée des arrêts de travail, les inégalités de revenu, la santé perçue et le recours aux soins (consultations médicales, délivrances de médicaments et hospitalisations).

Dans un premier temps, nous examinons l'effet de ces réformes sur le nombre d'épisodes et le nombre de jours de congés maladie pris au cours d'une année par le personnel de l'éducation publique, soit environ 16 % des agents de l'ensemble de la fonction publique (37 % des agents de la fonction publique d'état). Nous distinguons l'effet de ces mesures sur les absences «courtes» (de 14 jours ou moins) et sur les absences «longues» (de 15 jours ou plus)⁹. Nous examinons également l'impact de ce type d'incitation sur les inégalités de revenus selon l'âge, le sexe, le contrat, la catégorie professionnelle (statut hiérarchique x fonction), les conditions de travail et la profession. Nous mobilisons les données de gestion des personnels de l'éducation primaire et secondaire publique (Depp), un panel exhaustif portant sur environ 800 000 individus observés sur la période 2006-2019.

Dans un second temps, nous comparons l'évolution du recours aux soins des agents du secteur public à celle des salariés du secteur privé, avant et après la suppression du jour de carence en janvier 2014 (double différence). Nous mobilisons les enquêtes Conditions de travail et risques psychosociaux (Dares) réalisées en 2013 et 2016, appariées aux données administratives (mensuelles) du système de santé de l'assurance maladie (SNDS) sur la période 2012-2017. Nous comparons également l'évolution mensuelle de la santé perçue des salariés des secteurs public et privé, avant et après la suppression du jour de carence en 2014, et avant et après sa ré-introduction en 2018 (double différence), à partir des enquêtes Emploi (période 2013-2019). Notre étude s'appuie à la fois sur des sources administratives exhaustives et sur des données d'enquêtes. À notre connaissance, seul (53) présente une analyse similaire pour l'Allemagne¹⁰, sur un échantillon bien moindre et à partir de données déclaratives.

Nous montrons que l'application du jour de carence s'accompagne en moyenne d'une baisse de 23 % des épisodes de congé de maladie ordinaire (CMO), et de 6 % de leur durée annuelle cumulée pour l'ensemble des personnels de l'éducation publique. L'effet de la mesure décroît significativement avec la durée de l'épisode d'absence, les CMO les plus courts étant les plus affectés : -44 % pour les épisodes d'un jour exactement, -27 % pour les épisodes de deux jours, -26 % pour les épisodes de trois jours, -12 % pour les épisodes

8. Le 1er janvier 2012 et le 1er janvier 2018, le taux de remplacement du premier jour d'absence pour maladie ordinaire passe de 100 % à 0 %, et reste égal à 100 % les jours suivants pendant une période de 3 mois. Le 1er janvier 2014, le taux de remplacement du premier jour d'absence passe de 0 % à 100 %.

9. Plusieurs études ont mis en évidence une diminution du nombre d'épisodes mais un allongement de leur durée moyenne lorsque les arrêts de travail les plus courts sont les plus pénalisés (33; 9; 52; 13; 47; 30; 60).

10. Les auteurs évaluent l'introduction puis la suppression d'une réforme qui a fait passer le taux de remplacement du salaire pendant les 6 premières semaines d'absence de 100 % à 80 % pour certains employés du secteur privé. Les données mobilisées sont déclaratives et portent sur un échantillon de quelques milliers d'individus.

de quatre à sept jours, -4 % pour les épisodes de huit à quatorze jours et -1,4 % pour les épisodes de quinze jours à trois mois. Ces estimations sont conformes aux résultats de la littérature qui suggère un effet croissant des incitations financières avec leur intensité. En revanche, nous n’observons pas d’effet significatif sur les congés de maladie ordinaire de plus de trois mois (9). Nous montrons également que les moins de 40 ans et les plus de 50 ans, les femmes, les personnels les moins diplômés, les enseignants et les personnels exerçant en éducation prioritaire présentent un nombre d’épisodes d’absence pour maladie ordinaire plus élevé que les autres catégories de la population, et sont donc davantage pénalisés financièrement par l’application du jour de carence. Enfin, nous montrons que le jour de carence ne semble pas avoir eu d’effet significatif sur la perception de l’état de santé général, les visites médicales (généralistes et spécialistes), les délivrances de médicaments et les hospitalisations des salariés du secteur public.

La suite de l’étude est structurée comme suit : la section 1 revient sur les principaux enseignements et les limites de la littérature actuelle, la section 2 présente le contexte et le champ d’application de la réforme du jour de carence, la section 3 présente les sources et fournit quelques statistiques descriptives, la section 4 présente la méthode d’estimation, la section 5 présente les principaux résultats, la section 6 propose quelques tests de robustesse et la section 7 conclut.

1 Revue de littérature

Les absences au travail suscitent un vif intérêt au sein de la littérature économique en raison de leurs répercussions importantes (perte de productivité, coûts organisationnels) sur la performance des entreprises et les administrations. Plusieurs études suggèrent que le coût d’une journée de travail perdue excède le salaire ou l’indemnité versée¹¹, notamment lorsque le salarié absent est difficile à remplacer (délais et difficultés de recrutement, temps de formation), travaille en équipe, est expérimenté, ou possède des connaissances spécifiques (2; 46; 45; 39; 24).

En outre, depuis 2013, le nombre de jours d’absence indemnisé par salarié est en croissance dans de nombreux pays de l’OCDE (voir Figure 9). L’effet conjoint du vieillissement de la population active¹² (32) et la reprise de l’activité économique¹³ sont susceptibles

11. Les employeurs sont généralement tenus de prendre en charge une partie des indemnités de maladie. En France, les salariés du secteur privé perçoivent, en complément des indemnités journalières versées par l’Assurance maladie, une indemnité versée par l’employeur pour assurer le maintien de 90 % de la rémunération brute pendant les 30 premiers jours d’absence pour maladie, puis 66 % de la rémunération brute pendant les 30 jours suivants. L’indemnité complémentaire est versée à partir du huitième jour d’absence, et concerne uniquement les salariés justifiant d’au moins un an d’ancienneté dans l’entreprise.

12. En particulier du fait de l’allongement de la durée d’activité avec le recul de l’âge légal de départ à la retraite (42; 43).

13. Plusieurs études ont montré que les absences évoluent de manière cyclique : elles augmentent pendant les phases de croissance de l’emploi et diminuent pendant les phases de récession (31; 34; 4; 48). Parmi les mécanismes connus, on peut citer 1) le fait que les personnes absentes

d'expliquer une large part de ces évolutions. Cette tendance haussière se trouve en porte-à-faux avec le processus de réduction des dépenses publiques entrepris par de nombreux pays après la crise financière de 2008, et participe à raviver le débat sur la contribution des arrêts maladie aux dépenses publiques¹⁴.

Dans ce contexte, un nombre croissant d'études s'intéressent aux déterminants des absences pour raisons de santé et cherchent à identifier les leviers susceptibles de réduire leur fréquence et leur durée. Le rôle des caractéristiques individuelles (27; 21; 25), de l'environnement de travail (27; 7) et des conditions de travail (40; 59; 37; 36; 55; 41) ont été particulièrement examinés. Mais c'est surtout le *risque d'aléa moral*¹⁵ qui a suscité le plus d'attention.

De nombreux responsables politiques ont cherché ces dernières décennies à réduire les absences au travail en concentrant leurs efforts sur la prévention des comportements opportunistes (l'aléa moral au sens normatif). Les mesures mises en oeuvre sont généralement de deux types : un renforcement des contrôles de l'état de santé (présentation obligatoire d'un justificatif médical, visites au domicile du bénéficiaire et contre-visites médicales) et une augmentation des incitations financières (typiquement, une diminution du taux de remplacement du salaire). Ces dernières étant peu coûteuses et faciles à mettre en oeuvre, elles ont connu un vif succès en Europe depuis les années 1990.

Les modèles néoclassiques d'arbitrage travail/loisir (1) et travail/effort/sanction (56) fournissent un argument théorique à l'appui de ces mesures. Ils montrent que les absences augmentent avec la valeur du temps non travaillé ("loisir") par rapport à celle du temps travaillé (salaire, satisfaction professionnelle, etc.), ainsi qu'avec le coût de l'effort (complexité des tâches, conditions de travail difficiles, etc.), et diminuent avec le risque de sanction. En renforçant le coût (monétaire ou non monétaire) supporté par les individus, les incitations financières et les contrôles visent à déplacer l'arbitrage en faveur du travail.

De très nombreux travaux empiriques confirment la diminution des absences lorsque

et/ou en mauvaise santé soient moins susceptibles d'être en emploi (plus de difficulté à conserver ou trouver un emploi) pendant les périodes de récession (effet de sélection / de composition), 2) le fait que les personnes en emploi soient moins absentes en périodes de récession par crainte de perdre leur emploi (aléa moral procyclique / effet d'incitation / insécurité économique), et 3) le fait que la charge de travail augmente en période de croissance économique (présentisme, contagions, épuisement).

14. Les systèmes de protection sociale couvrent en moyenne les trois quarts des dépenses de santé de la population de l'OCDE. Les indemnités versées par l'employeur ne représentent qu'une faible part des prestations de maladie perçues par les salariés absents pour raison de santé.

15. Au sens descriptif, l'aléa moral désigne la modification du comportement individuel lorsqu'un risque est couvert par une assurance (par exemple, le risque d'une perte de revenus en cas d'accident ou de maladie). L'aléa moral décrit à la fois le changement de comportement en matière de déclaration (par exemple, une demande d'indemnisation ou de réparation) - que celle-ci soit justifiée (réduction d'un effet de sélection) ou injustifiée (fraude) - et en matière de prise de risque individuelle (par exemple, un investissement dans la prévention). L'aléa moral possède également un sens normatif qui fait exclusivement référence à la prise de risque individuelle accrue et aux réclamations excessives (voire frauduleuses) qui se manifestent lors de la prise en charge d'un risque par une assurance. Voir la section B pour une présentation plus détaillée du concept d'aléa moral en économie.

le taux de remplacement du salaire diminue et que l'intensité des contrôles augmente (38; 35; 13; 50; 12). Cette corrélation traduit un phénomène d'aléa moral, au sens descriptif, mais ne permet pas de conclure quant au caractère excessif ou non des absences ainsi réduites¹⁶. En particulier, les effets sur la santé sont ambigus, et semblent varier selon la nature et l'ampleur des incitations mises en œuvre. (33) montre qu'une diminution substantielle du taux de remplacement du salaire dans la fonction publique espagnole en 2012¹⁷ a entraîné une baisse de la fréquence des absences (-29 %) et du nombre de jours indemnisés, mais également généré une augmentation significative des rechutes (+ 8 %) - notamment celles associées aux maladies infectieuses (+ 20 %) - et du nombre de jours d'arrêt dû à un accident du travail (+ 56 %). (53) montre qu'une diminution plus modérée du taux de remplacement dans le secteur privé en Allemagne en 1997-1998¹⁸ a entraîné une baisse significative du nombre de jours d'absence déclaré (- 25 %), mais également une diminution du nombre de jours d'hospitalisation (- 30 %). Les auteurs suggèrent que la mesure n'a pas modifié la perception de la santé ni la fréquence des absences de plus de 6 semaines. Ils concluent qu'une telle incitation a pu conduire à une utilisation plus efficace du système de santé allemand.

A rebours de la tendance observée en Europe, depuis la fin des années 2000, un nombre croissant de villes aux États-Unis légifèrent afin que tous les employés bénéficient d'une assurance maladie financée par l'employeur. Dans les villes concernées, les salariés qui n'étaient pas couverts (environ 40 %) ont ainsi obtenu une indemnité de maladie en cas d'absence pour raison de santé (58; 51). Plusieurs études montrent que ces réformes ont conduit à une diminution significative de l'incidence des maladies contagieuses (de type grippal et pneumonie) à l'échelle municipale (50; 49), y compris pour les employés qui étaient déjà couverts par leur employeur¹⁹. Les résultats de (57) suggèrent également une diminution du nombre de jours d'absence cumulé pour ces derniers, potentiellement du fait d'une moindre exposition aux maladies contagieuses.

Ces résultats font encore figurer d'exceptions au sein de la littérature sur les absences au travail. Des travaux complémentaires permettraient de mieux comprendre les effets des incitations financières sur la fréquence et la durée des absences, mais également sur les inégalités de santé et de revenus.

16. La part des absences "excessives" est très difficile à quantifier du fait du caractère subjectif de l'état de santé et de l'absence de norme en matière de santé (20). A titre, d'exemple, les fautes et fraudes aux indemnités journalières détectées en 2017 par l'Assurance Maladie se sont élevées à 13 millions d'euros (14), ce qui représente moins de 0,1 % du montant des indemnités journalières versées en 2017 (14,5 milliards d'euros, (**author?**) 15).

17. Le taux de remplacement est passé de 100 % pendant les 6 premiers mois d'absence à : 50 % pendant les 3 premiers jours, 75 % entre le 4^e et le 20^e jour, et 90 % au-delà.

18. Le taux de remplacement est passé de 100 % à 80 % lors des 6 premières semaines d'absence, et est demeuré à 100 % au-delà.

19. Par un effet de protection indirecte, voir (57).

2 Contexte

2.1 Chronologie des réformes du "jour de carence" dans le secteur public en France

Jusqu'en décembre 2011, les agents de la fonction publique, qu'ils soient fonctionnaires (stagiaires ou titulaires) ou salariés sous contrat de droit public (vacation, contrat à durée déterminée ou indéterminées), percevaient 100 % de leur salaire pendant les 3 premiers mois (90 jours) d'absence pour maladie ordinaire, puis 50 % de leur traitement pendant les 9 mois suivants^{20 21}.

La proposition d'instaurer un "jour de carence" pour les agents du secteur public²², c'est-à-dire de ne plus rémunérer le premier jour d'absence pour maladie ordinaire, apparaît pour la première fois dans le projet de loi de finance (PLF) de l'année 2012, sous la présidence de Nicolas Sarkozy. Cette réforme s'inscrit dans un ensemble plus large

20. Au-delà de 3 mois d'absence pour maladie ordinaire, le salaire est réduit de moitié mais peut être compensé par une mutuelle privée (facultative). Dans le cas de congés de maladie ordinaire multiples au cours de l'année, le calcul des droits à plein traitement prend en compte la durée des congés de maladie ordinaire obtenus au cours des 12 mois précédant le nouvel arrêt. Le calcul des droits se fait ainsi en année glissante.

21. Les salariés sous contrat de droit public percevaient 100 % de leur salaire pendant 3 mois s'ils cumulaient plus de 3 ans de service, 2 mois s'ils cumulaient entre 2 ans et 3 ans de service et 1 mois s'ils cumulaient entre 4 mois et 2 ans de service. Au-delà de cette période, ils percevaient 50 % de leur salaire (maintenu par l'employeur public ou versé sous forme d'indemnités journalières par l'Assurance Maladie selon leur ancienneté) pour une durée maximale d'un an (calculée sur 3 années glissantes). Le traitement des salariés sous contrat dont l'ancienneté est inférieure à 4 mois n'est pas maintenu par l'employeur public en cas d'absence pour maladie ordinaire. En revanche, l'Assurance Maladie peut leur verser une indemnité journalière (50 % du salaire journalier de base) à partir du 4^e jour d'arrêt de travail, pour une durée maximale d'un an.

22. Les salariés des établissements d'enseignement privé sous contrat avec l'état (97 % des établissements d'enseignement privé) sont également concernés par l'instauration du jour de carence.

de mesures visant à réduire les dépenses publiques en France^{23 24}. L'article 105²⁵, voté et adopté par les députés le 15 novembre 2011, entérine la suppression de l'indemnité versée le premier jour de chaque arrêt maladie pour l'ensemble des agents de la fonction publique à compter du 1er janvier 2012. Les règles d'indemnisations au-delà du premier jour d'absence demeurent inchangées.

Le 20 février 2013, le gouvernement, sous la présidence de François Hollande, annonce aux organisations syndicales la décision d'abroger le jour de carence introduit sous le précédent quinquennat. L'article 126 de la loi de finance 2014²⁶, voté et adopté le 13 novembre 2013, supprime le jour de carence à partir du 1er janvier 2014. En contrepartie, le décret n°2014-1133 du 3 octobre 2014 renforce l'obligation pour les fonctionnaires de transmettre l'arrêt de travail établi par un médecin dans un délai de 48 heures. Le non-respect de cette condition peut désormais entraîner une sanction financière²⁷.

Le 6 juillet 2017, le gouvernement, sous la présidence d'Emmanuel Macron, annonce la ré-introduction du jour de carence dans la fonction publique lors de la présentation du projet de loi de finances 2018. L'article 115 de la loi de finance 2018²⁸ est voté par les députés le 21 novembre 2017 et rétablit le jour de carence à compter du 1er janvier 2018. L'article 84 de la loi de transformation de la fonction publique du 6 août 2019²⁹ supprime le délai de carence pour les arrêts de travail pris pendant la période de grossesse,

23. La plupart de mesures sont notamment inscrites dans la « Loi organique relative aux lois de finance » (LOLF) de 2001, la « Révision générale des politiques publiques » (RGPP) de 2007, et la loi de « Modernisation de l'action publique » (MAP) de 2012.

24. Le deuxième argument avancé par le gouvernement pour justifier la proposition d'appliquer un "jour de carence" dans le secteur public, était l'égalité de traitement entre les salariés de la fonction publique et les salariés du secteur privé. Le cadre juridique général prévoit en effet que les salariés du secteur privé perçoivent une indemnité de la part de l'Assurance Maladie (50 % du salaire pour une période maximale d'un an) à partir du 4ème jour d'absence, c'est-à-dire après un délai de carence de 3 jours, et une indemnité supplémentaire de la part de l'employeur du 7e au 37e jour d'absence, leur permettant de conserver au minimum 90 % de leur salaire pendant cette période. Néanmoins, seuls 40 % des salariés du secteur privé sont réellement soumis au délai de carence de 3 jours imposé par l'assurance maladie. En effet, pour 60 % d'entre eux, l'employeur maintient l'intégralité du salaire dès le premier jour d'absence (généralement sur une période allant au-delà des 30 jours strictement requis par la loi) selon des dispositions spécifiques qui peuvent être régies par un régime local (pour les départements du Haut-Rhin, du Bas-Rhin et de la Moselle), une convention collective de branche ou une convention collective d'entreprise. Voir par exemple (52) pour une description plus détaillée de ces dispositions.

25. Loi n°2011-1977 du 28 décembre 2011 de finances pour 2012.

26. Loi n°2013-1278 du 29 décembre 2013 de finances pour 2014.

27. Plus précisément, la rémunération est réduite de moitié entre la date de prescription de l'arrêt de travail et la date de transmission effective à partir du deuxième envoi tardif (au-delà du délai de quarante-huit heures) de l'arrêt de travail sur une période de vingt-quatre mois. L'obligation de transmettre l'arrêt de travail dans un délai de 48 heures était déjà en vigueur pour les fonctionnaires avant cette date mais ne donnait pas lieu à une sanction en cas de manquement, contrairement à ce qui était prévu pour les salariés du secteur privé et pour les agents contractuels de droit public.

28. Loi n°2017- du 21 décembre 2017 de finances pour 2018.

29. Loi n°2019-828 de transformation de la fonction publique du 6 août 2019.

quel qu'en soit le motif, depuis la date de la déclaration de grossesse jusqu'au début du congé de maternité. Cette disposition fait suite au protocole d'accord relatif à l'égalité professionnelle³⁰ ; elle entre en vigueur le 8 août 2019.

La Figure 1 présente la fréquence et l'intensité des recherches associées aux mots clés "jour de carence" et "jour de carence fonction publique" sur le moteur de recherche de Google au cours de la période 2007-2019. L'échelle est normalisée entre 0 et 100, la valeur 100 faisant référence au nombre maximum de recherches journalières sur la période considérée. Les données de recherches confirment que les annonces du gouvernement, ainsi que les votes à l'assemblée nationale, ont suscité de l'intérêt et ont été largement diffusées au sein de la population³¹. Le nombre de recherches est particulièrement élevé aux alentours du 1er janvier 2012, du 1er janvier 2014 et du 1er janvier 2018, dates d'entrée en vigueur des réformes qui ont successivement introduit, supprimé et réintroduit le délai de carence dans la fonction publique.

30. Accord relatif à l'égalité professionnelle entre les femmes et les hommes dans la fonction publique du 30 novembre 2018.

31. En novembre 2011, le gouvernement envisageait également d'introduire un 4^e jour de carence pour les salariés du secteur privé. Cette option ne sera finalement pas retenue (à la place, les députés voteront la diminution de l'assiette d'indemnisation à partir du 1er janvier 2012) mais a pu contribuer au nombre important de recherches internet constatées à cette période.

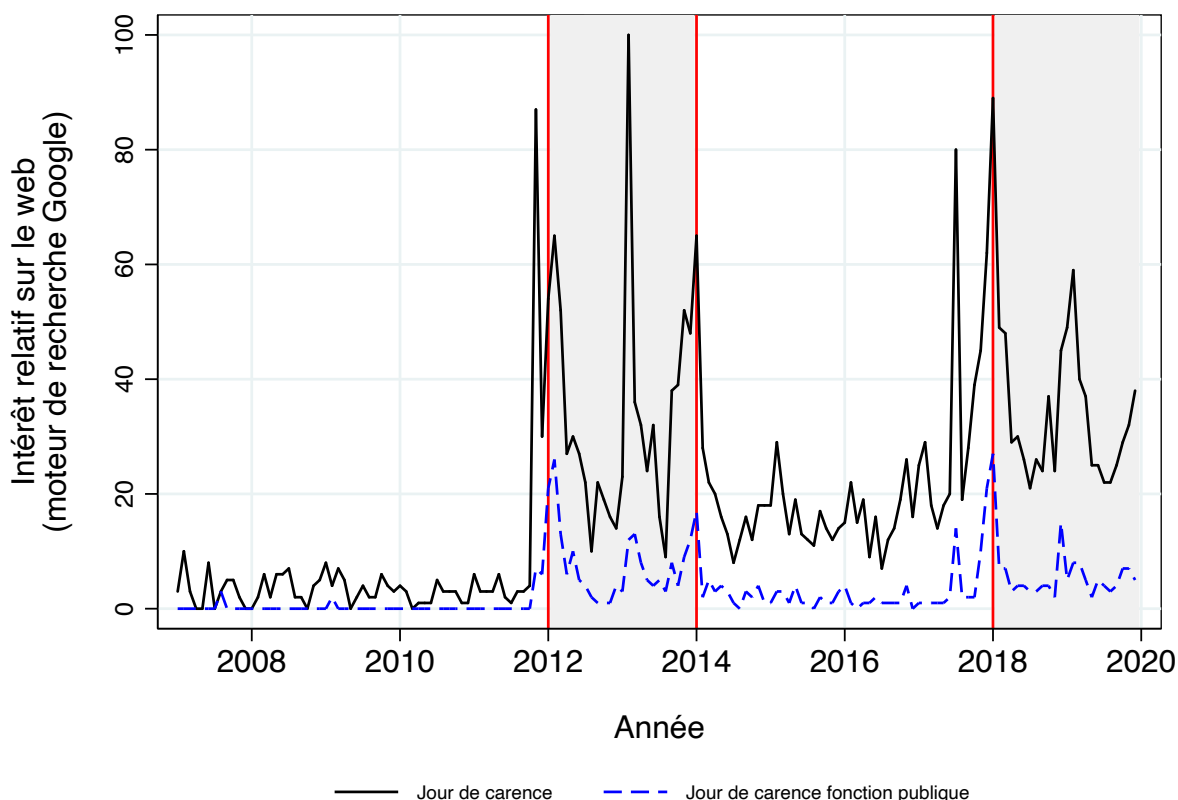


FIGURE 1 – Intensité des recherches associées aux mots clés "jour de carence" et "jour de carence fonction publique" sur le moteur de recherche de Google au cours de la période 2007-2019

Note : L'échelle est normalisée entre 0 et 100. La valeur 100 correspond au nombre maximum de recherches quotidiennes sur la période considérée. La valeur 0 signifie qu'aucune recherche n'est associée aux mots-clés retenus.

Source : Google Trends.

2.2 Le champ d'application du "jour de carence" dans le secteur public

Entre le 1er janvier 2012 et le 31 décembre 2013, puis de nouveau depuis le 1er janvier 2018, le jour de carence dans la fonction publique s'applique aux congés de maladie ordinaire (CMO), c'est-à-dire aux arrêts de travail délivrés par un médecin en cas d'accident ou de maladie d'origine non professionnelle et (a priori) sans gravité particulière. Le CMO ne doit pas être confondu avec le congé de maternité ou de paternité, le congé

parental, le congé d'adoption, et les autres congés pour *raison de santé*, également non concernés par le jour de carence : le congé pour accident du travail ou maladie professionnelle, et le congé long (congé de longue durée et congé de longue maladie). Ce dernier est accordé lorsque l'état de santé nécessite des soins prolongés ; il doit présenter un caractère invalidant et de gravité confirmée par l'avis d'un comité médical.

Lorsque le CMO correspond à une prolongation d'un précédent arrêt de travail, pour la même pathologie et avec un délai de 48h maximum entre les deux arrêts, le délai de carence ne s'applique pas. L'arrêt de travail délivré par un médecin sert de justificatif auprès des services des ressources humaines dont dépend l'agent. Le CMO peut précéder un autre congé pour raison de santé, comme par exemple le congé long en cas de détection a posteriori d'une affection grave. La durée du congé de maladie ordinaire ne peut excéder un an. Il est valable au maximum pendant 6 mois consécutifs et est prolongeable 6 mois après avoir obtenu l'avis favorable du comité médical.

3 Données

3.1 Sources

3.1.1 Les données administratives de l'Éducation nationale

Le service statistique du ministère de l'éducation nationale (Depp) dispose d'une base de gestion exhaustive portant sur l'ensemble des agents de l'Éducation nationale publique³². Cette base de données individuelles fournit, pour chaque agent et pour chaque année scolaire, des informations socio-démographiques (année de naissance, sexe), géographiques (académie, département de gestion, région académique), de carrière (corps, grade, échelon, catégorie professionnelle), de statut (titulaire, stagiaire), de contrat (fonctionnaire, vacataire, CDD, CDI), de temps de travail et de mission (enseignement, encadrement, vie scolaire, administration, santé et social). La Depp dispose également d'une base de "congés" qui recense, pour chaque agent et pour chaque année scolaire, les dates de début et de fin de chaque congé, ainsi que son motif (maladie ordinaire, longue maladie, stage de formation continue, garde d'enfant malade etc.)³³. Les durées des congés de maladie ordinaire peuvent être reconstituées grâce aux dates de début et de fin de chaque épisode d'absence. Dans cette étude, les durées d'absence considérées comprennent les week-ends, les jours fériés et les vacances scolaires couverts par l'arrêt de travail.

Notre étude porte sur environ 1 620 000 individus observés en moyenne 7 fois au cours de la période 2006-2019. Les enseignants représentent 80 % des effectifs (37 % d'enseignants du primaire et 43 % d'enseignants du secondaire), le personnel d'éducation (assistants d'éducation, conseillers d'éducation) représente 11,6 % des effectifs, le personnel administratif représente 5,5 % des effectifs, le personnel d'encadrement (direction

32. Il s'agit de la Base statistique des agents (BSA). Les données individuelles qui la composent sont issues des remontées des systèmes d'informations des ressources humaines (SIRH) académiques.

33. La liste exhaustive des motifs de congés est disponible ici.

des établissements, inspection pédagogique) représente 1,8 % des effectifs, et le personnel médico-social (infirmiers, médecins, psychologues, services sociaux) représente 1,4 % des effectifs.

3.1.2 Les enquêtes Conditions de travail appariées aux données administratives de l'Assurance maladie

Cette étude mobilise également les enquêtes Conditions de Travail et Risques Psychosociaux (CT-RPS), menées tous les trois ans auprès d'un panel d'individus (salariés et indépendants) âgés de 15 ans ou plus. Les individus qui intègrent le panel sont sélectionnés par tirage aléatoire parmi l'ensemble des actifs occupés des secteurs privé et public. L'échantillon surreprésente les salariés des trois versants de la fonction publique et du secteur hospitalier privé afin de permettre l'examen spécifique de ces secteurs³⁴. Les individus du panel sont réinterrogés tous les trois ans, quel que soit leur statut professionnel (emploi, chômage, arrêt maladie de longue durée, retraite, autre forme d'inactivité).

Les enquêtes CT-RPS décrivent de manière détaillée les conditions de travail, les caractéristiques sociodémographiques (âge, sexe, niveau d'éducation) ainsi que les trajectoires familiales et professionnelles des répondants (catégorie socio-professionnelle, revenu du travail, ancienneté, contrat). La collecte du numéro de sécurité sociale (NIR) depuis 2016³⁵ permet en outre d'apparier l'enquête CT-RPS 2016 avec les données administratives de la Caisse nationale d'assurance maladie (Cnam) sur la période 2012-2017. Les informations disponibles concernent l'ensemble des soins pris en charge par l'Assurance maladie³⁶. Plus précisément, pour chaque individu et chaque médicament prescrit par un médecin, délivré en pharmacie de ville et remboursé (au moins partiellement) par l'Assurance maladie³⁷, nous connaissons la classification anatomique, thérapeutique et chimique³⁸ (ATC) du médicament, le nombre de boîtes délivrées et la date de passage en pharmacie. Nous connaissons également la date de chaque consultation médicale, la spécialité du médecin ou du professionnel de santé (infirmier, sage-femme, kinésithérapeute, etc.) consulté, ainsi que la date de début et de fin de chaque séjour et de chaque séance à l'hôpital.

34. L'échantillon "principal" porte sur l'ensemble des actifs en emploi et est tiré aléatoirement dans les bases de logements de l'Insee, issues du recensement de la population. L'échantillon "supplémentaire" porte sur la fonction publique et le secteur hospitalier privé et est tiré respectivement dans le Système d'information sur les agents des services publics (SIASP) de la DGAFP et dans les Déclaration annuelle de données sociales (DADS) de l'Insee.

35. Environ 88 % des personnes interrogées en 2016 ont accepté de fournir leur NIR ou les informations permettant de le reconstituer. Parmi elles, 20 187 personnes ont répondu aux enquêtes CT 2013 et CT-RPS 2016.

36. Ce qui exclut les prescriptions de médicaments non remboursés, l'automédication et les actes de médecine alternative (ostéopathie, naturopathie, sophrologie, etc.).

37. Les données excluent l'auto-médication et les médicaments non remboursés par l'Assurance maladie. Nous excluons également les médicaments délivrés à l'hôpital.

38. Selon la classification ATC proposée par l'Organisation mondiale de la santé (OMS), les médicaments sont divisés en différents groupes selon l'organe ou le système sur lequel ils agissent et selon leurs propriétés thérapeutiques, pharmacologiques ou chimiques.

L'enquête CT 2013, menée entre octobre 2012 et mars 2013, a permis d'interroger 32 692 actifs occupés. L'enquête CT-RPS 2016, qui s'est déroulée entre octobre 2015 et juin 2016, a permis d'interroger 27 610 personnes, dont 22 833 répondants de l'enquête CT 2013 et 4 777 personnes interrogées pour la première fois ("entrants"). Parmi les 22 833 répondants des enquêtes CT 2013 et CT-RPS 2016, 88 % ont accepté de communiquer leur numéro de sécurité sociale ou les informations permettant de le reconstituer.

Au final, nous disposons d'un panel portant sur 12 875 salariés en emploi (dont 45 % exerce dans le secteur public)³⁹ pour lesquels nous disposons de données de soins mensuelles, issues des fichiers administratifs de la Cnam sur la période 2012-2017.

3.1.3 Les enquêtes Emploi en continu

Depuis 2003, les enquêtes Emploi sont menées auprès d'un panel rotatif d'individus âgés de 15 ans ou plus. Les individus qui intègrent l'enquête sont tirés aléatoirement dans une base de logements ordinaires et collectifs, et sont interrogés pendant 6 trimestres consécutifs. La taille de l'échantillon a progressivement augmenté au fil du temps, passant d'environ 74 000 individus par trimestre en 2003, à environ 108 000 depuis 2013.

L'objectif principal de l'enquête Emploi est de suivre l'évolution du nombre de personnes en emploi, au chômage et inactives selon les critères du Bureau international du travail (Goux 2003). Pour chaque individu interrogé, l'enquête décrit les caractéristiques sociodémographiques (âge, sexe, niveau de diplôme), la situation familiale, la situation professionnelle (ancienneté, temps de travail, salaire, catégorie socio-professionnelle), ainsi que le statut (public, privé) de l'employeur. Depuis 2013, les enquêtes Emploi incluent également des questions sur la santé perçue. Lors de la première et de la dernière interrogation, c'est-à-dire à 15 mois d'intervalle, les individus interrogés sont invités à évaluer leur état de santé général sur une échelle de 1 à 5 ("très bonne", "bonne", "moyenne", "mauvaise", "très mauvaise"), et à renseigner i) s'ils sont limités, depuis au moins six mois, à cause d'un problème de santé, ii) s'ils ont une maladie ou un problème de santé chronique ou durable, et iii) s'ils ont obtenu la reconnaissance (ou sont en attente de la reconnaissance) administrative d'un handicap ou d'une perte d'autonomie.

Nous mobilisons les enquêtes Emploi sur la période 2013-2019 et conservons uniquement la première et la dernière interrogation. Au final, nous disposons d'un échantillon portant sur 272 348 salariés (dont 24 % exerce dans le secteur public) interrogés en moyenne 1,4 fois.

39. Le panel CT-RPS 2013-2016 apparié aux données de la Cnam est constitué de 16 749 individus. Toutefois, nous avons éliminé de l'échantillon d'étude : 1) les individus sans emploi en 2016, 2) les individus qui travaillent dans le secteur privé non salarié et les salariés d'un ou plusieurs particuliers, 3) les salariés qui transitent entre le secteur public et le secteur privé entre 2013 et 2016.

3.2 Statistiques descriptives

3.2.1 Les données administratives de l'Éducation nationale

Au cours de la période 2006-2019, l'éducation nationale publique emploie en moyenne 880 000 salariés (Table 1), principalement affectés à l'enseignement primaire et secondaire (80 % des effectifs). L'âge moyen est de 42 ans, avec des disparités importantes entre les professions : le personnel de vie scolaire est nettement plus jeune (34 ans en moyenne) et le personnel d'encadrement nettement plus âgé (51 ans en moyenne). L'éducation nationale publique est également fortement féminisée (70%). Les femmes sont surreprésentées parmi le personnel médico-social (96 %), le personnel administratif (85 %), les enseignants du primaire (82 %), le personnel de vie scolaire (71 %) et, bien que dans une moindre mesure, les enseignants du secondaire (58 %). En revanche, les hommes sont majoritaires dans les postes d'encadrement (54 %). La majorité des personnels exercent leur activité à temps complet (83 %), sous le statut de fonctionnaire (87 %). Les contrats à durée déterminée représentent environ 12 % des effectifs et les contrats à durée indéterminée sont quasiment inexistantes (environ 1 % des effectifs).

Dans le secteur public, la catégorie professionnelle (A, B, C) renseigne la fonction et le niveau de diplôme du salarié⁴⁰. Près de 94 % des personnels occupent un poste de conception ou de direction et sont titulaires d'un diplôme de niveau supérieur ou égal à bac+3 (catégorie A). C'est le cas de la quasi-totalité des personnels enseignants, de vie scolaire et d'encadrement. Les personnels administratifs occupent plutôt des fonctions d'exécution (56 % sont en catégorie C) et, dans une moindre mesure, des fonctions d'application (28 % sont en catégorie B) ou de conception/direction (16 % sont en catégorie A). Le personnel médico-social se répartit presque à parts égales entre les fonctions d'application (54 % sont en catégorie B) et de conception/direction (46 % sont en catégorie A).

Enfin, 12,5 % des personnels travaillent dans un établissement appartenant à une zone d'éducation prioritaire⁴¹. Les enseignants du primaire sont les plus concernés (16 %) tandis que les personnels administratifs sont les moins concernés (7,5 %), ces derniers travaillant plus souvent dans des établissements d'enseignement secondaire ou dans des établissements qui n'ont pas de mission d'enseignement (par exemple, les rectorats)

La Table 2 montre que sur la période 2006-2019, près de 43 % des agents de l'éducation

40. Les catégories A, B et C correspondent à des niveaux hiérarchiques et de rémunération différents. Pour les fonctionnaires, l'accès à une certaine catégorie est conditionné par le niveau de diplôme et la réussite d'un concours. Pour les personnels contractuels, le niveau de diplôme et la fonction déterminent la catégorie. Les personnels de catégorie A occupent les fonctions de conception et de direction, ils sont diplômés d'une licence ou plus. Les personnels de catégorie B occupent des fonctions d'application, ils sont diplômés d'un baccalauréat ou d'un niveau supérieur. Les personnels de catégorie C occupent des fonctions d'exécution, ils sont généralement diplômés d'un niveau inférieur au baccalauréat.

41. La politique d'éducation prioritaire, mise en œuvre en France depuis 1981 par le ministère de l'éducation nationale, vise à corriger l'impact des inégalités sociales et économiques sur la réussite scolaire des élèves. Elle implique un renforcement de l'action pédagogique et éducative dans les écoles et établissements des territoires qui concentrent les plus grandes difficultés sociales.

nationale publique ont pris au moins un jour de congé de maladie ordinaire (CMO) au cours de l'année scolaire (colonne 1). Sur la même période, un agent connaît en moyenne 0,81 épisode d'absence pour maladie ordinaire (colonne 2), 6,7 jours d'absence pour maladie ordinaire (colonne 3), et 9,3 jours d'absence pour un autre motif de santé (accident du travail, maladie professionnelle, longue maladie, maternité, paternité, adoption) (colonne 4). La fréquence des absences diminue mais la durée des absences augmente avec l'âge des salariés. Les femmes sont plus souvent et plus longtemps absentes pour raison de santé (CMO inclus)⁴². C'est également le cas de ceux qui travaillent à temps plein, sous le statut de fonctionnaire ou en contrat à durée indéterminée, ou qui travaillent dans un établissement situé en zone d'éducation prioritaire. Les enseignants (du primaire et du secondaire) ont tendance à s'absenter plus souvent et plus longtemps en moyenne que les autres professions. Le personnel de direction est nettement moins absent (0,16 épisodes de maladie ordinaire par an, soit environ cinq fois moins que les enseignants du primaire et du secondaire). Ces écarts sont susceptibles de refléter des effets de sélection (en fonction de caractéristiques observées et inobservées) mais également des différences d'organisation du travail (flexibilité des horaires, conditions de travail).

Les congés de maladie ordinaire ont une distribution particulièrement dispersée. En particulier, les absences de moins de 4 jours représentent 56 % des épisodes de maladie ordinaire mais seulement 12 % des jours de CMO pris chaque année. A l'inverse, les absences de plus de 3 mois représentent seulement 1 % des épisodes de maladie ordinaire, mais 18 % des jours de CMO.

Les Figures 2 et 3 présentent les évolutions annuelles du nombre d'épisodes et du nombre de jours de congé maladie ordinaire au cours de la période 2007-2019. La Figure 2 met en évidence une forte baisse du nombre d'épisodes d'absence au cours des années 2012-2013 et 2018-2019, périodes concernées par l'application du jour de carence dans la fonction publique. Le nombre moyen d'épisode de CMO par an passe ainsi de 0.85 en moyenne à moins de 0.7 en 2012-2013 et 2018-2019. La Figure 3 montre une forte croissance du nombre de jours de CMO au cours de la période 2012-2017 : le nombre de jours cumulé passe de 6.4 en 2012 à 7.4 en 2017. Le nombre de jours de CMO semble accuser une légère baisse lors des périodes d'application du jour de carence en 2012-2013 et 2018-2019.

42. Les femmes, notamment les trentenaires, sont plus touchées par les CMO. La grossesse est l'un des principaux facteurs explicatifs : près de 75 % des femmes de 18 à 50 ans ayant déclaré un congé de maternité dans l'année ont pris un CMO, contre moins de 40 % des femmes de la même tranche d'âge n'ayant pas pris de congé de maternité. Par ailleurs, la durée d'absence pour maladie ordinaire des premières est quatre fois plus longue que celle des secondes. Voir notamment le bilan social 2019-2020 du ministère de l'Éducation nationale, de la Jeunesse et des Sports, Enseignement scolaire, page 219, Lien..

TABLE 1 – Caractéristiques des personnels de l'éducation publique au cours de la période 2006-2019

	Ensemble	Fonction principale					
		Enseignement primaire	Enseignement secondaire	Encadrement (direction, inspection)	Vie scolaire (conseil, assistance d'éducation)	Administration (secrétariat)	Santé et social (médecine, infirmerie, service social)
Effectif moyen annuel	878 978	326 050	374 533	16 049	101 769	48 242	12 335
Age	41,7	40,9	43,3	51,1	34,1	46,8	46,8
Femme (%)	70,4	81,9	58,4	45,8	71,3	85,3	95,9
Temps complet (%)	83,1	88,1	88,8	99,9	45,6	83,4	63,2
Statut et contrat (%)							
Fonctionnaire	86,5	99,6	93,2	100	15,4	91	90,1
CDD	12,4	0,4	5,2	0	81,3	8,6	9,3
CDI	1,1	0	1,6	0	3,3	0,4	0,6
Catégorie professionnelle (%)							
A	93,7	97,6	100	99,6	100	16	46,3
B	3,2	2,4	0	0	0	27,9	53,7
C	3,1	0	0	0	0	56,1	0
Education prioritaire (%)	12,5	15,9	10,3	11,6	12,8	7,5	10,9

Note : Chaque statut (fonctionnaire, sous contrat de droit public) possède sa propre échelle de rémunération. A diplôme, ancienneté et fonction identiques, les fonctionnaires perçoivent une rémunération plus élevée que les personnels contractuels (en contrat à durée déterminée ou indéterminée). Les catégories professionnelles (A, B et C) correspondent à des niveaux de responsabilité et de rémunération différents. Les personnels de catégorie A occupent les fonctions de conception et de direction, ils sont diplômés d'une licence ou plus. Les personnels de catégorie B occupent des fonctions d'application, ils sont diplômés d'un baccalauréat ou d'un niveau supérieur. Les personnels de catégorie C occupent des fonctions d'exécution, ils sont généralement diplômés d'un niveau inférieur au baccalauréat. Pour les personnels fonctionnaires, l'accès à une catégorie professionnelle est conditionné à la réussite d'un concours. Pour les personnels contractuels, c'est la fonction qui détermine la catégorie professionnelle.

Source : MENJ-MENSRI-DEPP. Base statistique des congés.

TABLE 2 – Congés de maladie ordinaire (CMO) des personnels de l'éducation publique au cours de la période 2006-2019

	Part des personnels ayant au moins un jour de CMO par an (%)	Nombre d'épisodes de CMO par an et par salarié	Nombre de jours de CMO par an et par salarié	Nombre de jours d'absence pour raison de santé (hors CMO) par an et par salarié
Ensemble	42,8	0,81	6,7	9,3
Age				
< 50 ans	43,9	0,84	6,4	8,9
≥ 50 ans	39,9	0,74	7,4	10,3
Sexe				
Femme	46,7	0,90	7,5	11,2
Homme	33,6	0,59	4,8	4,7
Temps de travail				
Temps complet	43,6	0,83	6,8	9,9
Temps partiel	38,8	0,71	6,3	6,5
Statut/contrat				
Fonctionnaire	44,7	0,85	7,0	10,2
CDD	30	0,56	4,3	3,3
CDI	40,6	0,80	8,4	7,8
Catégorie				
A	42,9	0,81	6,6	9,3
B	41	0,77	7,5	9,5
C	41,4	0,82	8,0	9,0
Type de zone d'éducation				
Non prioritaire	42,1	0,79	6,6	8,9
Prioritaire	42,7	0,96	7,2	12,2
Fonction principale				
Enseignement primaire	47,4	0,88	7,4	11,1
Enseignement secondaire	43,9	0,85	6,7	9,3
Encadrement	11,9	0,16	2,7	3,5
Vie scolaire	31,2	0,57	4,9	4,7
Administration	38,1	0,73	7,2	8,4
Santé et social	41,1	0,73	8,0	9,4

Note : En moyenne, sur la période 2006-2019, 42,8 % des personnels de l'éducation publique sont absents au moins un jour par an pour cause de maladie ordinaire. Ils sont également absents en moyenne 6,7 jours par an pour cause de maladie ordinaire, et l'on comptabilise en moyenne 0.81 épisodes de CMO par salarié.

Les autres motifs d'absence pour raison de santé considérés (colonne 5) sont : les accidents du travail et les maladie professionnelle, les longues maladies, les congés de maternité, de paternité et d'adoption. Les personnels de l'éducation publique s'absentent en moyenne 9,3 jours par an pour l'un ou plusieurs de ces motifs.

Source : MENJ-MENSRI-DEPP. Base statistique des congés.



FIGURE 2 – Nombre d'épisodes de congés de maladie ordinaire par an et par salarié de l'éducation publique au cours de la période 2007-2019

Note : Les périodes grisées sont les années (civiles) pour lesquelles le jour de carence est appliqué aux CMO du secteur public (2012-2013 et 2018-2019).

Source : MENJ-MENSRI-DEPP. Base statistique des congés.

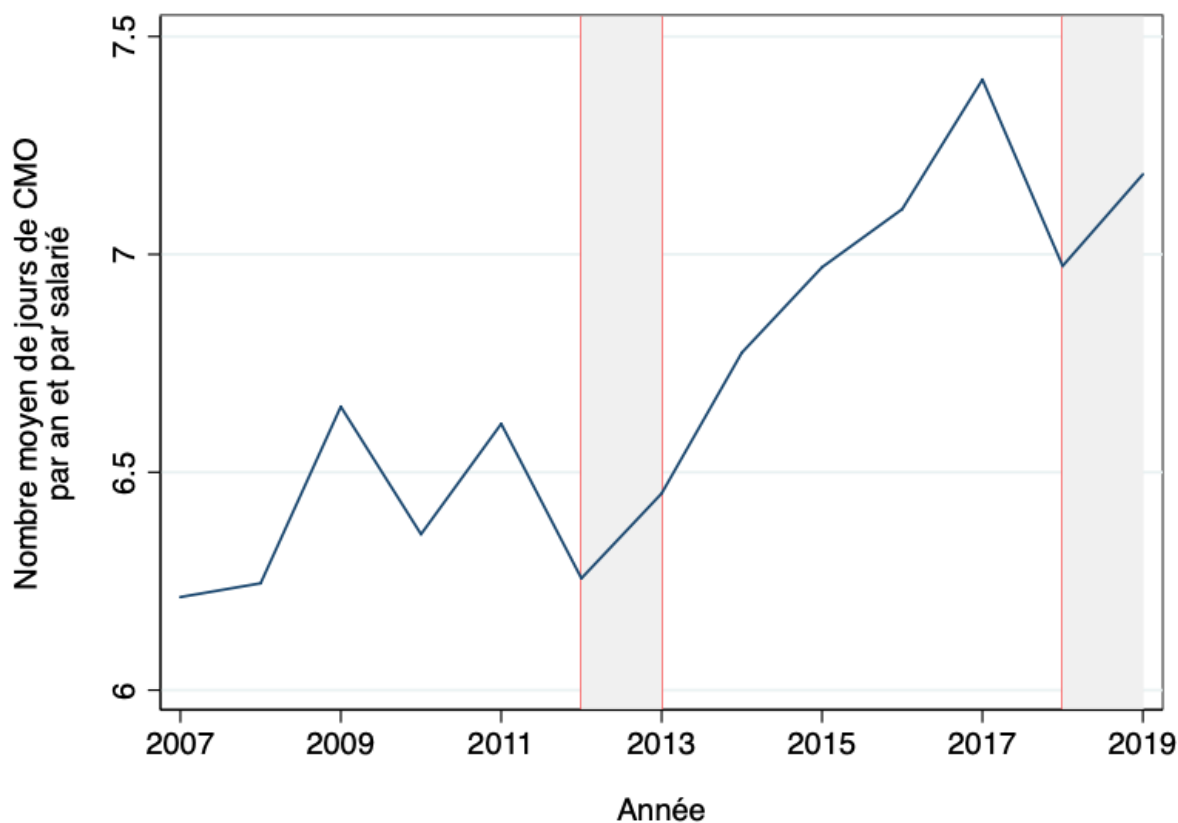


FIGURE 3 – Nombre de jours de congés de maladie ordinaire par an et par salarié de l'éducation publique au cours de la période 2007-2019

Note : Les périodes grisées sont les années (civiles) pour lesquelles le jour de carence est appliqué aux CMO du secteur public (2012-2013 et 2018-2019).

Source : MENJ-MENSRI-DEPP. Base statistique des congés.

3.2.2 Les enquêtes Conditions de travail appariées aux données administratives de l'Assurance maladie

La Table 10 présente les caractéristiques sociodémographiques et professionnelles des salariés du panel CT-RPS-Cnam en 2013 (première interrogation) selon qu'ils travaillent dans le secteur privé (colonne 1) ou dans le secteur public (colonne 2). En moyenne, les salariés du secteur public sont plus âgés et plus diplômés que ceux du secteur privé. En outre, les femmes sont plus nombreuses, le travail à temps partiel est plus fréquent, et le salaire moyen est plus élevé dans le secteur public.

La Table 10 permet également de constater que le recours aux soins de santé est

plus important chez les salariés du secteur public. La durée de séjour à l'hôpital, la quantité de médicaments délivrés en pharmacie et, dans une moindre mesure, le nombre de consultations médicales y sont plus élevés que dans le secteur privé.

3.2.3 Les enquêtes Emploi

La Table 11 présente les caractéristiques sociodémographiques et professionnelles des salariés interrogés dans le cadre des enquêtes Emploi sur la période 2013-2019, pour le secteur privé (colonne 1) et le secteur public (colonne 2) respectivement. Les résultats sont comparables à ceux de la Table 10 obtenus à partir de l'enquête CT-RPS.

La Table 11 montre également que l'état de santé déclaré est légèrement meilleur pour les salariés du secteur privé que pour ceux du secteur public. Les différences sont néanmoins modestes et concernent surtout les limitations d'activité depuis au moins 6 mois (11,5 % des salariés du secteur privé et 12,5 % des salariés du secteur public) et les maladies chroniques ou durables (20,6 % des salariés du secteur privé et 22,6 % des salariés du secteur public).

4 Méthode

4.1 Absentéisme pour maladie ordinaire (CMO)

Dans cette section, nous présentons les modèles utilisés afin d'estimer l'effet du jour de carence sur la fréquence et la durée des absences pour maladie ordinaire des personnels de l'éducation nationale publique. Notre stratégie d'identification repose sur l'hypothèse d'exogénéité des réformes ayant introduit (1er janvier 2012 et 2018) et supprimé (1er janvier 2014) le jour de carence dans le secteur public.

La section 4.1.1 présente une modélisation flexible et peu contrainte, la section 4.1.2 impose une restriction paramétrique sur la tendance temporelle des absences et suppose l'homogénéité de l'effet de l'introduction et de la suppression du jour de carence. La section 4.1.3 présente une variante des modèles précédents afin d'examiner l'hétérogénéité des effets selon les caractéristiques démographiques et professionnelles des personnels de l'éducation publique.

4.1.1 Modélisation exploratoire flexible

L'objectif de cette modélisation est de comparer, en référence à l'année civile 2011 (dernière année avant l'application du jour de carence dans la fonction publique pour la première fois en 2012), les évolutions annuelles du nombre d'épisodes de maladie ordinaire et du nombre de jours de CMO sur la période 2006-2019, en contrôlant les effets des caractéristiques observées des personnels de l'éducation nationale.

Nous considérons pour chaque individu i , quadrimestre q et année a , le modèle de Poisson suivant :

$$Y_{iqa} = \exp(\alpha + \gamma X_{iqa} + \sum_{q=2}^3 \delta_q \mathbb{1}_q + \sum_{\substack{a=2006 \\ a \neq 2011}}^{2019} \beta_a \mathbb{1}_a) \nu_{iqa} \quad (1)$$

où Y_{iqa} correspond au nombre d'épisodes - respectivement au nombre de jours - d'absence pour maladie ordinaire de l'individu i au cours du quadrimestre q de l'année a . Le vecteur de variables de contrôles X_{iqa} inclut l'âge (polynôme d'ordre 3), le sexe, le nombre d'enfants, le nombre de jours d'absence en dehors des congés de maladie ordinaire (accident du travail, maladie professionnelle, maternité, paternité, adoption, congé parental, congé de longue maladie), la quotité de temps travaillée, le type de corps (profession et position hiérarchique), l'ancienneté dans le corps, le type de contrat (vacataire, CDD, CDI, fonctionnaire), l'académie d'exercice, le type d'établissement (école élémentaire, collège, lycée général et technologique, lycée professionnel, service administratif, autres), la présence de l'établissement dans une zone d'éducation prioritaire, le nombre de jours de vacances scolaire au cours du quadrimestre q et le taux d'incidence des épidémies saisonnières (grippe et gastro-entérite) au niveau régional. L'indicatrice $\mathbb{1}_q$ vaut 1 pour le quadrimestre d'observation q , et 0 sinon. L'indicatrice $\mathbb{1}_a$, $a \in [2006, 2019]$, vaut 1 l'année a , et 0 sinon. Le terme d'erreur ν_{iqa} , supposé indépendant conditionnellement aux variables du modèle, satisfait $E[\nu_{iqa}] = 1$. Le coefficient α est une constante.

Les coefficients d'intérêt β_a capturent les variations annuelles de la variable expliquée Y_{iqa} , en référence à l'année 2011, conditionnellement aux variables de contrôle ($\mathbb{1}_q, X_{iqa}$). Les écarts-types sont clusterisés au niveau académique (on compte 25 académies en France métropolitaine, Corse exclue)⁴³ afin de limiter les problèmes liés à l'hétéroscédasticité et à l'autocorrélation des résidus⁴⁴. Le modèle (2) est estimé par pseudo-maximum de vraisemblance (22).

4.1.2 Modélisation parcimonieuse avec restriction sur la tendance temporelle

Afin d'obtenir une estimation précise de l'effet du jour de carence sur les absences pour maladie ordinaire, nous comparons l'évolution des variables d'intérêt - le nombre d'épisodes de CMO et le nombre de jours de CMO - au cours des périodes où le jour de carence est appliqué par rapport aux périodes où il ne l'est pas (estimation en différence simple avec périodes de traitement multiples).

En conservant les notations précédentes, nous considérons le modèle de Poisson suivant :

43. Une académie est une circonscription administrative du ministère de l'Éducation nationale et du ministère de l'Enseignement supérieur et de la Recherche. L'hypothèse d'indépendance des clusters académiques est une approximation. On notera en particulier que 87 % des individus de l'échantillon sont affectés à une seule académie au cours de la période étudiée, 11 % sont affectés à 2 académies, et les 2 % restant sont affectés à 3 académies ou plus.

44. La prise en compte de l'hétéroscédasticité et de l'autocorrélation des résidus permet de lever la restriction implicite $Var[Y|X] \propto E[Y|X]$ qui caractérise le modèle de Poisson.

$$Y_{iqa} = \exp(\gamma X_{iqa} + \sum_{q=2}^3 \delta_q \mathbb{1}_q + f(t) + \beta T_a) \nu_{iqa} \quad (2)$$

Le vecteur d'indicatrices T_a (*traitement*) vaut 1 lorsque le jour de carence est appliqué l'année a (périodes 2012-2013 et 2018-2019), et vaut 0 sinon. La fonction $f(t(q, a))$ dépend du quadrimestre q et de l'année d'observation a . Elle permet de prendre en compte la tendance temporelle des absences pour maladie ordinaire sur toute la période étudiée (voir Figures 2 et 3). Nous choisissons de modéliser f par un polynôme de degré 3 : $f(t(q, a)) = \delta_1 t + \delta_2 t^2 + \delta_3 t^3$, $t \in [1, 39]$, avec $t = q - 2 + 3 * (a - 2006)$. Nous imposons également $t = 1$ pour le 3^e quadrimestre de l'année 2006 (premier quadrimestre observé), $t = 2$ pour le 1^{er} quadrimestre de l'année 2007, ... et $t = 39$ pour le 2^e quadrimestre de l'année 2019 (dernier quadrimestre observé).

Le paramètre d'intérêt β capture l'effet du jour de carence sur le comportement d'absence pour maladie ordinaire. Le modèle (2) est davantage contraint que le modèle (1), et donc plus susceptible de souffrir d'une erreur de spécification, mais il présente l'avantage de simplifier l'interprétation des résultats. Dans la section 6, nous présenterons plusieurs spécifications alternatives permettant de tester la robustesse des hypothèses (homogénéité temporelle, symétrie des effets d'introduction et de suppression du jour de carence, linéarité de la tendance temporelle des absences) du modèle (2).

4.1.3 Effets hétérogènes

Afin d'examiner l'hétérogénéité de l'effet du jour de carence selon les caractéristiques observées des individus (âge, sexe, type de contrat, temps de travail, position hiérarchique, conditions de travail, profession), incluent dans le vecteur $Z_{iqa} \in X_{iqa}$, nous considérons le modèle suivant :

$$Y_{iqa} = \exp(\gamma X_{iqa} + \sum_{q=2}^3 \delta_q \mathbb{1}_q + f(t) + \beta_{ref} T + \delta T Z_{iqa}) \nu_{iqa} \quad (3)$$

Le vecteur de paramètres d'intérêt δ permet de saisir l'effet du jour de carence pour chaque sous-population par rapport à une sous-population de référence.

4.2 Santé perçue et recours aux soins

Les données de santé perçue, issues de l'enquête emploi sur la période 2013-2019, et de recours aux soins (délivrances de médicaments, visites médicales, hospitalisations), issues de l'enquête conditions de travail 2016 appariée aux données de l'Assurance maladie sur la période 2012-2017, sont disponibles mensuellement ⁴⁵.

45. Les individus interrogés dans le cadre de l'enquête emploi évaluent deux fois leur état de santé sur une échelle de 1 à 5, à cinq trimestres d'intervalle (première et sixième interrogation). Les informations de recours aux soins (délivrances de médicaments, visites médicales, hospitalisations) sont disponibles chaque mois pour chaque individu au cours de la période 2012-2017.

Notre stratégie d'identification repose sur la comparaison des indicateurs de santé pour les salariés du secteur privé et du secteur public, avant et après l'introduction ou la suppression du jour de carence, suivant une approche en différence de différences.

Plus spécifiquement, nous considérons le modèle flexible suivant :

$$Y_{ima} = \exp(\gamma X_{ima} + \sum_{m=2}^{12} \delta_m \mathbb{1}_m + \sum_{\substack{a=A_{min} \\ a \neq a_0}}^{A_{max}} \alpha_a \mathbb{1}_a + \gamma S_{ima}^{public} + \sum_{\substack{a=A_{min} \\ a \neq a_0}}^{A_{max}} \beta_a \mathbb{1}_a S_{ima}^{public}) \nu_{ima} \quad (4)$$

où Y_{ima} correspond à une variable de santé perçue (variable discrète sur une échelle de 1 à 5, indicatrice de mauvaise ou très mauvaise santé) ou de recours aux soins (nombre de consultations de médecine générale, nombre de délivrances de médicaments, nombre de jours d'hospitalisation) pour l'individu i au cours du mois m de l'année a . Le vecteur de variables de contrôle X_{ima} inclut l'âge (polynôme d'ordre 3), le sexe, la situation matrimoniale (marié, pacsé, veuf, célibataire), le nombre d'enfants (de moins de 3 ans, de 3 ans à 17 ans), la quotité de temps travaillée (temps partiel, temps complet), la catégorie socio-professionnelle, le niveau de diplôme, la durée écoulée depuis la fin des études, le type de contrat (intérim, stage, CDD, CDI, fonctionnaire), le salaire net et la région de résidence. L'indicatrice $\mathbb{1}_m$ vaut 1 pour le mois m , et 0 sinon, l'indicatrice $\mathbb{1}_a$ vaut 1 pour l'année a , et 0 sinon. Le vecteur (A_{min}, A_{max}, a_0) prend les valeurs (2013, 2019, 2013) pour les indicateurs de santé perçue, et les valeurs (2012, 2017, 2012) pour les indicateurs de recours aux soins. Le paramètre α_a saisit la variation de l'indicateur de santé Y_{ima} pour les salariés du secteur privé l'année a par rapport à l'année de référence a_0 (2013 pour les indicateurs de santé perçue et 2012 pour les indicateurs de recours aux soins). L'indicatrice S_{ima}^{public} vaut 1 si l'individu i est salarié du secteur public, et 0 s'il est salarié du secteur privé.

Les coefficients d'intérêt β_a saisissent l'écart entre les salariés du secteur public et du secteur privé pour chaque année a , par rapport à l'année de référence a_0 .

Nous présentons également les résultats obtenus à partir d'une spécification agrégée incluant une modélisation de la tendance temporelle :

$$Y_{ima} = \exp(\gamma X_{ima} + \sum_{m=2}^{12} \delta_m \mathbb{1}_m + f(t) + \alpha T + \gamma S_{ima}^{public} + \beta S_{ima}^{public} T) \nu_{ima} \quad (5)$$

où T est une indicatrice qui vaut 1 les années où le jour de carence est appliqué, et 0 sinon, et $f(t)$ est une tendance temporelle telle que $f(t(m, a)) = \delta_1 t + \delta_2 t^2 + \delta_3 t^3$, $t \in [1, t_{max}]$, avec $t = m - 2 + 3 * (a - A_{min})$. Nous imposons $t = 1$ pour le 1er mois de l'année A_{min} (premier mois observé), $t = 2$ pour le 2è mois de l'année A_{min} , ... et $t = t_{max}$ pour le 12è mois de l'année A_{max} (dernier mois observé).

Le coefficient d'intérêt β capture l'évolution de l'écart entre les salariés du secteur public et ceux du secteur privé lorsque le jour de carence est appliqué, par rapport à la situation sans jour de carence (double différence).

5 Résultats

5.1 Absentéisme pour maladie ordinaire

5.1.1 Analyse exploratoire

Les Figures 4 à 7 présentent les résultats de l'estimation du modèle (1). Les coefficients reportés sont obtenus après transformation des paramètres d'intérêt $\beta_a : (\exp(\beta_a) - 1) * 100$, $a \in [2007, 2019]$, et s'interprètent en variations (relatives) annuelles par rapport à l'année de référence 2011.

Le nombre d'épisodes d'absence pour maladie ordinaire présente une tendance à la hausse sur la période 2007-2011, de l'ordre de 10 % (Figure 4). Une tendance similaire est observée sur la période 2014-2017. En revanche, les épisodes d'absence pour maladie ordinaire diminuent fortement, de l'ordre de 20 - 25 %, en 2012-2013 par rapport à l'année 2011, ainsi qu'en 2018-2019 par rapport à l'année 2017, deux périodes où le jour de carence est appliqué dans la fonction publique. Le nombre de jours d'absence pour maladie ordinaire augmente également, de l'ordre de 20 %, au cours de la période 2007-2019 (Figure 5). Les périodes d'application du jour de carence (2012-2013 et 2018-2019) sont marquées par une légère baisse du nombre de jours de CMO, de l'ordre de 5 %.

La Figure 6 (respectivement la Figure 7) présente l'évolution du nombre d'épisodes d'absence pour maladie de 7 jours ou moins (respectivement de plus de 7 jours) sur la période 2007-2019. Le nombre d'épisodes de CMO de 1 à 2 jours est croissant sur les périodes 2007-2011 et 2014-2017, de l'ordre de 5 % par an (Figure 6). Les périodes d'application du jour de carence (2012-2013 et 2018-2019) sont marquées par une forte baisse du nombre de CMO de 1 à 2 jours, de l'ordre de 40-45 % pour les épisodes d'un jour, et de l'ordre de 25 % pour les épisodes de 2 jours. Le nombre d'épisodes de 3 jours est relativement stable au cours de la période 2007-2011, mais diminue significativement de l'ordre de 20 % en 2012-2013. Il augmente ensuite fortement au cours de la période 2014-2017, puis marque une nouvelle baisse de l'ordre de 20 % en 2018-2019⁴⁶. Le nombre d'épisodes de 4 à 7 jours est relativement stable au cours des périodes 2007-2011 et 2014-2017, mais diminue de l'ordre de 10 % au cours des années 2012-2013 et 2018-2019.

Le nombre d'épisodes de plus de 7 jours est croissant sur la période 2007-2019 (Figure 7). Hormis une diminution notable des épisodes d'absence de 8 à 15 jours en 2012-2013, l'évolution des épisodes de CMO de plus de 15 jours est peu sensible à l'application du jour de carence en 2012-2013 et 2018-2019.

Ces premiers résultats suggèrent un effet important du jour de carence sur les absences de courte durée mais un effet négligeable sur les épisodes plus longs.

46. Une possible interprétation de cette forte hausse au cours de la période 2014-2017 serait la substitution des épisodes d'absence de 1-2 jours par des absences de 3 jours après la première introduction du jour de carence en 2012-2013.

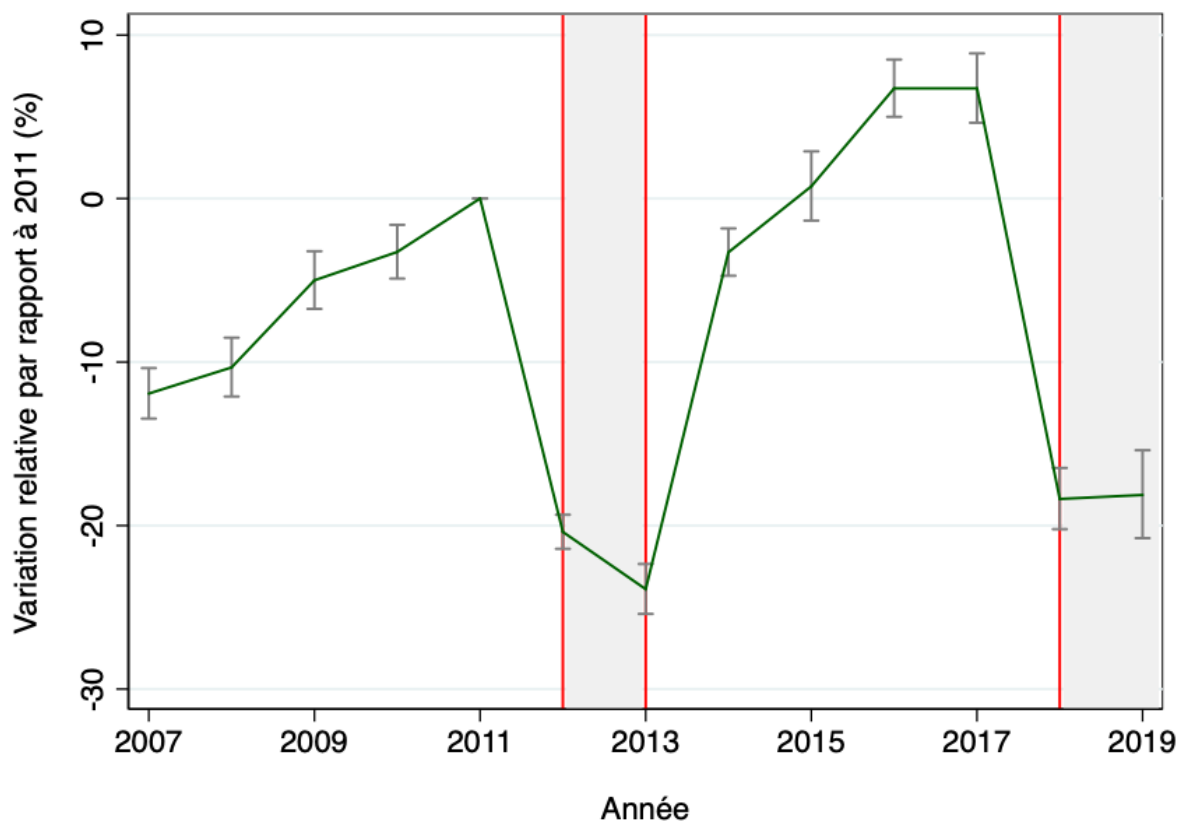


FIGURE 4 – Estimation de la variation du nombre d’épisodes de CMO par an et par salarié au cours de la période 2007-2019 par rapport à l’année 2011

Note : Les périodes grisées sont les années (civiles) pour lesquelles le jour de carence est appliqué aux CMO du secteur public (2012-2013 et 2018-2019).

Les coefficients correspondent aux estimations transformées $((exp(\beta)-1)*100)$ du modèle (1), et s’interprètent en variations relatives par rapport à l’année de référence 2011. Les barres verticales correspondent aux intervalles de confiance à 95 %.

Source : MENJ-MENSRI-DEPP. Base statistique des congés.

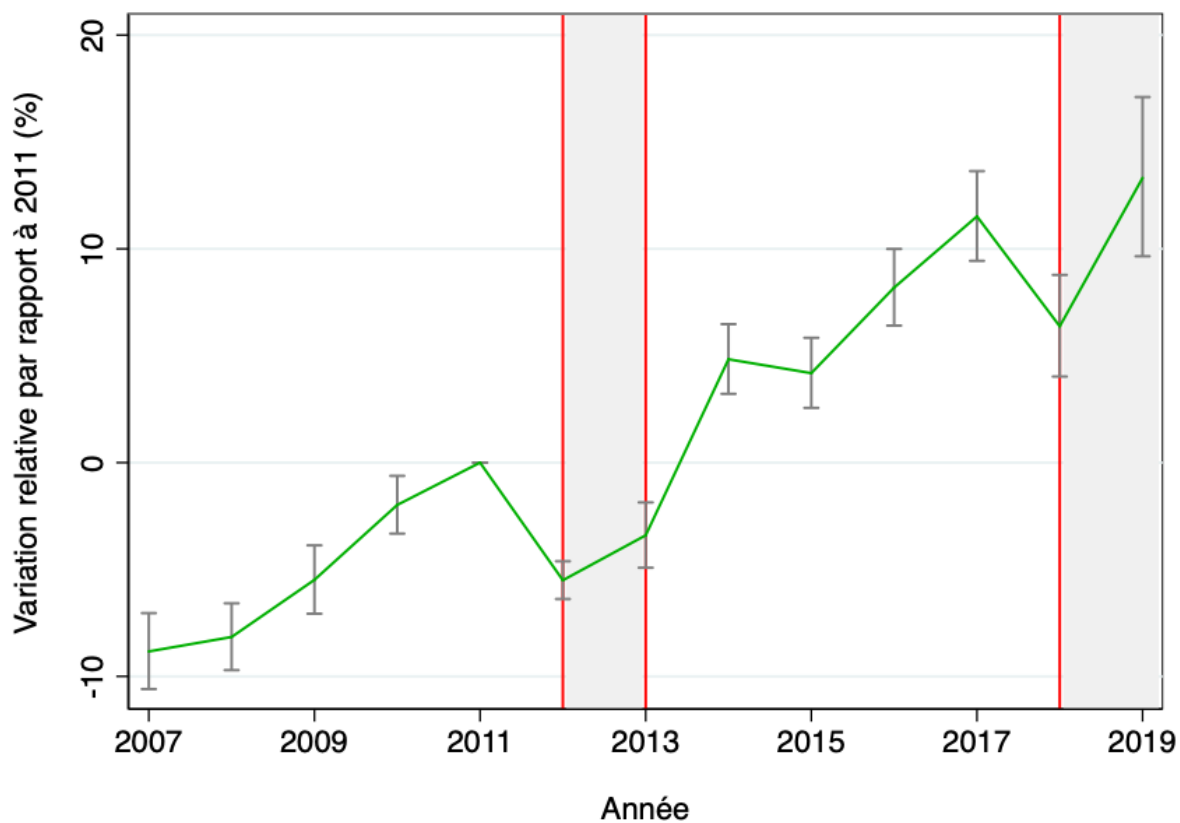


FIGURE 5 – Estimation de la variation du nombre de jours de CMO par an et par salarié au cours de la période 2007-2019 par rapport à l’année 2011

Note : Les périodes grisées sont les années (civiles) pour lesquelles le jour de carence est appliqué aux CMO du secteur public (2012-2013 et 2018-2019).

Les coefficients correspondent aux estimations transformées $((exp(\beta)-1)*100)$ du modèle (1), et s’interprètent en variations relatives par rapport à l’année de référence 2011. Les barres verticales correspondent aux intervalles de confiance à 95 %.

Source : MENJ-MENSRI-DEPP. Base statistique des congés.

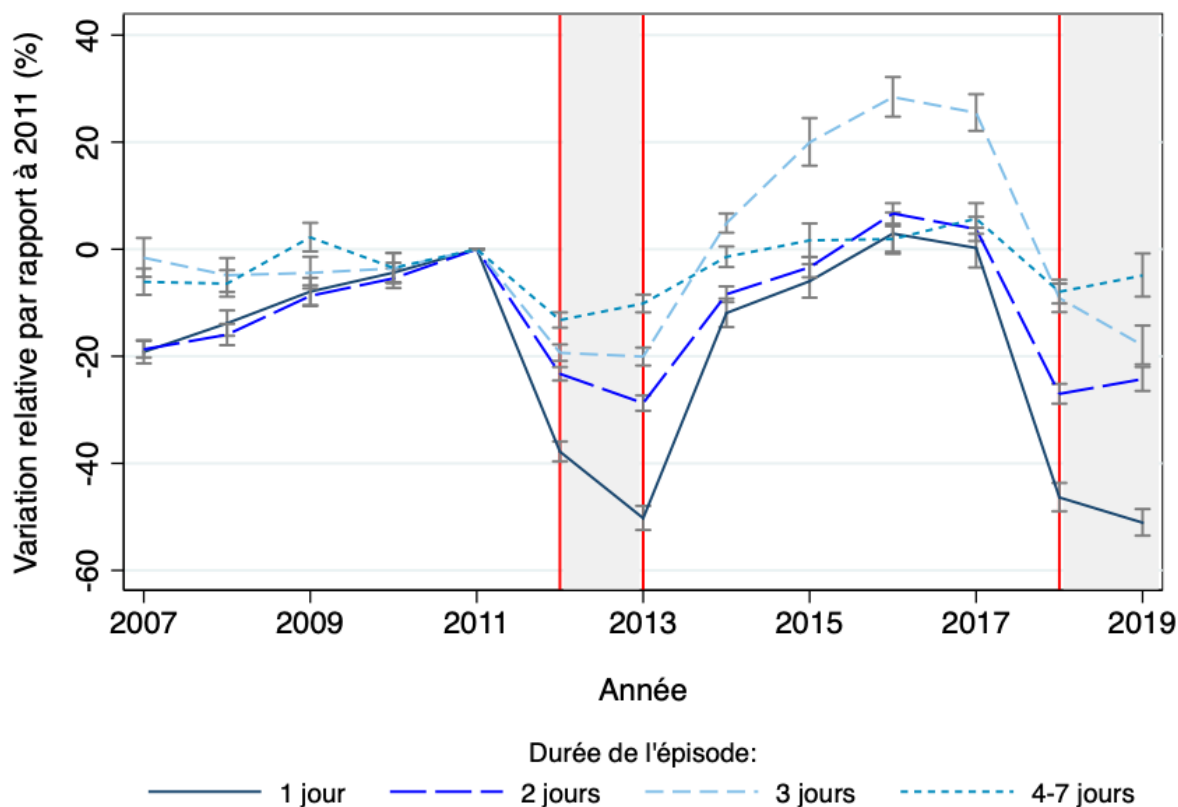


FIGURE 6 – Estimation de la variation du nombre d’épisodes de CMO de 1 à 7 jours par an et par salarié au cours de la période 2007-2019 par rapport à l’année 2011

Note : Les périodes grisées sont les années (civiles) pour lesquelles le jour de carence est appliqué aux CMO du secteur public (2012-2013 et 2018-2019).

Les coefficients correspondent aux estimations transformées $((exp(\beta)-1)*100)$ du modèle (1), et s’interprètent en variations relatives par rapport à l’année de référence 2011. Les barres verticales correspondent aux intervalles de confiance à 95 %.

Source : MENJ-MENSRI-DEPP. Base statistique des congés.

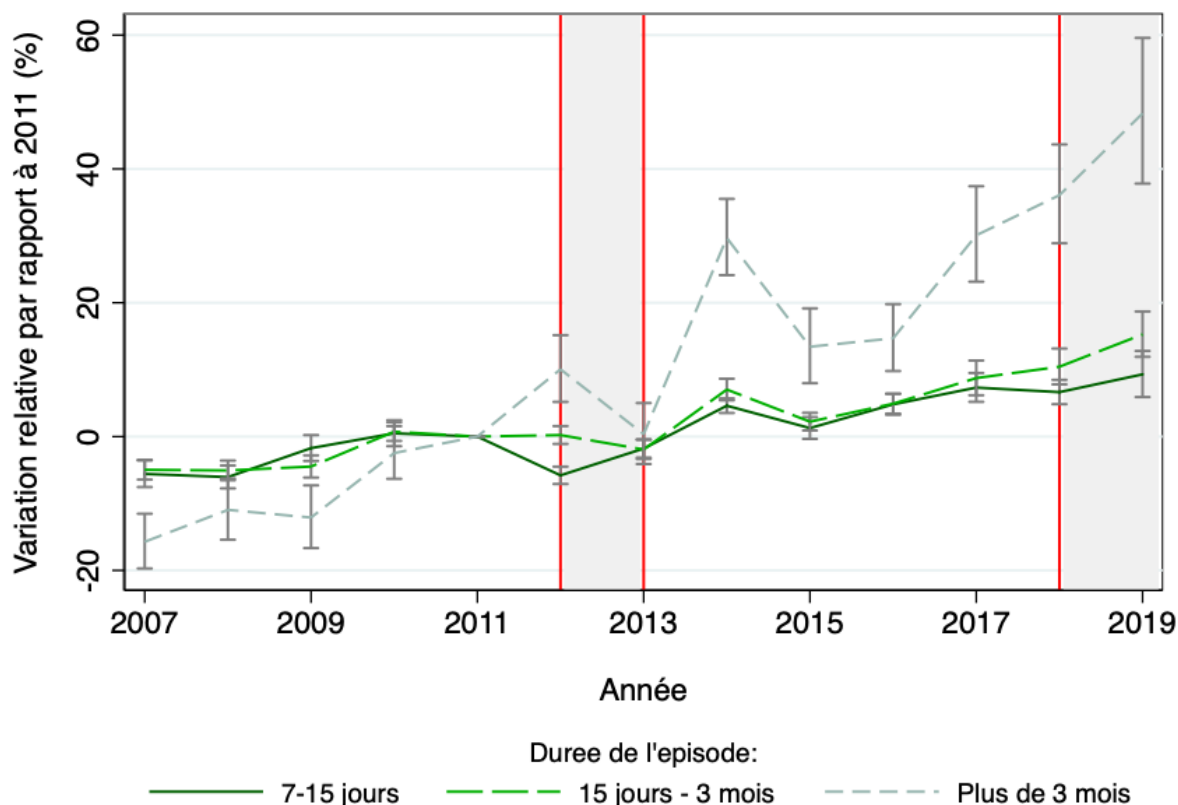


FIGURE 7 – Estimation de la variation du nombre d’épisodes de CMO de **plus de 7 jours** par an et par salarié au cours de la période 2007-2019 par rapport à l’année 2011

Note : Les périodes grisées sont les années (civiles) pour lesquelles le jour de carence est appliqué aux CMO du secteur public (2012-2013 et 2018-2019).

Les coefficients correspondent aux estimations transformées $((exp(\beta) - 1) * 100)$ du modèle (1), et s’interprètent en variations relatives par rapport à l’année de référence 2011. Les barres verticales correspondent aux intervalles de confiance à 95 %.

Source : MENJ-MENSRI-DEPP. Base statistique des congés.

5.1.2 Estimation de l’effet du jour de carence

La Table 3 présente les résultats de l’estimation du modèle (2). La première ligne présente l’estimation du coefficient d’intérêt β , et la dernière ligne présente la transformation de ce coefficient $((exp(\beta) - 1) * 100)$, afin d’obtenir une interprétation de l’effet du jour de carence en termes relatifs (%) par rapport à la situation contrefactuelle (sans jour de carence).

Les estimations de la Table 3 confirment les résultats exploratoires de la section 5.1.1. L'effet de la réforme décroît fortement et significativement avec la durée de l'épisode de maladie ordinaire : -44 % pour les épisodes de 1 jour (colonne 1), -27 % pour les épisodes de 2 jours (colonne 2), -26 % pour les épisodes de 3 jours (colonne 3), -12 % pour les épisodes de 4 à 7 jours (colonne 4), -4 % pour les épisodes de 8 à 14 jours (colonne 5) et -1,4 % pour les épisodes de 15 jours à 3 mois (colonne 6). Ces estimations sont concordantes avec les prédictions théoriques et les résultats de la littérature empirique qui suggèrent un effet croissant des incitations financières avec leur intensité⁴⁷. L'absence de significativité du coefficient de la colonne (7) suggère en revanche un effet négligeable du jour de carence sur les épisodes de CMO de plus de 3 mois.

Ces résultats diffèrent à plusieurs égards de (9) qui évaluent l'effet du jour de carence sur les absences des salariés de la fonction publique d'État à partir de l'enquête Emploi (période 2010-2014). En particulier, les auteurs estiment une diminution significative des absences de 2 jours, mais pas des absences de 1 jour et de 3 jours, ainsi qu'une augmentation significative des absences de 7 jours à 3 mois (résultat significatif pour l'année 2013 uniquement) lorsque le jour de carence est appliqué. Toutefois, les données de l'enquête Emploi présentent de nombreuses limites (absences déclarées⁴⁸, distinction impossible entre les congés de maladie ordinaire - seuls concernés par le jour de carence - et les autres motifs d'absence pour raison de santé, mesure approchée de la durée des absences), et la stratégie d'estimation des auteurs repose sur l'hypothèse fragile de tendance commune entre les secteurs public et privé⁴⁹.

La Table 3 montre qu'en moyenne, le nombre d'épisodes diminue de 23 % (colonne 8) et le nombre de jours de CMO diminue de 5,7 % (colonne 9) lorsque le jour de carence est appliqué dans l'éducation publique⁵⁰. Là encore, nos résultats diffèrent de ceux de (9) qui concluent à l'absence d'effet significatif du jour de carence sur la prévalence globale des absences pour maladie dans le secteur public (y compris lorsque le champ est restreint aux enseignants).

47. L'incitation financière générée par le jour de carence est maximale pour les absences de 1 jour puis décroît avec la durée de l'épisode d'absence

48. Plus précisément, les auteurs mesurent la prévalence des absences au cours de la semaine de référence de l'enquête Emploi

49. L'hypothèse d'une tendance commune entre les absences des salariés des secteurs public et privé est testée par les auteurs et rejetée sur la période 2006-2009. Pour cette raison, l'analyse est donc restreinte à la période 2010-2014.

50. Rappelons que les congés de maladie ordinaire de moins de 4 jours représentent 56 % des épisodes (hors périodes d'application du jour de carence) mais 12 % des jours de CMO.

TABLE 3 – Estimation de l'effet du jour de carence pour l'ensemble des personnels de l'éducation publique (modèle 2)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	Nombre d'épisodes de CMO par salarié au cours d'une année							Nb épisodes	Nb jours
	1 jour	2 jours	3 jours	4-7 jours	8-14 jours	15j -3 mois	>3 mois		
Jour de carence (β)	-0.587*** (0.0139)	-0.310*** (0.00747)	-0.297*** (0.0103)	-0.130*** (0.00776)	-0.0416*** (0.00369)	-0.0146*** (0.00463)	-0.0112 (0.0124)	-0.260*** (0.00680)	-0.0590*** (0.00325)
Variables de contrôle	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Observations	34 265 439	34 265 439	34 265 439	34 265 439	34 265 439	34 265 439	34 265 439	34 265 439	34 265 439
Variation relative [†] (%)	-44,4	-26,7	-25,7	-12,2	-4,1	-1,4	-1,1	-22,9	-5,7

Note : * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. Les coefficients d'intérêt β sont estimés à partir du modèle (2). Les écarts-types sont clusterisés au niveau académique et sont robustes à l'hétéroscédasticité et à l'auto-corrélation.

[†] Les variations relatives exprimées en pourcentage sont obtenues par la formule suivante : $(e^\beta - 1) * 100$.

Les variables de contrôle incluent l'âge (polynôme d'ordre 3), le sexe, le nombre d'enfants, le nombre de jours d'absence en dehors des congés de maladie ordinaire (accident du travail, maladie professionnelle, maternité, paternité, adoption, congé parental, congé de longue maladie), la quotité de temps travaillée, le type de corps (profession et position hiérarchique détaillées), l'ancienneté dans le corps, le type de contrat (vacataire, CDD, CDI, fonctionnaire), l'académie, le type d'établissement (école élémentaire, collège, lycée général et technologique, lycée professionnel, service administratif, autres), la présence de l'établissement dans une zone d'éducation prioritaire, le quadrimestre d'observation, le nombre de jours de vacances scolaire au cours du quadrimestre, le taux d'incidence des épidémies saisonnières (grippe et gastro-entérite) au niveau régional, et une tendance temporelle (polynôme d'ordre 3).

Champ : Enseignants du premier degré public, enseignants du second degré public, personnels de direction, personnels d'inspection, personnel d'éducation (conseillers d'éducation, conseillers d'orientation, psychologues), assistants d'éducation, personnels administratifs, et personnels médico-sociaux (médecins, infirmiers, assistants de service social).

Source : MENJ-MENSRI-DEPP. Base statistique des congés.

5.1.3 Effets hétérogènes

L'objectif de cette section est d'examiner l'hétérogénéité de l'effet du jour de carence sur la fréquence et la durée des absences pour maladie ordinaire, et d'identifier si certaines populations sont susceptibles d'être davantage pénalisées financièrement (en raison de leurs épisodes d'absence plus fréquents mais pas nécessairement plus longs) par la réforme⁵¹.

Les Tables 4 et 5 présentent les résultats de l'estimation du modèle (3) dans lequel l'indicatrice du jour de carence (T) est interagi avec quelques caractéristiques individuelles observables ($Z \in X$). Les estimations montrent que les femmes, les moins de 40 ans, les personnels qui travaillent à temps plein, les fonctionnaires, les personnels de catégorie A, les personnels qui exercent en éducation prioritaire, les personnels de vie scolaire (conseillers et assistants d'éducation), et plus encore les personnels administratifs (secrétariat), diminuent le plus fortement la fréquence de leurs épisodes de maladie ordinaire lorsque le jour de carence est appliqué (colonne 1). Cette diminution ne s'accompagne pas toujours d'une baisse du nombre de jours de CMO cumulé (colonne 2).

La Table 14 présente les résultats de l'estimation du modèle (2) séparément pour chaque profession (enseignement, encadrement, vie scolaire, administration, santé et social). Les résultats reflètent en partie l'hétérogénéité des caractéristiques sociodémographiques et professionnelles (âge, sexe, temps partiel, catégorie etc.) mises en évidence dans les Tables 4 et 5. La Table 14 montre que, suite à l'application du jour de carence, le nombre d'épisodes de CMO a le plus diminué pour le personnel administratif (-35 %) et le moins diminué pour le personnel de vie scolaire (-18 %). En contraste, le nombre de jours de CMO a le plus diminué pour le personnel d'encadrement (-8,7 %) et le moins diminué pour le personnel médico-social (-2,7 %).

Afin d'identifier les populations les plus pénalisées financièrement, les Tables 12 et 13 présentent les populations les plus absentes pour maladie ordinaire lorsque le jour de carence est appliqué. Les résultats sont obtenus en régressant (modèles de poisson et ols) le nombre d'épisodes d'absences (colonnes 1 et 2) et le nombre de jours d'absence (colonnes 3 et 4) sur les caractéristiques individuelles observables (variables de contrôle dans le modèle (2)) au cours des périodes 2012-2013 et 2018-2019. Les estimations de la colonne (2) permettent d'identifier les populations les plus pénalisées financièrement par l'application du jour de carence. Les femmes ont en moyenne 0,08 épisode d'absence supplémentaire par quadrimestre, soit environ 0,24 épisode de plus par an que les hommes. Lorsque les femmes ont pris un congé de maternité au cours de l'année scolaire (congé non concerné par le jour de carence), elles ont également en moyenne 0,78 épisode de CMO supplémentaire (dans ce cas, un jour de carence s'applique⁵²) au cours de la même année. En d'autres termes, les femmes qui ont pris un congé de maternité pendant l'année scolaire perdent en moyenne un jour de salaire de plus que les hommes en raison de leurs

51. Les salariés de la fonction publique perdent un jour de salaire pour chaque nouvel épisode d'absence pour cause de maladie ordinaire, quelle qu'en soit la durée.

52. Les femmes enceintes ne sont plus concernées par le jour de carence en cas d'absence pour maladie ordinaire depuis le 8 août 2019, en vertu de l'article 84 de la loi de transformation de la fonction publique du 6 août 2019 (période non considérée dans cette étude).

absences pour cause de maladie ordinaire. Les Tables 12 et 13 montrent également que les moins de 40 ans et les plus de 50 ans, les personnels à temps complet, les personnels qui exercent en éducation prioritaire, les personnels en CDI, fonctionnaires, de catégorie B, et plus encore de catégorie C, et les enseignants du premier degré présentent un nombre d'épisodes d'absence pour maladie ordinaire plus élevé que les autres catégories de la population, et sont donc davantage pénalisés financièrement par l'application du jour de carence.

TABLE 4 – Estimation des effets hétérogènes du jour de carence selon les caractéristiques démographiques et professionnelles des personnels de l'éducation publique (modèle 3)

	(1)	(2)
	Nombre d'épisodes	Nombre de jours
Jour de carence (T)	-0.238*** (0.00759)	-0.0257*** (0.00743)
<i>Interactions avec T :</i>		
Sexe (ref : homme)		
T x Femme	-0.0113*** (0.00273)	-0.00379 (0.00498)
Age (ref : <40 ans)		
T x 40-50 ans	-0.0247*** (0.00420)	-0.0348*** (0.00636)
T x >50 ans	-0.0249*** (0.00539)	-0.0459*** (0.00719)
Temps de travail (ref : temps plein)		
T x temps partiel	0.0566*** (0.00749)	0.0560*** (0.00865)
Contrat (ref : fonctionnaire)		
T x CDD	0.216*** (0.0165)	0.0829*** (0.0154)
T x CDI	0.0950*** (0.0103)	-0.106*** (0.0218)
Catégorie (ref : A)		
T x B	0.0236 (0.0146)	-0.0509*** (0.0172)
T x C	0.0252* (0.0137)	-0.0793*** (0.0224)
Type d'éducation (ref : non prioritaire)		
T x Education prioritaire	-0.0315*** (0.00492)	-0.0327*** (0.00551)

TABLE 5 – Estimation des effets hétérogènes du jour de carence selon les caractéristiques démographiques et professionnelles des personnels de l'éducation publique (modèle 3) (suite)

	(1)	(2)
	Nombre d'épisodes	Nombre de jours
Jour de carence (T)	-0.238*** (0.00759)	-0.0257*** (0.00743)
<i>Interactions avec T :</i>		
Profession (ref : enseignement primaire)		
T x Enseignement secondaire	-0.0328*** (0.00917)	-0.0349*** (0.00618)
T x Encadrement (direction, inspection)	-0.00210 (0.0197)	0.00558 (0.0251)
T x Vie scolaire (conseil, assistance d'éducation)	-0.0995*** (0.0207)	-0.0401*** (0.0152)
T x Administration (secrétariat)	-0.181*** (0.0135)	0.0792*** (0.0207)
T x Santé et social (médecine, infirmerie, service social)	0.0223* (0.0123)	0.108*** (0.0129)
Variables de contrôle	Oui	Oui
Observations	34 265 439	34 265 439

Note : * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. Les coefficients d'intérêt β sont estimés à partir du modèle (2). Les écarts-types sont clusterisés au niveau académique et sont robustes à l'hétéroscédasticité et à l'auto-corrélation.

Les variables de contrôle incluent l'âge (polynôme d'ordre 3), le sexe, le nombre d'enfants, le nombre de jours d'absence en dehors des congés de maladie ordinaire (accident du travail, maladie professionnelle, maternité, paternité, adoption, congé parental, congé de longue maladie), la quotité de temps travaillée, le type de corps (profession et position hiérarchique détaillées), l'ancienneté dans le corps, le type de contrat (vacataire, CDD, CDI, fonctionnaire), l'académie, le type d'établissement (école élémentaire, collège, lycée général et technologique, lycée professionnel, service administratif, autres), la présence de l'établissement dans une zone d'éducation prioritaire, le trimestre d'observation, le nombre de jours de vacances scolaire au cours du trimestre, le taux d'incidence des épidémies saisonnières (grippe et gastro-entérite) au niveau régional, et une tendance temporelle (polynôme d'ordre 3).

Champ : Enseignants du premier degré public, enseignants du second degré public, personnels de direction, personnels d'inspection, personnel d'éducation (conseillers d'éducation, conseillers d'orientation, psychologues), assistants d'éducation, personnels administratif, et personnels médico-sociaux (médecins, infirmiers, assistants de service social).

Source : MENJ-MENSRI-DEPP. Base statistique des congés.

5.2 Santé perçue

Dans cette section, nous examinons l'effet du jour de carence sur l'état de santé perçu en comparant les salariés du secteur public, soumis au jour de carence en 2013, puis de nouveau en 2018-2019, et les salariés du secteur privé, dont les règles d'indemnisation des absences sont restées inchangées au cours de la période 2013-2019.

Les Figures 13 et 14 présentent l'évolution trimestrielle de l'état de santé perçu par l'ensemble des salariés des secteurs public et privé interrogés dans le cadre de l'enquête Emploi en continu. La Figure 13 présente le pourcentage de salariés dont la santé est jugée "altérée", c'est à dire "moyenne", "mauvaise" ou "très mauvaise". La Figure 14

présente le pourcentage de salariés dont la santé est jugée "très altérée", c'est à dire "mauvaise" ou "très mauvaise". Les deux indicateurs évoluent de manière comparable pour les salariés des secteurs public et privé sur la période 2013-2019. Seule la part des personnes déclarant une santé altérée augmente plus rapidement dans le secteur public que dans le secteur privé à partir de l'année 2018, qui correspond également à l'année de réintroduction du jour de carence dans la fonction publique (Figure 13). Toutefois, ces différences sont négligeables en 2013 malgré l'application du jour de carence dans le secteur public.

La Table 6 présente les résultats de l'estimation du modèle (5) lorsque la variable expliquée est a) une indicatrice de "santé altérée" ⁵³ (colonnes 1 et 2), et b) une indicatrice de "santé très altérée" ⁵⁴ (colonnes 3 et 4). Quels que soient l'indicateur et la spécification considérés (OLS pour les colonnes 1 et 3, Poisson pour les colonnes 2 et 4), les estimations de la Table 6 confirment l'absence de différence significative de santé perçue entre les salariés du secteur public et du secteur privé lorsque le jour de carence est appliqué dans la fonction publique (en 2013, 2018 et 2019).

Ces résultats suggèrent que la mise en oeuvre du jour de carence dans la fonction publique n'a pas entraîné de changement significatif en matière de santé perçue pour les salariés du secteur public par rapport à ceux du secteur privé.

53. Cette indicatrice vaut 1 si l'individu i évalue son état général de santé comme étant "moyen", "mauvais" ou "très mauvais".

54. Cette indicatrice vaut 1 si l'individu i évalue son état général de santé comme étant "mauvais" ou "très mauvais", et qui vaut 0 sinon.

TABLE 6 – Estimation de l’effet du jour de carence sur la santé perçue des salariés du secteur public (modèle 5)

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Santé altérée		Santé très altérée	
	OLS	Poisson	OLS	Poisson
Secteur public	-0.00913* (0.00483)	-0.0531* (0.0276)	-0.000720 (0.00186)	-0.0156 (0.0584)
Jour de carence	0.00534*** (0.00181)	0.0336*** (0.0115)	0.00154** (0.000688)	0.0556** (0.0235)
Jour de carence x Secteur public	0.00173 (0.00378)	0.00983 (0.0223)	0.0000887 (0.00104)	0.00222 (0.0347)
Variables de contrôle	Oui	Oui	Oui	Oui
Observations	337 103	337 103	337 103	337 103

Note : * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. Les écarts-types sont clusterisés au niveau régional et sont robustes à l’hétéroscédasticité et à l’auto-corrélation.

Les variables de contrôle incluent l’âge (polynôme d’ordre 2), le sexe, la situation matrimoniale (marié, pacsé, veuf, célibataire), le nombre d’enfants (de moins de 3 ans, de 3 ans à 6 ans, de 6 ans à 9 ans, de 10 ans à 14 ans, de 15 ans à 17 ans), la quotité de temps travaillée (temps partiel, temps complet), la catégorie socio-professionnelle à 2 chiffres, le niveau de diplôme, la durée écoulée depuis la fin des études, le type de contrat (vacataire, CDD, CDI, fonctionnaire), le salaire net, la région de résidence, le mois de l’enquête.

Champ : Salariés du secteur public et du secteur privé.

Source : Enquête emploi en continu 2013-2019 (INSEE).

5.3 Recours aux soins

Dans cette section, nous examinons l’effet du jour de carence sur le recours aux soins en comparant les salariés du secteur public, soumis au jour de carence en 2012 et 2013, et les salariés du secteur privé, pour lesquels l’indemnisation des absences est restée inchangée au cours de la période 2012-2017.

Les Figures 15 à 17 en annexe présentent l’évolution mensuelle du nombre de consultations de médecine générale (Figure 15), du nombre de délivrances de médicaments (Figure 16) et du nombre de jours d’hospitalisation (Figure 17) pour l’ensemble des salariés des secteurs public et privé interrogés dans le cadre des enquêtes Conditions de travail 2013 et 2016⁵⁵. La Figure 15 montre une très légère augmentation du nombre de visites de médecine générale dans le secteur public par rapport au secteur privé depuis fin 2013. La Figure 16 suggère une évolution similaire du nombre de médicaments délivrés en pharmacie pour les salariés des secteurs public et privé sur la période 2012-2017. La Figure 17 révèle une augmentation du nombre de jours d’hospitalisation depuis fin 2014 pour les salariés du secteur privé. En revanche, les hospitalisations sont restées relativement stables pour les salariés du secteur public au cours de la période 2012-2016.

⁵⁵. L’analyse est restreinte aux individus du panel 2013-2016, appariés aux données de l’Assurance maladie, qui n’ont pas changé de secteur (public, privé) entre 2013 et 2016.

La Table 7 présente les résultats de l'estimation du modèle (4'). Les variables expliquées sont le nombre de consultations de médecine générale (colonne 1), le nombre de médicaments délivrés en pharmacie (colonne 2) et le nombre de jours d'hospitalisation (colonne 3). Les estimations confirment une évolution similaire du recours aux soins chez les salariés des secteurs public et privé sur la période 2012-2017, malgré la suppression du jour de carence dans la fonction publique en 2014. Seul le nombre de médicaments délivré augmente significativement, de l'ordre de 2 %, pour les salariés du secteur public par rapport aux salariés du secteur privé lorsque le jour de carence est appliqué. Toutefois, la Table 15 montre que l'écart entre les secteurs public et privé se creuse à partir de 2015, et non à partir de la suppression du jour de carence en 2014 dans le secteur public (colonne 2).

Ces résultats suggèrent que la mise en œuvre du jour de carence dans la fonction publique en 2012-2013, et sa suppression ultérieure en 2014-2017, n'ont pas entraîné de changement significatif en matière de recours aux soins pour les salariés du secteur public par rapport à ceux du secteur privé.

TABLE 7 – Estimation de l'effet du jour de carence sur le recours aux soins des salariés du secteur public (modèle 5)

	(1)	(2)	(3)
	Consultations de médecine générale (N)	Délivrances de médicaments (N)	Hospitalisations (Jours)
Jour de carence	-0.0120 (0.00852)	-0.0103 (0.00904)	-0.290 (0.179)
Jour de carence x Secteur public	-0.0117 (0.00976)	0.0221** (0.0109)	0.279 (0.207)
Variables de contrôle	Oui	Oui	Oui
Effets fixes	Oui	Oui	Oui
Observations	924624	924624	770520

Note : * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. Les écarts-types sont robustes à l'hétéroscédasticité.

Les estimations des colonnes (1) et (2) portent sur la période 2012-2017 et celles de la colonne (3) portent sur la période 2012-2016. Les variables de contrôle incluent l'âge (polynôme d'ordre 3), la durée écoulée depuis la fin des études (polynôme d'ordre 2), le mois de l'enquête.

Champ : Salariés du secteur public et du secteur privé.

Source : Enquête Conditions de travail et risques psychosociaux 2013-2016 (Dares) appariée aux données de l'Assurance Maladie (CNAM) sur la période 2012-2017.

6 Tests de robustesse

Cette section présente plusieurs spécifications alternatives afin de tester la robustesse des résultats de la Section 5.

6.1 Introduction(s) et suppression du jour de carence

Le modèle (2) de la section 4.1.2 suppose implicitement que les effets de la première introduction (janvier 2012) et de la seconde introduction (janvier 2018) du jour de carence sont homogènes. En outre, les effets de l'introduction et de la suppression (janvier 2014) du jour de carence sont supposés symétriques, ce qui revient à faire l'hypothèse d'une réversibilité des effets des réformes.

Dans cette section, nous relaxons ces hypothèses en examinant séparément les effets de l'introduction en 2012, de la suppression en 2014 et de la réintroduction en 2018 du jour de carence sur les absences pour maladie ordinaire des personnels de l'éducation nationale publique. Pour ce faire, nous estimons le modèle (2) sur 3 échantillons non disjoints portant respectivement sur les périodes 2006-2013 (échantillon 1), 2012-2017 (échantillon 2) et 2014-2019 (échantillon 3), chacun comportant une période où le jour de carence est appliqué et une période où il ne l'est pas.

La Table 8 présente les résultats de l'estimation du modèle (2) pour chacun de ces trois échantillons. L'estimation de l'effet du jour de carence sur le nombre d'épisodes d'absence pour maladie ordinaire (colonne 8) varie entre -0.18 (échantillon 2) et -0.32 (échantillon 3). L'estimation de l'effet du jour de carence sur le nombre de jours d'absence pour maladie ordinaire (colonne 9) varie entre -0.037 (échantillon 2) et -0.076 (échantillon 1). Les effets estimés du jour de carence sur les épisodes de CMO d'une durée inférieure à 3 mois sont relativement robustes (colonnes 1 à 5) quel que soit l'échantillon considéré. En revanche, l'estimation pour les congés de maladie ordinaire de plus de 3 mois (colonne 6) varie fortement selon l'échantillon considéré : l'effet est non significatif lorsqu'il est estimé sur l'échantillon 1, significativement négatif lorsqu'il est estimé sur l'échantillon 2 (-0.16) et significativement positif lorsqu'il est estimé sur l'échantillon 3 (0.07). Le manque de robustesse de cet estimateur peut s'expliquer en partie par la volatilité de l'incidence des CMO de plus de trois mois⁵⁶, qui rend plus difficile la modélisation de leur tendance temporelle (voir figure 7).

Au final, cette analyse montre que l'estimation de l'effet du jour de carence sur les absences pour maladie ordinaire des personnels de l'éducation publique est relativement robuste (en signe et en ampleur) quels que soient le type de réforme (introduction ou suppression du jour de carence) et la période temporelle considérés.

56. Rappelons que les CMO de plus de trois mois représentent moins de 1 % de tous les épisodes d'absence pour maladie ordinaire

TABLE 8 – Estimation de l’effet de l’introduction, de la suppression et de la ré-introduction du jour de carence pour l’ensemble des personnels de l’éducation publique (modèle 2)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	Nombre d’épisodes de CMO au cours d’une année							Nb épisodes	Nb jours
	1 jour	2 jours	3 jours	4-7 jours	8-14 jours	15j -3 mois	>3 mois		
Echantillon 1 (2006-2013)									
Jour de carence (β)	-0.645*** (0.0220)	-0.366*** (0.0134)	-0.215*** (0.0138)	-0.139*** (0.0138)	-0.0608*** (0.00819)	-0.0137* (0.00793)	0.0183 (0.0234)	-0.287*** (0.0101)	-0.0758*** (0.00674)
Observations (période 2006-2013)	19 092 259	19 092 259	19 092 259	19 092 259	19 092 259	19 092 259	19 092 259	19 092 259	19 092 259
Echantillon 2 (2012-2017)									
Jour de carence (β)	-0.422*** (0.0108)	-0.162*** (0.0109)	-0.234*** (0.0161)	-0.0670*** (0.0145)	-0.0276*** (0.00960)	-0.0418*** (0.00618)	-0.162*** (0.0248)	-0.176*** (0.00934)	-0.0372*** (0.00902)
Observations (période 2012-2017)	15 679 096	15 679 096	15 679 096	15 679 096	15 679 096	15 679 096	15 679 096	15 679 096	15 679 096
Echantillon 3 (2014-2019)									
Jour de carence (β)	-0.724*** (0.0185)	-0.422*** (0.00927)	-0.430*** (0.0188)	-0.156*** (0.0101)	-0.0242*** (0.00659)	0.0114 (0.00769)	0.0743*** (0.0248)	-0.320*** (0.00901)	-0.0660*** (0.00542)
Observations (période 2014-2019)	15 173 180	15 173 180	15 173 180	15 173 180	15 173 180	15 173 180	15 173 180	15 173 180	15 173 180
Variables de contrôle	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui

Note : * p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01. Les coefficients d’intérêt β sont estimés à partir du modèle (2). Les écarts-types sont clusterisés au niveau académique et sont robustes à l’hétéroscédasticité et à l’auto-corrélation.

Les variables de contrôle incluent l’âge (polynôme d’ordre 3), le sexe, le nombre d’enfants, le nombre de jours d’absence en dehors des congés de maladie ordinaire (accident du travail, maladie professionnelle, maternité, paternité, adoption, congé parental, congé de longue maladie), la quotité de temps travaillée, le type de corps (profession et position hiérarchique détaillées), l’ancienneté dans le corps, le type de contrat (vacataire, CDD, CDI, fonctionnaire), l’académie, le type d’établissement (école élémentaire, collège, lycée général et technologique, lycée professionnel, service administratif, autres), la présence de l’établissement dans une zone d’éducation prioritaire, le quadrimestre d’observation, le nombre de jours de vacances scolaire au cours du quadrimestre, le taux d’incidence des épidémies saisonnières (grippe et gastro-entérite) au niveau régional, et une tendance temporelle (polynôme d’ordre 3).

Champ : Enseignants du premier degré public, enseignants du second degré public, personnels de direction, personnels d’inspection, personnel d’éducation (conseillers d’éducation, conseillers d’orientation, psychologues), assistants d’éducation, personnels administratif, et personnels médico-sociaux (médecins, infirmiers, assistants de service social).

Source : MENJ-MENSRI-DEPP. Base statistique des congés.

6.2 Tendance temporelle, effets fixes individuels et modèle linéaire

Dans cette section, nous examinons la sensibilité des résultats de la section 5 (Table 3) à certains choix de spécification imposés par le modèle (2).

La Table 17 montre que les effets estimés sont légèrement plus faibles lorsque l'on remplace la tendance temporelle polynomiale par une tendance linéaire : $f(t(q, a)) = t$, avec $t = q - 2 + 3 * (a - 2006)$ et $t \in [1, 39]$. Le signe et l'ampleur des effets sont toutefois comparables aux résultats principaux présentés dans la Table 3.

La Table 18 montre que les estimations (coefficients et écarts-types) sont robustes à la prise en compte de l'hétérogénéité (constante dans le temps) inobservée des individus, capturée par l'ajout d'effets fixes individuels dans le modèle (2).

La Table 19 présente les résultats de l'estimation du modèle linéaire suivant :

$$Y_{iqa} = \gamma X_{iqa} + \sum_{q=2}^3 \delta_q \mathbb{1}_q + f(t) + \beta T + \epsilon_{iqa} \quad (6)$$

Les notations sont celles du modèle (2), ϵ_{iqa} est un terme d'erreur supposé indépendant conditionnellement aux observables, tel que $E[\epsilon_{iqa}] = 0$. Les coefficients β de la Table 19 (première ligne) s'interprètent désormais en variations absolues (variation en nombre d'épisodes ou nombre de jours de CMO), et non plus en variations relatives (pourcentage). En outre, les coefficients estimés correspondent à l'effet moyen quadrimestriel. La dernière ligne de la Table 19 présente l'effet moyen annuel⁵⁷.

La Table 19 montre que les épisodes d'absence pour maladie ordinaire diminuent en moyenne de 0,21, tandis que la durée d'absence cumulée sur une année diminue en moyenne de 0,41 jours lorsque le jour de carence est appliqué. Si l'on rapporte ces variations au nombre moyen d'épisodes et de jours de congés de maladie ordinaire pris par les personnels de l'éducation nationale publique en dehors des périodes d'application du jour de carence (voir Figures 2 et 3), nous obtenons une baisse de l'ordre de 24 % pour le nombre d'épisodes de CMO⁵⁸ et de l'ordre de 6.1 % pour le nombre de jours de CMO⁵⁹. Ces variations relatives sont cohérentes avec les estimations présentées dans la Table 3 (-22.9 % pour les épisodes de CMO et -5.7 % pour le nombre de jours de CMO lorsque le jour de carence est appliqué).

L'ensemble des résultats de cette section tend à confirmer la robustesse des estimations de la Table 3 obtenues à partir du modèle (2).

57. Il suffit de multiplier les coefficients par 3 pour passer de la variation quadimestrielle moyenne à la variation annuelle moyenne.

58. $(0,21/0.86) * 100 = 24.4$, avec $0.86 =$ le nombre moyen d'épisodes de CMO sur la période 2007-2019, hors périodes d'application du jour de carence.

59. $(0,41/6.7) * 100 = 6.1$, avec $6.7 =$ le nombre moyen de jours de CMO sur la période 2007-2019, hors périodes d'application du jour de carence.

6.3 Une estimation locale et agrégée de l'effet du jour de carence sur les absences pour maladie ordinaire

Dans cette section, nous proposons d'estimer l'effet du jour de carence sur la fréquence et la durée des congés de maladie ordinaire en restreignant la période d'analyse aux quelques semaines qui précèdent et suivent le 1er janvier de chaque année au cours de la période 2006-2019. La fenêtre temporelle étant très réduite (une dizaine de semaines centrées sur le 1er janvier de chaque année), la contrainte paramétrique sur la tendance temporelle des absences est moins forte que celle imposée par le modèle (2) sur l'ensemble de la période 2006-2019.

Les Figures 19 et 20 présentent l'évolution hebdomadaire du nombre d'épisodes de CMO d'une journée (par salarié) sur la période 2006-2019, centrée sur les 5 semaines⁶⁰ (hors vacances scolaires) qui précèdent et suivent le 1er janvier de chaque année. Les Figures révèlent une discontinuité plus marquée de l'évolution des CMO d'une journée autour du 1er janvier pour les années scolaires 2013/2014 et 2017/2018. Plus précisément, le nombre d'épisodes de CMO d'une journée augmente (respectivement diminue) de manière plus prononcée dans les semaines qui suivent le 1er janvier 2014 (respectivement 2018) par rapport aux semaines qui le précèdent. En revanche, la diminution des épisodes de CMO d'une journée est peu marquée après la première introduction du jour de carence le 1er janvier 2012 (voir année scolaire 2011/2012 sur la Figure 19).

Les Figures 21 et 22 systématisent cette approche en représentant, pour chaque semaine centrée sur le 1er janvier de chaque année, le nombre moyen d'épisodes de CMO par salarié ainsi que le nombre moyen de jours de CMO par salarié⁶¹. Les Figures 21 et 22 confirment que les CMO de courte durée (Figure 21), ainsi le nombre total d'épisodes de CMO quelle que soit la durée (Figure 22), sont significativement moins fréquents lorsque le jour de carence est appliqué.

Afin de quantifier cet écart, nous estimons le modèle (7) sur données agrégées (par semaine x année) et sans variables de contrôle :

$$\overline{Y}_{sa} = \exp(f_1(t)\mathbb{1}_{s1} + f_2(t)\mathbb{1}_{s2} + \beta T) \nu_{sa} \quad (7)$$

où \overline{Y}_{sa} est le nombre moyen d'épisodes (ou de jours) de CMO par salarié au cours de la semaine s de l'année a , $f_1(t)$ et $f_2(t)$ sont des polynômes de degré 2, $\mathbb{1}_{s1}$ est une indicatrice qui vaut 1 si la semaine s précède le 1er janvier, 0 sinon, et $\mathbb{1}_{s2}$ est une indicatrice qui vaut 1 si la semaine s suit le 1er janvier, 0 sinon, et T est une indicatrice qui vaut 1 si le jour de carence est appliqué, 0 sinon.

La Table 20 présente les résultats de l'estimation du modèle (7). Malgré le caractère très conservateur (données agrégées, absence de variables de contrôle) de cette approche,

60. Plus précisément, ce sont les semaines qui suivent et précèdent le 1er janvier et qui ne coïncident avec les vacances scolaires d'aucune région académique. Le nombre de semaines considérées peut donc varier légèrement d'une année scolaire à l'autre.

61. Chaque point représente une semaine x année : les points sont rouges lorsque le jour de carence est appliqué, bleu sinon. L'évolution moyenne est estimée par un noyau Gaussien (moyenne en pointillée et intervalle de confiance à 95 % en zone grisée), en distinguant respectivement les semaines qui précèdent et suivent le 1er janvier, et les périodes avec et sans jour de carence.

les résultats sont très proches de ceux présentés dans la Table 3 (estimation principale).

6.4 Quel lien entre les épidémies saisonnières et l'application du jour de carence dans la fonction publique ?

Les principaux résultats présentés dans la Table 3 sont obtenus en contrôlant l'incidence régionale des épidémies de grippe et de gastro-entérite aiguë, susceptibles d'expliquer en partie les variations (régionales, annuelles et infra-annuelles) d'absence pour maladie ordinaire (REF Dares). Toutefois, cette spécification peut générer un biais d'atténuation si, comme le suggèrent certaines études récentes, les incitations financières contribuent également à amplifier les épidémies saisonnières (REF Pichler et Ziegler).

Afin de tester la robustesse de nos résultats, nous ré-estimons le modèle (2) en omettant les épidémies de grippe et de gastro-entérite aiguë de la liste des variables de contrôle. Nous montrons que les résultats obtenus (non reportés) ne sont pas significativement différents de ceux présentés dans la Table 3. Nous examinons également la corrélation entre l'incidence des épidémies saisonnières et l'application du jour de carence dans la fonction publique (2012-2013 et 2018-2019). Plus précisément, nous considérons le modèle suivant :

$$I_{sr} = \exp(\alpha_s + \alpha_r + f(t) + \beta T) \nu_{sr} \quad (8)$$

où I_{sr} correspond à l'incidence des épidémies saisonnières, α_s est un effet fixe de semaine, α_r est un effet fixe de région, $f(t)$ est une tendance temporelle cubique, T est une indicatrice qui vaut 1 si le jour de carence est appliqué, 0 sinon, et ν_{iqa} est un terme d'erreur supposé indépendant conditionnellement aux observables, tel que $E[\nu_{iqa}] = 1$.

Les résultats de l'estimation du modèle (7) pour la période 2005-2019 sont présentés dans la Table 9. Les estimations montrent que l'incidence des épidémies de grippe et de gastro-entérite aiguë est significativement plus faible lorsque le jour de carence est appliqué dans la fonction publique. Bien qu'il ne soit pas possible d'inférer un effet causal⁶², ces résultats suggèrent que l'effet du jour de carence sur les épidémies, s'il existe, est négligeable et peu susceptible de biaiser les estimations de la Table 3.

62. La Figure 18 montre que l'incidence des épidémies saisonnières ne présente pas de discontinuité significative au moment de l'introduction ou de la suppression du jour de carence dans le secteur public.

TABLE 9 – Estimation de la corrélation entre l’application du jour de carence dans le secteur public et l’incidence (hebdomadaire) des épidémies saisonnières (modèle 8)

	(1)	(2)
	Incidence gastro-entérite aiguë	Incidence grippe
Jour de carence	-0.0802*** (0.0100)	-0.0565** (0.0269)
Variables de contrôle	Oui	Oui
Observations	19 850	19 850

Note : * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. Les écarts-types sont clusterisés au niveau académique et sont robustes à l’hétéroscédasticité et à l’auto-corrélation.

Les variables de contrôle incluent une tendance temporelle (polynôme d’ordre 3), des indicatrices de semaine et de région.

Source : Réseau Sentinelles, INSERM/Sorbone Université (<https://www.sentiweb.fr/>), période 2005-2019.

7 Conclusion

Cette étude évalue l’effet de l’application d’un "jour de carence" dans le secteur public sur la fréquence et la durée des congés de maladie ordinaire (CMO) des personnels de l’éducation publique. A partir de données de gestion exhaustives (DEPP), nous montrons que le jour de carence a entraîné une diminution du nombre d’épisodes de CMO d’environ 23 %, et du nombre de jours de CMO de l’ordre de 6 % en moyenne. L’effet est principalement concentré sur les épisodes de courte durée (moins de sept jours) et n’est pas significatif pour les épisodes d’absence de plus de trois mois. Nous montrons que cette mesure pénalise davantage financièrement certaines catégories de la population, notamment les femmes, les moins de 40 ans, les plus de 50 ans, les moins qualifiés et les personnels travaillant en zone d’éducation prioritaire, plus fréquemment (mais pas nécessairement plus longtemps) absents pour maladie ordinaire. A partir de l’enquête Emploi et de l’enquête Conditions de travail appariée aux données de l’Assurance maladie, nous montrons que l’application du jour de carence n’a pas eu d’effet significatif à court terme sur la santé perçue, ni sur le recours aux soins des salariés du secteur public.

Cette étude présente toutefois des limites et, si elle fournit quelques éléments de réponse, ne permet pas de conclure quant à l’incidence de ce type de mesure sur la santé publique, les finances publiques et la qualité du service public. D’une part, les données disponibles permettent uniquement d’évaluer les effets à court terme sur l’absentéisme, l’état de santé perçu et le recours aux soins. Les effets à moyen terme et à long terme demeurent encore largement inconnus. D’autre part, les effets du jour de carence sur la productivité individuelle, et en particulier sur le présentéisme, n’ont pas pu être évalués. Disposer de l’ensemble de ces informations permettrait d’évaluer la contribution du jour de carence à l’amélioration du fonctionnement du système de santé publique.

Références

- [1] ALLEN, S. G. An Empirical Model of Work Attendance. The Review of Economics and Statistics 63, 1 (1981), 77–87.
- [2] ALLEN, S. G. How Much Does Absenteeism Cost ? The Journal of Human Resources 18, 3 (1983), 379.
- [3] ARROW, K. J. Uncertainty and the Welfare Economics of Medical Care. The American Economic Review 53, 5 (1963), 941–973.
- [4] ASKILDSEN, J. E., BRATBERG, E., AND NILSEN, Ø. A. Unemployment, labor force composition and sickness absence : A panel data study. Health Economics 14, 11 (2005), 1087–1101.
- [5] BAKER, T. On the genealogy of moral hazard. Texas Law Review 75, 2 (1996), 237–292.
- [6] BARMBY, T., SESSIONS, J., AND TREBLE, J. Absenteeism, Efficiency Wages and Shirking. The Scandinavian Journal of Economics 96, 4 (1994), 561.
- [7] BRADLEY, S., GREEN, C., AND LEEVES, G. Worker absence and shirking : Evidence from matched teacher-school data. Labour Economics 14, 3 (2007), 319–334.
- [8] BROWN, S., AND SESSIONS, J. G. The Economics of Absence : Theory and Evidence. Journal of Economic Surveys 10, 1 (1996), 23–53.
- [9] CAZENAVE-LACROUTZ, A., AND GODZINSKI, A. Effects of the one-day waiting period for sick leave on health-related absences in the French central civil service. Série des documents de travail de la Direction des Études et Synthèses Économiques, INSEE, 6 (2017).
- [10] CHAUPAIN-GUILLOT, S., AND GUILLOT, O. Sickness benefit rules and work absence : An empirical study based on European data. Revue d’Economie Politique 127, 6 (2018), 1109–1137.
- [11] COUR DES COMPTES. La sécurité sociale. Chapitre III. Les indemnités journalières : des dépenses croissantes pour le risque maladie, une nécessaire maîtrise des arrêts de travail. Rapport de la Cour des comptes sur l’application des lois de financement de la sécurité sociale (2019).
- [12] D’AMURI, F. Monitoring and disincentives in containing paid sick leave. Labour Economics 49, September (2017), 74–83.
- [13] DE PAOLA, M., SCOPPA, V., AND PUPO, V. Absenteeism in the Italian public sector : The effects of changes in sick leave policy. Journal of Labor Economics 32, 2 (2014), 337–360.
- [14] DNLF. Lutte contre la fraude aux finances publiques. Bilan 2017 (2017), 1–90.
- [15] DREES. Les dépenses de santé en 2017. Résultats des comptes de la santé. Panoramas de la DREES (2018).
- [16] DREES. Les dépenses de santé en 2018. Résultats des comptes de la santé. Panoramas de la DREES (2019).
- [17] DREES. Les dépenses de santé en 2019. Résultats des comptes de la santé. Panoramas de la DREES (2020).
- [18] FOLLAND, S., GOODMAN, A. C., AND STANO, M. Part II : Supply and Demand.

- 2013.
- [19] GAZIEL, H. H. Predictors of absenteeism among primary school teachers. Social Psychology of Education 7, 4 (2004), 421–434.
 - [20] GEOFFARD, P.-Y. Dépenses de santé : l’hypothèse d’aléa moral. Économie & prévision 142, 1 (2000), 123–135.
 - [21] GILLESKIE, D. Work absences and doctor visits during an illness episode : The differential role of preferences, production, and policies among men and women. Journal of Econometrics 156, 1 (2010), 148–163.
 - [22] GOURIEROUX, C., MONFORT, A., AND TROGNON, A. Pseudo Maximum Likelihood Methods : Theory. Econometrica 52, 3 (may 1984), 681.
 - [23] HALE, B. What ’ s so Moral about the Moral Hazard ? Public Affairs Quarterly 23, 1 (2009), 1–25.
 - [24] HERRMANN, M. A., AND ROCKOFF, J. E. Worker absence and productivity : Evidence from teaching. Journal of Labor Economics 30, 4 (oct 2012), 749–782.
 - [25] HERRMANN, M. A., AND ROCKOFF, J. E. Do menstrual problems explain gender gaps in absenteeism and earnings ?. Evidence from the National Health Interview Survey. Labour Economics 24 (oct 2013), 12–22.
 - [26] HEYMANN, J., RHO, H. J., SCHMITT, J., AND EARLE, A. Contagion Nation : A Comparison of Paid Sick Day Policies in 22 Countries. Center for Economic and Policy Research, May (2009), 1–20.
 - [27] ICHINO, A., AND MORETTI, E. Biological gender differences, absenteeism, and the earnings gap. American Economic Journal : Applied Economics 1, 1 (2009), 183–218.
 - [28] INSPECTIONS GÉNÉRALES DES FINANCES ET DES AFFAIRES SOCIALES. L’évolution des dépenses d’indemnités journalières. Revue des dépenses, M-009 (2017).
 - [29] JOHANSSON, P., AND PALME, M. Do economic incentives affect work absence ? empirical evidence using Swedish micro data. Journal of Public Economics 59, 2 (1996), 195–218.
 - [30] JOHANSSON, P., AND PALME, M. Moral hazard and sickness insurance. Journal of Public Economics 89, 9-10 (sep 2005), 1879–1890.
 - [31] LEIGH, J. P. The effects of unemployment and the business cycle on absenteeism. Journal of Economics and Business 37, 2 (1985), 159–170.
 - [32] LEVASSEUR, S. Vieillesse de la population active. Revue de l’OFCE 142, 6 (2015), 339.
 - [33] MARIE, O., AND VALL CASTELLÓ, J. If Sick-Leave Becomes More Costly, Will I Go Back to Work ? Could It Be Too Soon ? SSRN Electronic Journal, 13379 (2020).
 - [34] MARKHAM, S. E. An Investigation of the Relationship Between Unemployment and Absenteeism : A Multi-Level Approach. Academy of Management Journal 28, 1 (1985), 228–234.
 - [35] MARKUSSEN, S., RØED, K., RØGEBERG, O. J., AND GAURE, S. The anatomy of absenteeism. Journal of Health Economics 30, 2 (2011), 277–292.
 - [36] MELCHIOR, M., KRIEGER, N., KAWACHI, I., BERKMAN, L. F., NIEDHAMMER, I., AND GOLDBERG, M. Work factors and occupational class disparities in sickness

- absence : Findings from the GAZEL cohort study. American Journal of Public Health 95, 7 (2005), 1206–1212.
- [37] MELCHIOR, M., NIEDHAMMER, I., BERKMAN, L. F., AND GOLDBERG, M. Do psychosocial work factors and social relations exert independent effects on sickness absence? A six year prospective study of the GAZEL cohort. Journal of Epidemiology and Community Health 57, 4 (2003), 285–293.
- [38] MILLER, R. T., MURNANE, R. J., AND WILLETT, J. B. Do teacher absences impact student achievement? Longitudinal evidence from one urban school district. Educational Evaluation and Policy Analysis 30, 2 (2008), 181–200.
- [39] NICHOLSON, S., PAULY, M. V., POLSKY, D., SHARDA, C., SZREK, H., AND BERGER, M. L. Measuring the effects of work loss on productivity with team production. Health Economics 15, 2 (2006), 111–123.
- [40] NIEDHAMMER, I., BUGEL, I., GOLDBERG, M., LECLERC, A., AND GUÉGUEN, A. Psychosocial factors at work and sickness absence in the Gazel cohort : a prospective study. Occupational and environmental medicine 55, 11 (1998), 735–741.
- [41] NIEDHAMMER, I., LESUFFLEUR, T., MEMMI, S., AND CHASTANG, J.-F. Working conditions in the explanation of occupational inequalities in sickness absence in the French SUMER study. European Journal of Public Health 27, 6 (2017), 1061–1068.
- [42] OCDE. Chapitre 1. Les réformes récentes des retraites et leur impact redistributif. In Panorama des pensions 2013 : les indicateurs de l’OCDE et du G20, ocde ed., Les pensions dans les pays de l’OCDE. OECD, dec 2013, pp. 17–67.
- [43] OCDE. Chapitre 1. Réformes récentes des régimes de retraite. In Panorama des pensions 2015 : les indicateurs de l’OCDE et du G20, ocde ed. 2016, pp. 17–48.
- [44] PAULY, M. V. The Economics of Moral Hazard : Comment. The American Economic Review 58, 3, Part 1 (1968), 531–537.
- [45] PAULY, M. V., NICHOLSON, S., POLSKY, D., BERGER, M. L., AND SHARDA, C. Valuing reductions in on-the-job illness : ‘presenteeism’ from managerial and economic perspectives. Health Economics 17, 4 (apr 2008), 469–485.
- [46] PAULY, M. V., NICHOLSON, S., XU, J., POLSKY, D., DANZON, P. M., MURRAY, J. F., AND BERGER, M. L. A general model of the impact of absenteeism on employers and employees. Health Economics 11, 3 (2002), 221–231.
- [47] PETTERSSON-LIDBOM, P., AND THOURSIE, P. S. Temporary Disability Insurance and Labor Supply : Evidence from a Natural Experiment*. Scandinavian Journal of Economics 115, 2 (2013), 485–507.
- [48] PICHLER, S. Sickness Absence, Moral Hazard, and the Business Cycle. Health Economics 24, 6 (jun 2015), 692–710.
- [49] PICHLER, S., WEN, K., AND ZIEBARTH, N. R. Positive Health Externalities of Mandating Paid Sick Leave. Journal of Policy Analysis and Management 40, 3 (2021), 715–743.
- [50] PICHLER, S., AND ZIEBARTH, N. R. The pros and cons of sick pay schemes : Testing for contagious presenteeism and noncontagious absenteeism behavior. Journal of Public Economics 156 (2017), 14–33.
- [51] PICHLER, S., AND ZIEBARTH, N. R. Labor Market Effects of U.S. Sick Pay Man-

- dates. Journal of Human Resources 55, 2 (2020), 611–659.
- [52] POLLAK, C. The impact of a sick pay waiting period on sick leave patterns. European Journal of Health Economics 18, 1 (jan 2017), 13–31.
- [53] PUHANI, P. A., AND SONDERHOF, K. The effects of a sick pay reform on absence and on health-related outcomes. Journal of Health Economics 29, 2 (2010), 285–302.
- [54] SAGIE, A. Employee absenteeism, organizational commitment, and job satisfaction : Another look. Journal of Vocational Behavior 52, 2 (1998), 156–171.
- [55] SCHAUFELI, W. B., BAKKER, A. B., AND VAN RHENEN, W. How changes in job demands and resources predict burnout, work engagement, and sickness absenteeism. Journal of Organizational Behavior 30, 7 (2009), 893–917.
- [56] SHAPIRO, B. C., AND STIGLITZ, J. E. American Economic Association Equilibrium Unemployment as a Worker Discipline Device Author (s) : Carl Shapiro and Joseph E . Stiglitz Source : The American Economic Review , Vol . 74 , No . 3 (Jun . , 1984), pp . 433-444 Published by : American Economi. The American Economic Review 74, 3 (1984), 433–444.
- [57] STEARNS, J., AND WHITE, C. Can paid sick leave mandates reduce leave-taking? Labour Economics 51, May 2016 (2018), 227–246.
- [58] SUSSER, P., AND ZIEBARTH, N. R. Profiling the U.S. Sick Leave Landscape : Presenteeism among Females. Health Services Research 51, 6 (2016), 2305–2317.
- [59] VAHTERA, J., KIVIMÄKI, M., PENTTI, J., THEORELL, T., VAHTERA, T., AND KIVIMAKI, M. Effect of change in the psychosocial work environment on sickness absence : a seven-year follow up of initially healthy employees. Journal of Epidemiology and Community Health 54, 7 (2000), 484–493.
- [60] VOSS, M., FLODERUS, B., AND DIDERICHSEN, F. Changes in sickness absenteeism following the introduction of a qualifying day for sickness benefit - Findings from Sweden Post. Scandinavian Journal of Public Health 29, 3 (2001), 166–174.

A Annexe

A.1 Les indemnités journalières dans le secteur privé en France

En France, les indemnités journalières de maladie (hors maternité, accidents du travail et maladies professionnelles) versées aux actifs du secteur privé (ensemble des régimes de base de l'assurance maladie⁶³) en remplacement de leur revenu d'activité représentent environ 8,5 milliards d'euros en 2018, soit 3,2 % de la dépense courante de santé (DCS)⁶⁴. Le montant total des indemnités journalières (IJ) de maladie est en croissance (notamment sous l'effet du vieillissement de la population active, de la croissance des emplois et des salaires, et de l'ouverture des droits à certains groupes actifs jusque récemment exclus du dispositif⁶⁵ : exploitants agricoles, temps partiel thérapeutique, régime social des indépendants) depuis 2010 et augmente légèrement plus vite que la dépense courante de santé au sens international (DCSi)⁶⁶ : + 24 % pour les IJ de maladie et + 19 %

63. Il s'agit du régime général, du régime agricole, du régime social des indépendants, et des régimes spéciaux (Caisse d'assurance vieillesse invalidité et maladie des cultes (CAVIMAC), Chambre de commerce et d'industrie de Paris (CCIP), Caisse nationale militaire de sécurité sociale (CNMSS), Caisse de retraite et de prévoyance des clercs et employés de notaires (CRPCEN), Banque de France, Caisse autonome nationale de la sécurité sociale dans les mines (CANSSM), Caisse nationale des industries électriques et gazières (CNIEG), Établissement national des invalides de la marine (ENIM), RATP, SNCF).

64. La Dépense courante de santé (DCS) en France correspond à l'ensemble des paiements effectués au cours d'une année dans le domaine de la santé. Son champ d'application comprend les dépenses de soins médicaux, de biens médicaux, de services de médecine préventive, de transports, de soins de longue durée, mais également les dépenses d'indemnités journalières, les subventions reçues par le système de santé, le fonctionnement de la recherche, la formation et l'administration de la santé.

65. L'assurance maladie a également pris des mesures susceptibles d'avoir eu un impact négatif sur le montant des indemnités journalières versé depuis 2009 : renforcement des contrôles, modification du mode de calcul du salaire de référence qui devient moins favorable depuis décembre 2010 (le taux moyen de remplacement a baissé de 1,4 % depuis le 1er décembre 2010) et janvier 2012 (le salaire de référence maximum, qui correspondait au plafond maximum de la sécurité sociale, est remplacé le 1er janvier 2012 par 1,8 fois le SMIC).

66. Le champ de la dépense courante de santé au sens international (DCSi) est plus restreint que celui de la la dépense courante de santé au sens français (DCS) : il ne prend en compte que la consommation de santé et exclut notamment les dépenses d'investissement et les revenus de

pour la dépense courante de santé au sens international entre 2010 et 2019 (16; 17). Les évolutions moyennes des IJ et de la DCSi sont comparables sur longue période (28), et le nombre de jours indemnisés pour maladie croit au rythme des arrêts liés aux accidents du travail et maladies professionnelles depuis 2009⁶⁷.

Les arrêts de courte durée forment une part limitée des dépenses : 60 % des arrêts (indemnisés par l'assurance maladie, c'est à dire de plus de 3 jours) durent moins de 15 jours et représentent 9 % de la dépense totale en indemnités journalières. A l'inverse, 7 % des arrêts (indemnisés par l'assurance maladie, c'est à dire de plus de 3 jours) durent plus de 90 jours et représentent 44 % de la dépense totale en indemnités journalières.
[REF !]

B Le concept d'aléa moral en économie

Le concept d'aléa moral a été popularisé en économie par les articles fondateurs d'(3) et de (44), et désigne la modification du comportement individuel lorsqu'un risque est couvert par une assurance⁶⁸. L'aléa moral décrit à la fois le changement de comportement en matière de déclaration (par exemple, une demande d'indemnisation ou de réparation) - que celle-ci soit justifiée (réduction d'un effet de sélection) ou injustifiée (fraude) - et en matière de prise de risque individuelle (par exemple, un investissement dans la prévention)⁶⁹. Cette définition ne fait pas de distinction entre l'"accès" (justifié, nécessaire)

remplacement tels que les indemnités journalières.

67. Depuis 2018, on observe une accélération du nombre de jours indemnisés liés aux accidents du travail et aux maladies professionnelles. Depuis le 1er juillet 2018, l'indemnisation des maladies professionnelles est versée rétroactivement à partir de la première consultation médicale suivant l'apparition des premiers symptômes en vertu de l'article 44 de la loi de financement de la sécurité sociale 2018. Auparavant, l'indemnisation des maladies professionnelles était versée à partir de la reconnaissance du caractère professionnel de la maladie, qui peut survenir plusieurs mois après la première consultation médicale.

68. Par exemple, le risque d'une perte de revenus en cas d'accident ou de maladie.

69. Une distinction classique est faite entre l'aléa moral ex ante (qui désigne, par exemple, la variation de la probabilité de tomber malade ou d'effectuer cette déclaration), typiquement lié à la prévention, et l'aléa moral ex post (qui désigne, par exemple, la variation de la probabilité de

aux garanties de l'assurance et l'"excès" (injustifié, superflu, exagéré) d'usage, deux mécanismes susceptibles de coexister dès lors que certains bénéficiaires sont financièrement contraints et auraient renoncé à la prévention ou à la réparation d'un risque (soins, arrêt de travail) en l'absence d'assurance.

L'aléa moral possède également un sens normatif qui fait exclusivement référence à la prise de risque individuelle accrue et aux réclamations excessives (voire frauduleuses) qui résultent [se manifestent lors] de la prise en charge d'un risque par une assurance⁷⁰. Selon la théorie économique néo-classique (1; 56; 6; 8; 18), les agents qui adoptent ce type de comportement agissent conformément au principe de rationalité économique : ils maximisent leur utilité en tirant profit de l'existence d'une asymétrie d'information entre l'assureur et le bénéficiaire (l'état de santé étant supposé connu de l'assuré mais pas de l'assureur ou du médecin)⁷¹. Dans la littérature portant sur les absences au travail, il est fréquent de rencontrer les expressions "absences volontaires", par opposition aux "absences involontaires" (sous-entendu, justifiées par l'état de santé), pour faire référence aux comportements opportunistes résultant de ce type d'aléa moral (54; 19)⁷². En pratique, la part des absences qui relève de ce mécanisme demeure très difficile à quantifier, notamment du fait de la nature subjective de l'état de santé (tolérance à la douleur, résistance à la fatigue, etc.) et de l'absence de norme universelle en matière de santé (20).

s'arrêter ou la durée de l'arrêt de travail), typiquement lié à la réparation.

70. L'aléa moral ainsi défini renoue avec la littérature actuarielle (5) qui lui attribue traditionnellement une connotation négative, voire péjorative.

71. Bien que neutre en apparence, ce mécanisme conserve une connotation négative en économie puisqu'il est associé à une "défaillance du marché" et à une "perte d'efficacité" (23).

72. Cette définition transparaît également implicitement dans l'expression usuelle "problème d'aléa moral" (29; 30; 13).

Figures supplémentaires

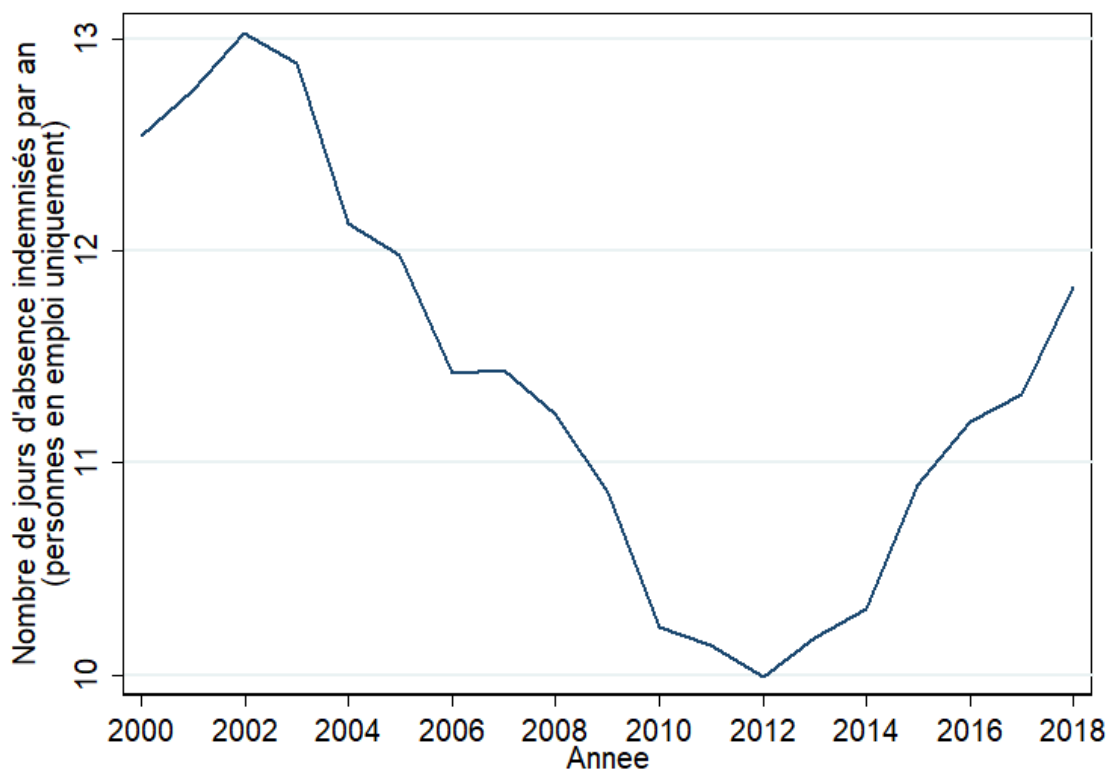


FIGURE 8 – Nombre de jours d’absence pour maladie indemnisés par an et par salarié pour 14 pays de l’OCDE

Note : Ensemble des congés de maladie indemnisés, à l’exclusion des congés de maternité, d’accident du travail et de maladie professionnelle.

Champ : Allemagne, Autriche, Chili, Espagne, Estonie, France, Hongrie, Lituanie, Luxembourg, Pays-Bas, République tchèque, Slovénie, Suède. Population active en emploi.

Source : OCDE.Stat. *Health Status : Absence from work due to illness*. Calculs des auteurs.



FIGURE 9 – Nombre de jours d’absence pour maladie déclarés par an et par salarié pour 4 pays de l’OCDE

Note : Ensemble des congés de maladie déclarés, à l’exclusion des congés de maternité, d’accident du travail et de maladie professionnelle.

Champ : Canada, Finlande, Royaume-Uni, États-Unis. Population active en emploi.

Source : OCDE.Stat. *Health Status : Absence from work due to illness*. Calculs des auteurs.

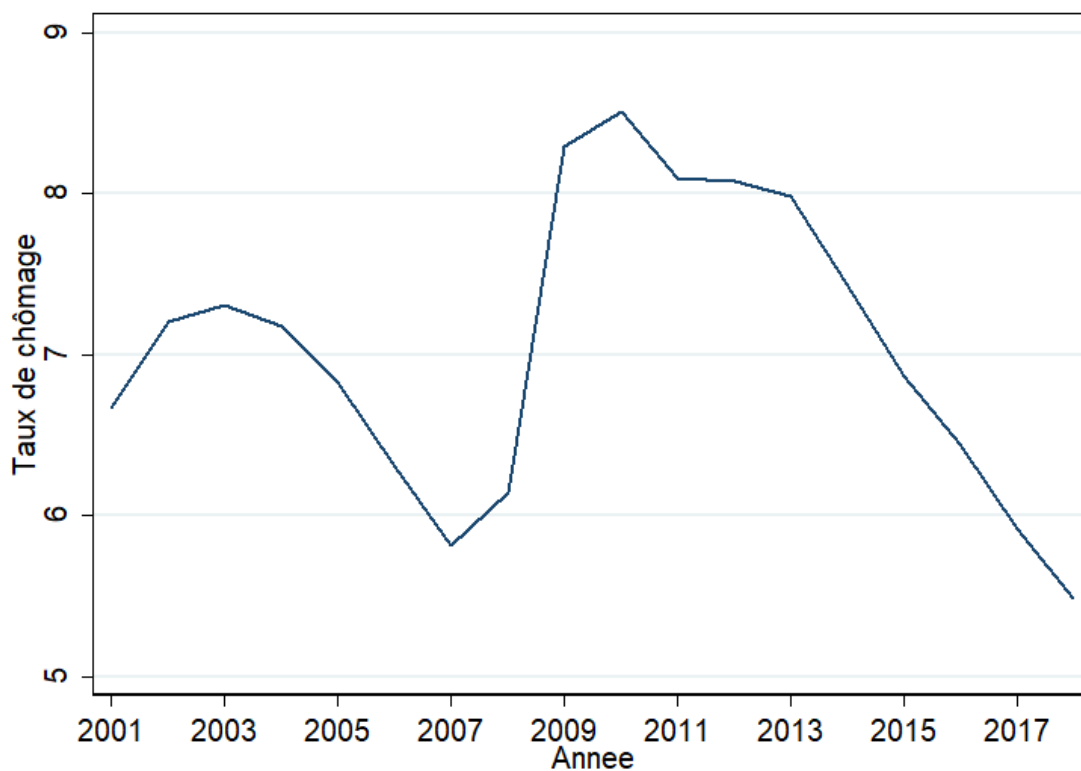


FIGURE 10 – Taux de chômage dans les pays de l'OCDE

Champ : Pays de l'OCDE.

Source : OCDE (2020), Taux de chômage (indicateur).

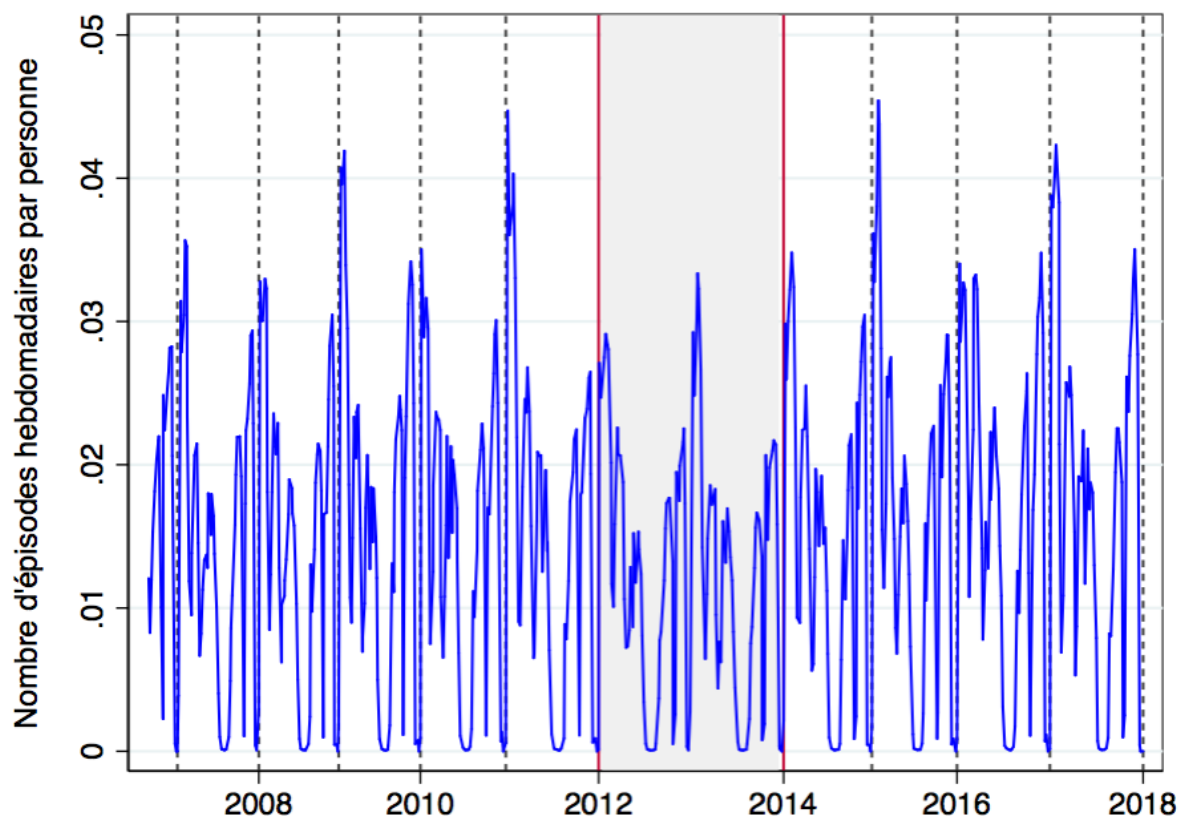


FIGURE 11 – Nombre d'épisodes de CMO par semaine et par salarié

Note : Les périodes grisées sont les années (civiles) pour lesquelles le jour de carence est appliqué aux CMO du secteur public (2012-2013 et 2018-2019).

Champ : Personnels de l'éducation publique.

Source : MENJ-MENSRI-DEPP. Base statistique des congés.

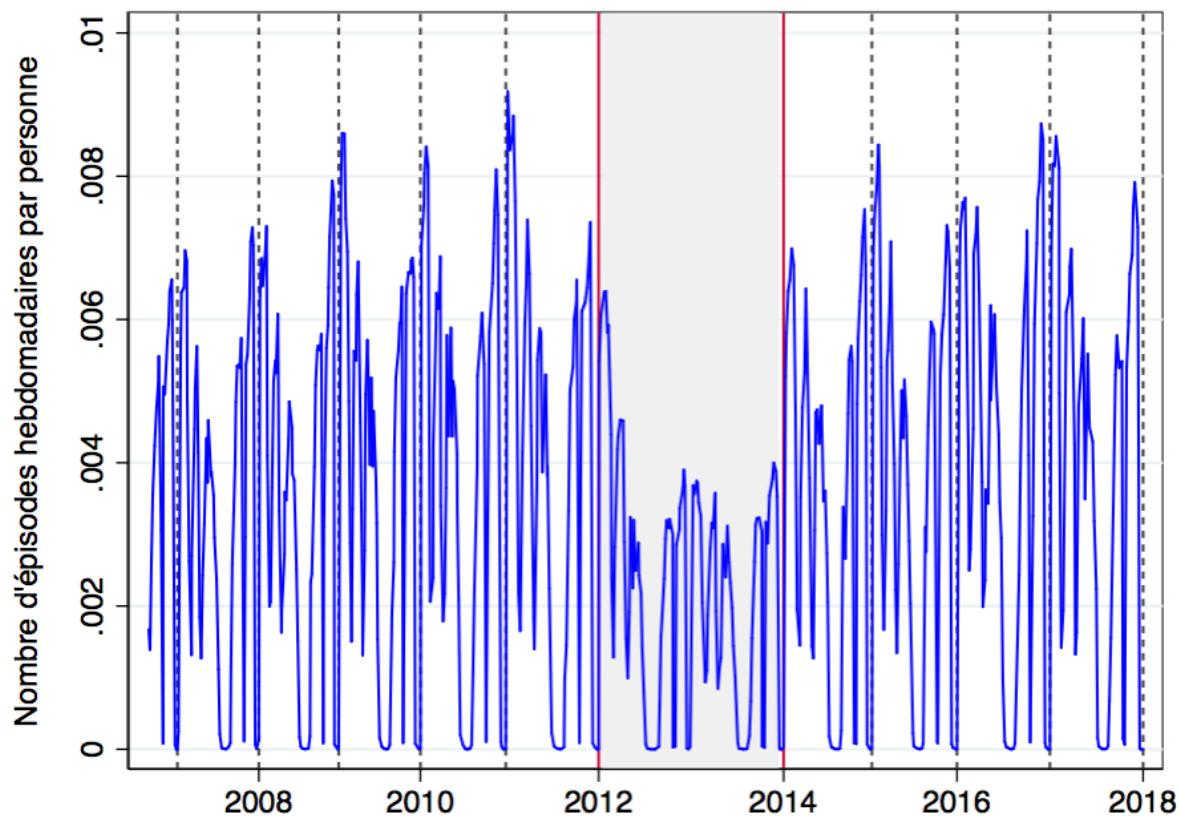


FIGURE 12 – Nombre d'épisodes de CMO d'une journée par semaine et par salarié

Note : Les périodes grisées sont les années (civiles) pour lesquelles le jour de carence est appliqué aux CMO du secteur public (2012-2013 et 2018-2019).

Champ : Personnels de l'éducation publique.

Source : MENJ-MENSRI-DEPP. Base statistique des congés.

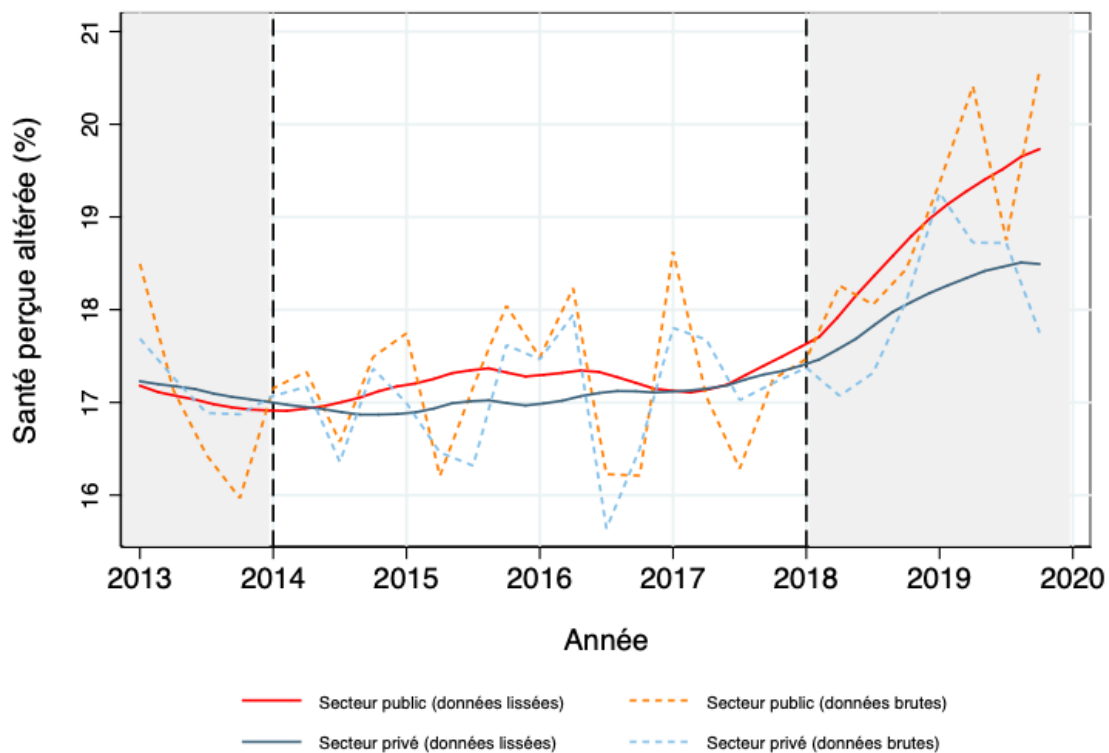


FIGURE 13 – Part des salariés dont la santé est altérée (moyenne à très mauvaise)

Note : Les périodes grisées sont les années (civiles) pour lesquelles le jour de carence est appliqué aux CMO du secteur public (2012-2013 et 2018-2019).

Champ : Salariés de la France entière.

Source : EEC-INSEE, période 2013-2019.

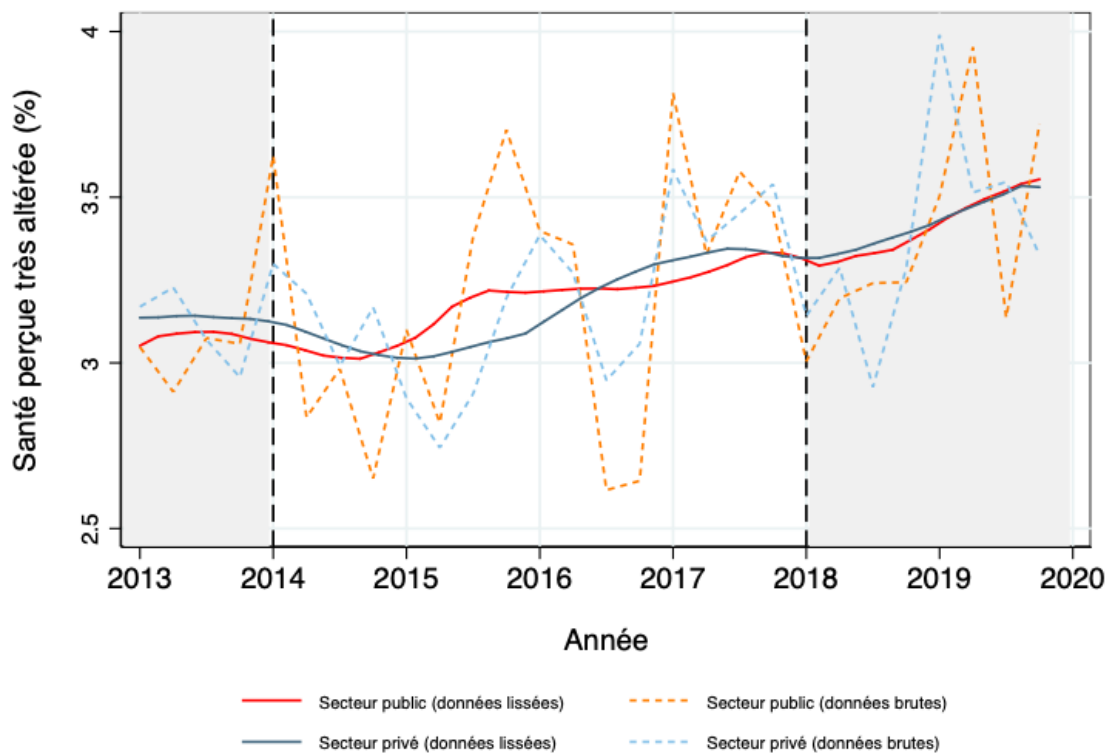


FIGURE 14 – Part des salariés dont la santé est très altérée (mauvaise à très mauvaise)

Note : Les périodes grisées sont les années (civiles) pour lesquelles le jour de carence est appliqué aux CMO du secteur public (2012-2013 et 2018-2019).

Champ : Salariés de la France entière.

Source : EEC-INSEE, période 2013-2019.

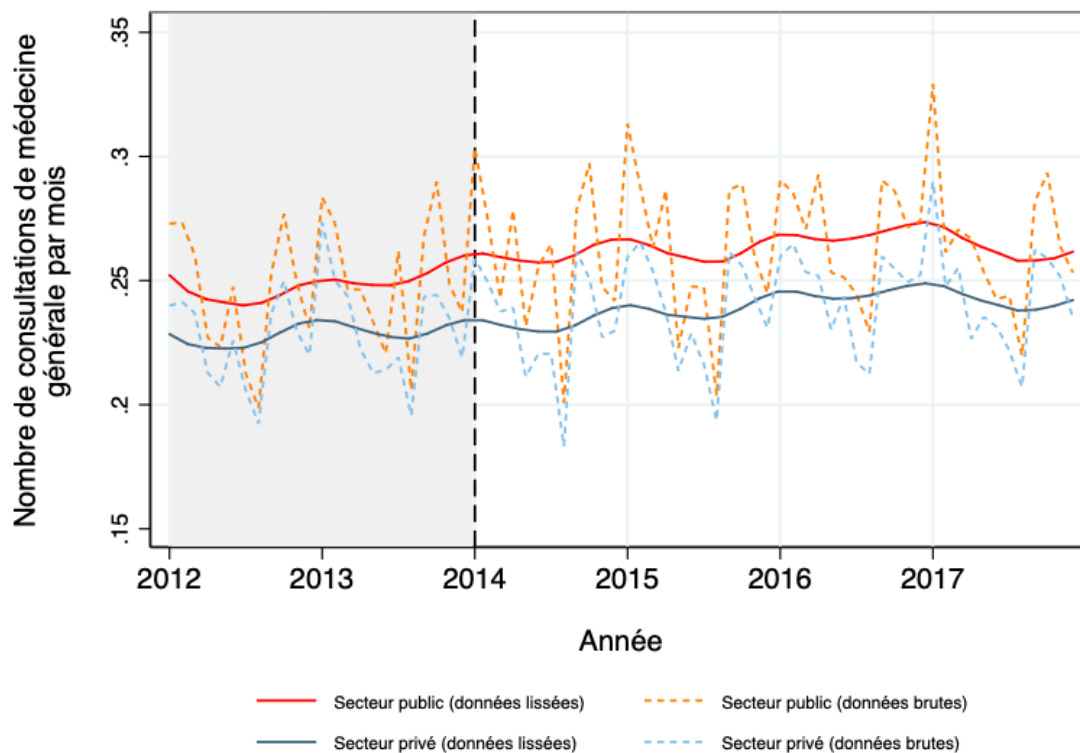


FIGURE 15 – Nombre de consultations de médecine générale par salarié et par trimestre

Note : Les périodes grisées sont les années (civiles) pour lesquelles le jour de carence est appliqué aux CMO du secteur public (2012-2013 et 2018-2019).

Champ : Salariés de la France entière.

Source : CT-RPS (DARES), SNDS (CNAM), période 2012-2017.

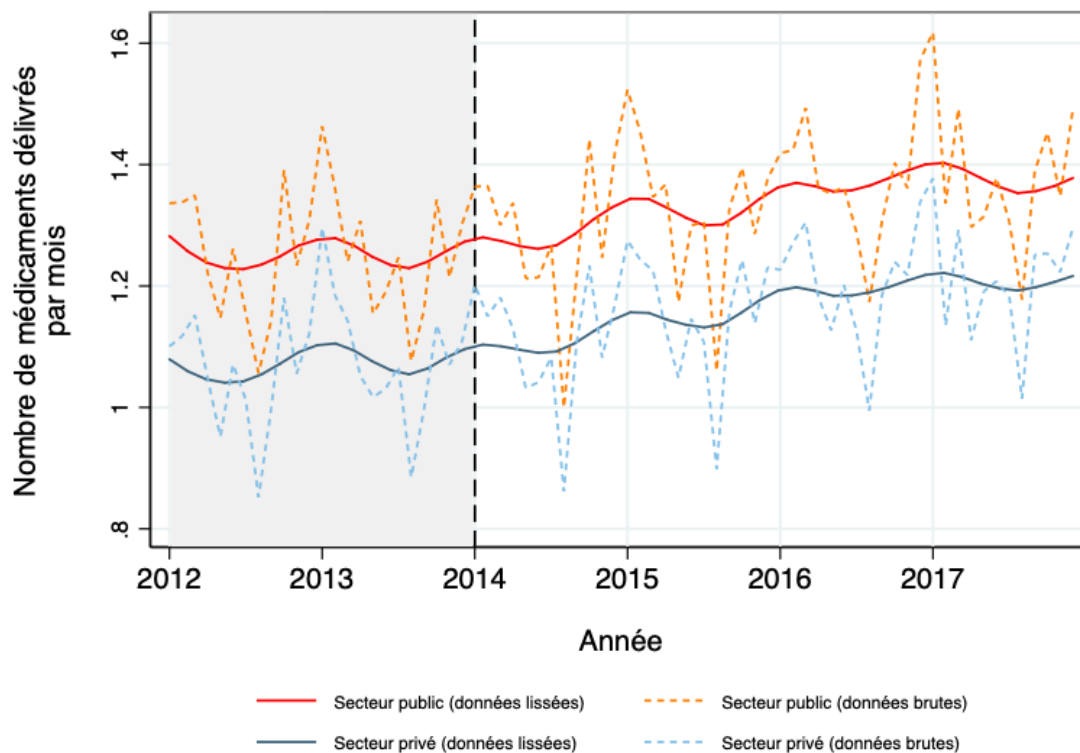


FIGURE 16 – Nombre médicaments délivrés en pharmacie par salarié et par trimestre

Note : Les périodes grisées sont les années (civiles) pour lesquelles le jour de carence est appliqué aux CMO du secteur public (2012-2013 et 2018-2019).

Champ : Salariés de la France entière.

Source : CT-RPS (DARES), SNDS (CNAM), période 2012-2017.

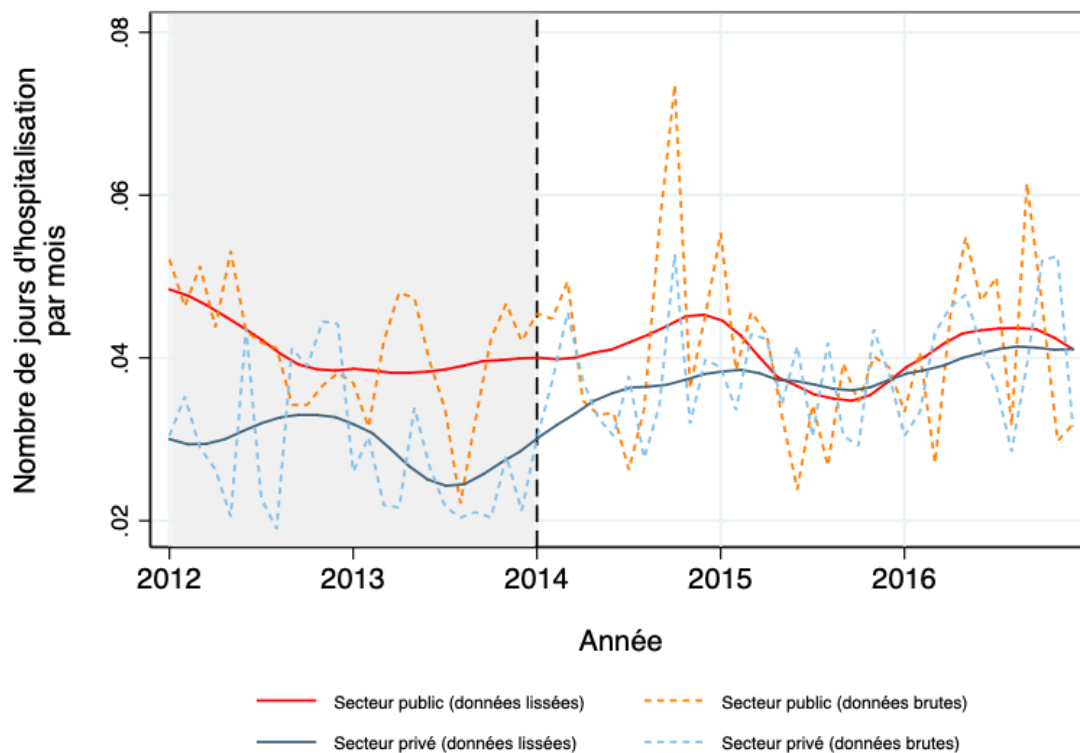


FIGURE 17 – Nombre de jours d’hospitalisation par salarié et par trimestre

Note : Les périodes grisées sont les années (civiles) pour lesquelles le jour de carence est appliqué aux CMO du secteur public (2012-2013 et 2018-2019).

Champ : Salariés de la France entière.

Source : CT-RPS (DARES), SNDS (CNAM), période 2012-2017.

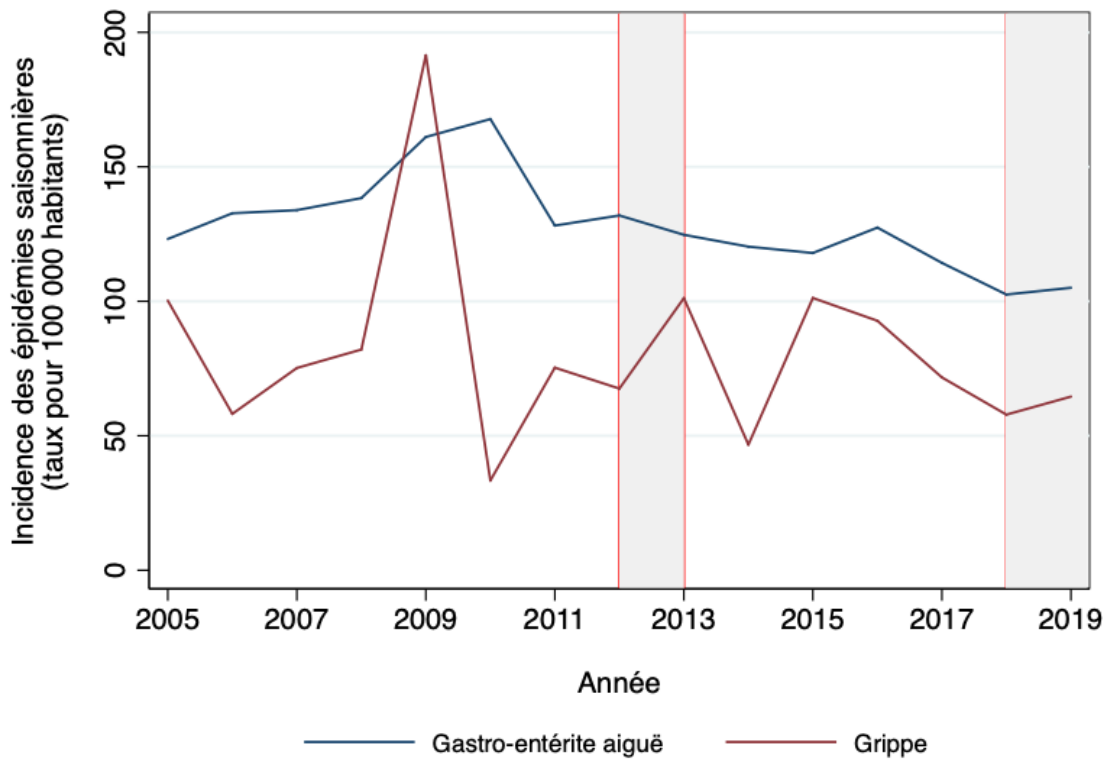


FIGURE 18 – Incidence annuelle des épidémies saisonnières (taux pour 100 000 habitants)

Note : Les périodes grisées sont les années (civiles) pour lesquelles le jour de carence est appliqué aux CMO du secteur public (2012-2013 et 2018-2019).

Source : Réseau Sentinelles, INSERM/Sorbonne Université (<https://www.sentiweb.fr/>), période 2005-2019.

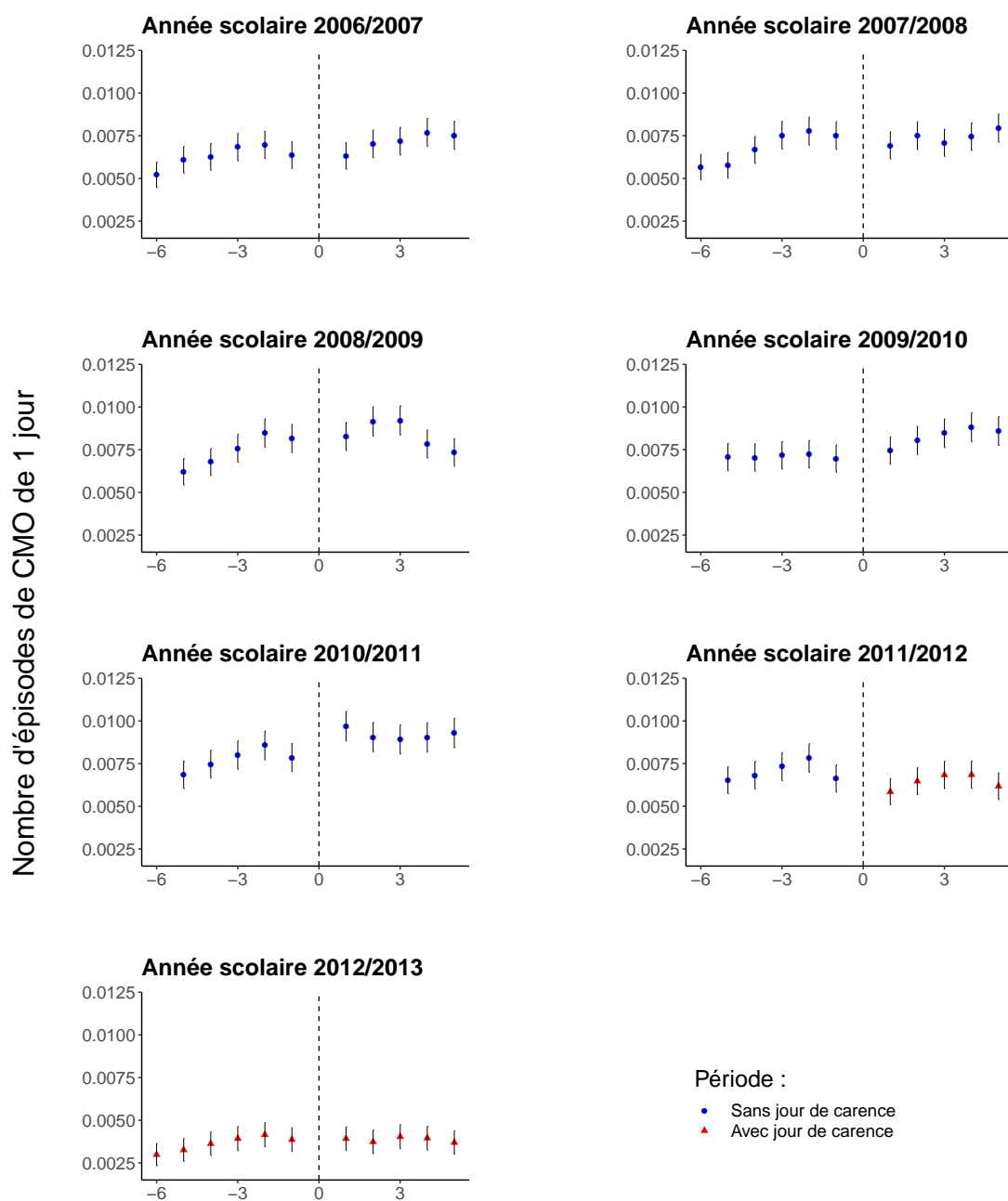


FIGURE 19 – Nombre d'épisodes de CMO d'une journée par salarié au cours des semaines qui suivent et précèdent le 1er janvier de chaque année scolaire (période 2006-2013).

Note : Chaque point représente le nombre moyen d'épisodes de CMO d'une journée par salarié et par semaine. Les barres verticales correspondent aux intervalles de confiance à 99 %.

Champ : Personnels de l'éducation publique.

14^{es} Journées de méthodologie statistique de l'Insee (JMS) / Mars 2022 / PARIS 63

Source : MENJ-MENSRI-DEPP. Base statistique des congés.

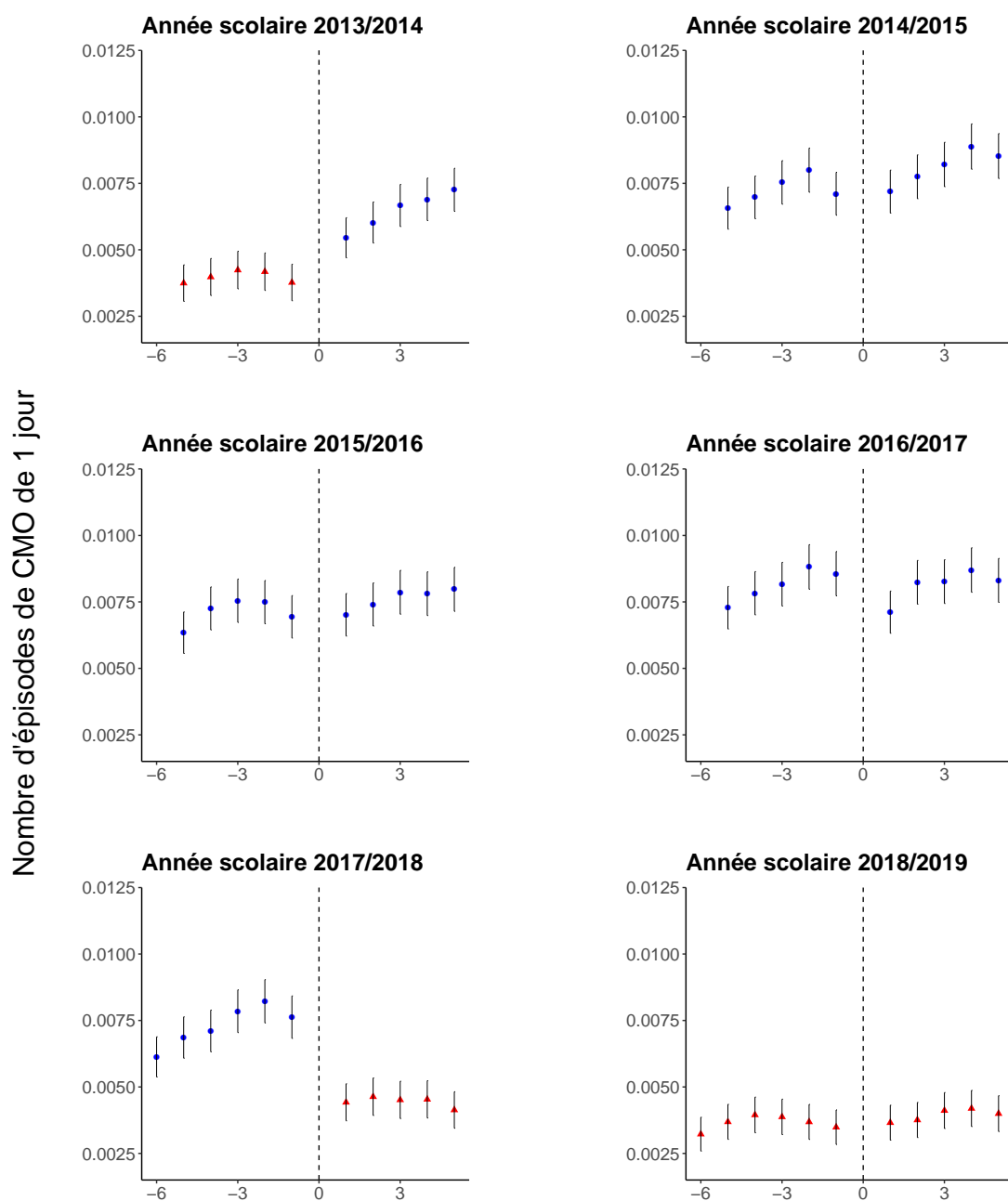


FIGURE 20 – Nombre d'épisodes de CMO d'une journée par salarié au cours des semaines qui suivent et précèdent le 1er janvier de chaque année scolaire (période 2013-2019).

Note : Chaque point représente le nombre moyen d'épisodes de CMO d'une journée par salarié et par semaine. Les barres verticales correspondent aux intervalles de confiance à 99 %.

Champ : Personnels de l'éducation publique.

14^{es} Journées de méthodologie statistique de l'Insee (JMS) / Mars 2022 / PARIS 64

Source : MENJ-MENSRI-DEPP. Base statistique des congés.

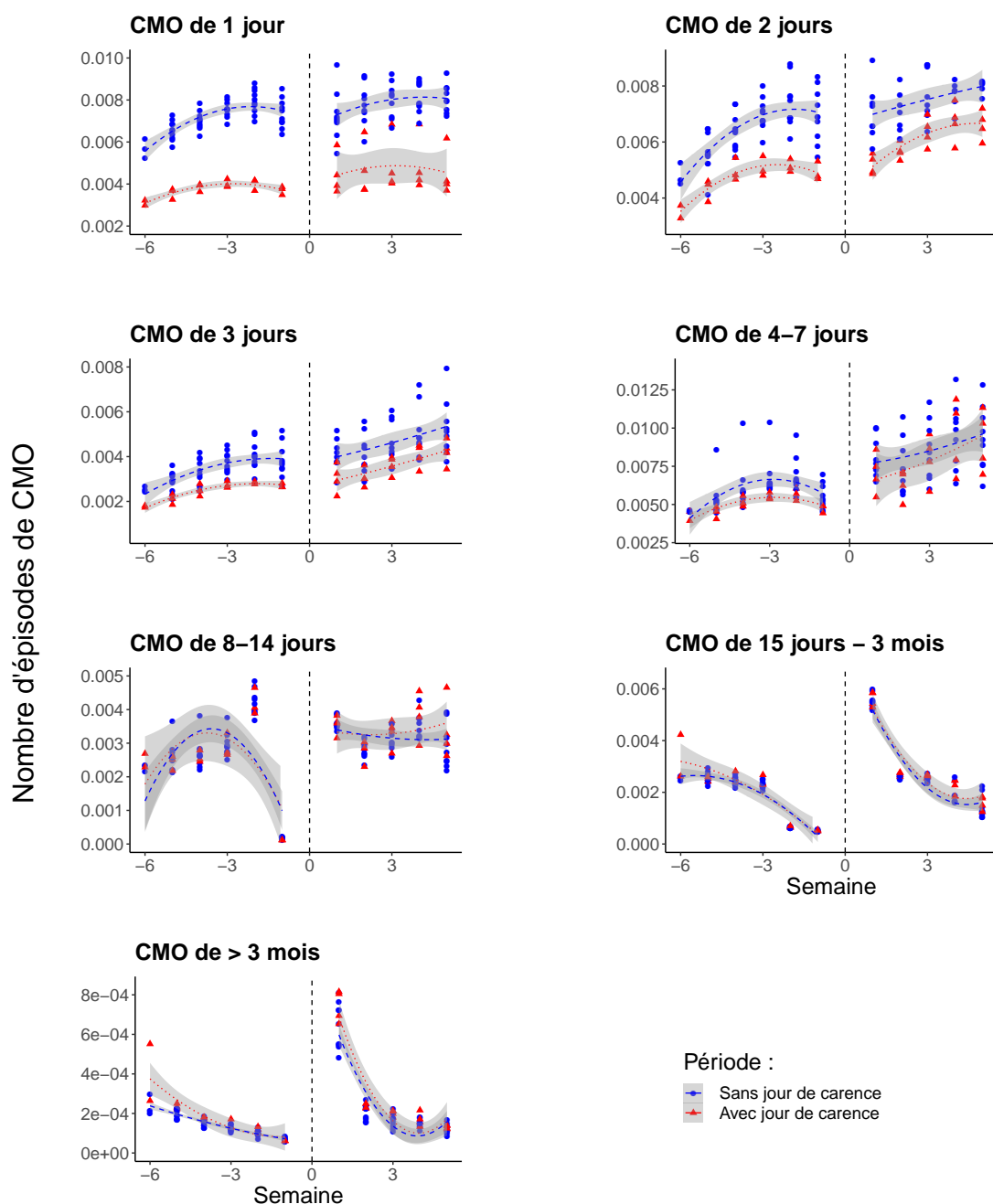


FIGURE 21 – Nombre d'épisodes de CMO par salarié au cours des semaines qui suivent et précèdent le 1er janvier de chaque année scolaire (période 2006-2019).

Note : Chaque point représente une semaine x année : les points sont rouges lorsque le jour de carence est appliqué, bleu sinon. L'évolution moyenne est estimée par un noyau Gaussien en distinguant respectivement les semaines qui précèdent et suivent le 1er janvier, et les périodes avec et sans jour de carence (fenêtre de lissage = 1 semaine, moyenne en pointillée et intervalle de confiance à 95% de normalité). L'Insee (JMS) / Mars 2022 / PARIS 65

Champ : Personnels de l'éducation publique.

Source : MENJ-MENSRI-DEPP. Base statistique des congés.

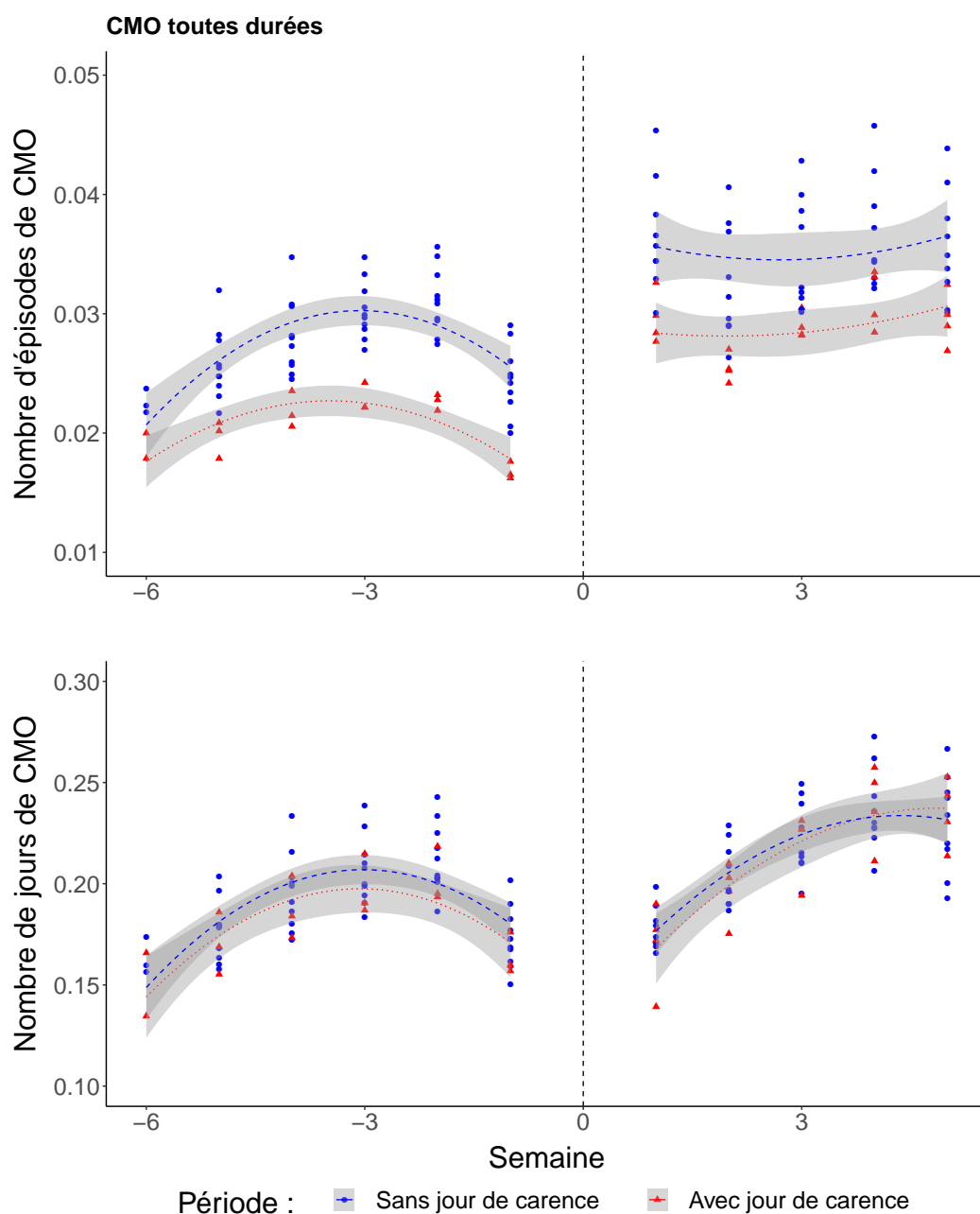


FIGURE 22 – Nombre d'épisodes de CMO et nombre moyen de jours de CMO par salarié au cours des semaines qui suivent et précèdent le 1er janvier de chaque année scolaire (période 2006-2019).

Note : Chaque point représente une semaine x année : les points sont rouges lorsque le jour de carence est appliqué, bleu sinon. L'évolution moyenne est estimée par un noyau Gaussien en distinguant respectivement les semaines qui précèdent et suivent le 1er janvier, et les périodes avec et sans jour de carence (cf. tableau de la statistique des congés des enseignants (JMS) en Mars 2022). L'ÉPARIS a effectué un échantillonnage de confiance à 95 % en zone grisée).

Champ : Personnels de l'éducation publique.

Source : MENJ-MENSRI-DEPP. Base statistique des congés.

Tables supplémentaires

TABLE 10 – Caractéristiques des salariés des secteurs publics et privés interrogés dans le cadre de l'enquête Conditions de travail 2013

	(1)	(2)
	Salariés du secteur privé	Salariés du secteur public
Nombre d'individus	7066	5809
Age	41,3	43,8
Femme (%)	47,3	64,6
Diplôme (%)		
Inférieur au bac	42,5	33,3
Bac	19	17
Bac +2	17,7	14,2
Bac +3/4	11,3	21,6
≥ Bac +5	9,4	13,9
Catégorie socio-professionnelle (%)		
Cadre et profession intellectuelles supérieure	16,1	20
Profession intermédiaire	39,9	34,9
Employé	25,4	38
Ouvrier	28,4	7,1
Temps partiel (%)	16,3	19
Ancienneté	21,3	23
Salaire net (euros)	1853	2036
Recours aux soins		
Nombre de consultations de médecine générale	2,77	2,96
Nombre de médicaments délivrés	13,07	15,04
Nombre de jours d'hospitalisation	0,31	0,45

Champ : Salariés du secteur public et du secteur privé en 2013 (hors salariés de particuliers employeurs).

Source : Enquête conditions de travail 2013 (CT 2013, Dares), panel 2013-2016 apparié aux données de santé de l'Assurance Maladie (SNDS, CNAM)

TABLE 11 – Caractéristiques des salariés des secteurs publics et privés interrogés dans le cadre de l'enquête Emploi au cours de la période 2013-2019

	(1)	(2)
	Salariés du secteur privé	Salariés du secteur public
Nombre d'individus	208 063	64 285
Nombre d'observations	288 888	91 592
Age	42,1	44,7
Femme (%)	46,7	64
Diplôme (%)		
Inférieur au bac	47,1	34
Bac	19,3	16,5
Bac +2	15,5	15,4
Bac +3/4	8,1	20,2
≥ Bac +5	9,6	13,7
Catégorie socio-professionnelle (%)		
Cadre et profession intellectuelle supérieure	16,3	20,3
Profession intermédiaire	24,3	35,5
Employé	29,7	37,6
Ouvrier	29,3	6,6
Temps partiel (%)	18,7	20,7
Ancienneté	20,6	21,5
Salaire net (euros)	1863,6	1950,5
Santé perçue (%)		
Très bonne	35	33,9
Bonne	47,4	48,1
Moyenne	14,1	14,4
Mauvaise	2,9	2,9
Très mauvaise	0,3	0,3
Limitation d'activité depuis au moins 6 mois (%)	11,5	12,5
Maladie chronique ou durable (%)	20,6	22,6
Handicap ou perte d'autonomie reconnus (%)	4,7	4,6

Champ : Salariés du secteur public et du secteur privé.

Source : Enquêtes de méthodes (INSEE) et de l'emploi (IMS) et de la main d'œuvre (PARES) 2013-2019. Juin 2014 - Juin 2019. Paris, 2022.

TABLE 12 – Corrélation entre le nombre d'épisodes de CMO (respectivement le nombre de jours de CMO) et les caractéristiques socio-démographiques et professionnelles des personnels de l'éducation publique lorsque le jour de carence est appliqué (périodes 2012-2013 et 2018-2019)

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Nombre d'épisodes de CMO		Nombre de jours de CMO	
	Poisson	OLS	Poisson	OLS
Sexe (ref : homme)				
Femme	0.379*** (0.00801)	0.0779*** (0.00159)	0.313*** (0.00768)	0.587*** (0.0168)
Congé maternité dans l'année	0.812*** (0.00919)	0.261*** (0.00612)	1.659*** (0.0213)	7.258*** (0.198)
Age (ref : <40 ans)				
40 - 50 ans	-0.0487*** (0.00799)	-0.0115*** (0.00184)	0.162*** (0.0130)	0.337*** (0.0204)
Plus de 50 ans	0.000843 (0.0112)	0.000221 (0.00235)	0.428*** (0.0193)	0.930*** (0.0463)
Temps de travail (ref : temps plein)				
Temps partiel	-0.0168 (0.0104)	-0.00506* (0.00247)	0.0638*** (0.00877)	0.144*** (0.0202)
Contrat (ref : fonctionnaire)				
CDD	-0.288*** (0.0412)	-0.0669*** (0.00749)	-0.419*** (0.0403)	-0.842*** (0.0634)
CDI	0.0319 (0.0354)	0.00476 (0.00821)	0.0458* (0.0271)	0.171*** (0.0603)
Catégorie (ref : A)				
B	0.237*** (0.0208)	0.0431*** (0.00514)	0.187*** (0.0190)	0.459*** (0.0503)
C	0.461*** (0.0282)	0.0794*** (0.00760)	0.352*** (0.0371)	0.854*** (0.101)
Type d'éducation (ref : non prioritaire)				
Education prioritaire	0.0909*** (0.00675)	0.0245*** (0.00211)	0.0536*** (0.00955)	0.133*** (0.0201)

TABLE 13 – Corrélation entre le nombre d'épisodes de CMO (respectivement le nombre de jours de CMO) et les caractéristiques socio-démographiques et professionnelles des personnels de l'éducation publique lorsque le jour de carence est appliqué (périodes 2012-2013 et 2018-2019) (suite)

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Nombre d'épisodes de CMO		Nombre de jours de CMO	
	Poisson	OLS	Poisson	OLS
Profession (ref : enseignement primaire)				
Enseignement secondaire	-0.0891*** (0.00963)	-0.0270*** (0.00287)	-0.0764*** (0.0195)	-0.283*** (0.0594)
Encadrement (direction, inspection)	-1.763*** (0.0419)	-0.223*** (0.00958)	-0.995*** (0.0413)	-1.665*** (0.0807)
Vie scolaire (conseil, assistance d'éducation)	-0.386*** (0.0722)	-0.0898*** (0.0148)	-0.127** (0.0520)	-0.356*** (0.112)
Administration (secrétariat)	-0.827*** (0.0246)	-0.171*** (0.00881)	-0.361*** (0.0318)	-0.897*** (0.0856)
Santé et social (médecine, infirmerie, service social)	-0.462*** (0.0315)	-0.107*** (0.00860)	-0.0782* (0.0407)	-0.198* (0.109)
Variables de contrôle	Oui	Oui	Oui	Oui
Observations	9 768 304	9 768 304	9 768 304	9 768 304

Note : * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. Les écarts-types sont clusterisés au niveau académique et sont robustes à l'hétéroscédasticité et à l'auto-corrélation.

Les variables de contrôle incluent le nombre d'enfants, le nombre de jours d'absence en dehors des congés de maladie ordinaire (accident du travail, maladie professionnelle, maternité, paternité, adoption, congé parental, congé de longue maladie), l'ancienneté dans le corps, l'académie, le type d'établissement (école élémentaire, collège, lycée général et technologique, lycée professionnel, service administratif, autres), le quadrimestre d'observation, le nombre de jours de vacances scolaire au cours du quadrimestre, le taux d'incidence des épidémies saisonnières (grippe et gastro-entérite) au niveau régional, et une tendance temporelle (polynôme d'ordre 3).

Champ : Enseignants du premier degré public, enseignants du second degré public, personnels de direction, personnels d'inspection, personnel d'éducation (conseillers d'éducation, conseillers d'orientation, psychologues), assistants d'éducation, personnels administratif, et personnels médico-sociaux (médecins, infirmiers, assistants de service social).

Source : MENJ-MENSRI-DEPP. Base statistique des congés.

TABLE 14 – Estimation de l’effet du jour de carence pour l’ensemble des personnels de l’éducation publique (modèle 2) : résultats détaillés par fonction principale

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	Nombre d’épisodes de CMO au cours d’une année							Nb épisodes	Nb jours
Jour de carence (β)	1 jour	2 jours	3 jours	4-7 jours	8-14 jours	15j -3 mois	>3 mois		
Enseignement	-0.573*** (0.0142)	-0.296*** (0.00755)	-0.294*** (0.0116)	-0.120*** (0.00737)	-0.0370*** (0.00407)	-0.0180*** (0.00475)	-0.0158 (0.0125)	-0.258*** (0.00688)	-0.0607*** (0.00325)
Variation relative † (%)	-43,6	-25,6	-25,5	-11,3	-3,6	-1,8	-1,6	-22,7	-5,9
Observations	2 7310 449	2 7310 449	2 7310 449	2 7310 449	2 7310 449	2 7310 449	2 7310 449	2 7310 449	2 7310 449
Encadrement	-1.057*** (0.0925)	-0.711*** (0.0617)	-0.482*** (0.0541)	-0.328*** (0.0232)	-0.191*** (0.0363)	-0.0757*** (0.0265)	-0.0340 (0.0985)	-0.299*** (0.0164)	-0.0915*** (0.0266)
Variation relative † (%)	-65,3	-50,9	-38,2	-28	-17,4	-7,3	-3,3	-25,8	-8,7
Observations	625 725	625 725	625 725	625 725	625 725	625 725	625 725	625 725	625 725
Vie scolaire	-0.487*** (0.0195)	-0.264*** (0.0141)	-0.222*** (0.0116)	-0.133*** (0.0176)	-0.0368** (0.0160)	-0.000208 (0.0120)	0.0601 (0.0387)	-0.194*** (0.0124)	-0.0409*** (0.0130)
Variation relative † (%)	-38,6	-23,2	-19,9	-12,5	-3,6	-0,02	6,2	-17,6	-4
Observations	3 967 521	3 967 521	3 967 521	3 967 521	3 967 521	3 967 521	3 967 521	3 967 521	3 967 521
Administration	-1.194*** (0.0291)	-0.698*** (0.0164)	-0.486*** (0.0193)	-0.260*** (0.0157)	-0.105*** (0.0119)	-0.0111 (0.0127)	-0.0337 (0.0290)	-0.430*** (0.0107)	-0.0825*** (0.0105)
Variation relative † (%)	-69,7	-50,2	-38,5	-22,9	-10	-1,1	-3,3	-35	-7,9
Observations	1 881 084	1 881 084	1 881 084	1 881 084	1 881 084	1 881 084	1 881 084	1 881 084	1 881 084
Santé et social	-0.782*** (0.0415)	-0.487*** (0.0359)	-0.317*** (0.0275)	-0.182*** (0.0153)	-0.0569** (0.0241)	0.0164 (0.0223)	0.0197 (0.0783)	-0.261*** (0.0138)	-0.0276** (0.0124)
Variation relative † (%)	-54,3	-38,6	-27,2	-16,6	-5,5	1,7	2	-23	-2,7
Observations	480 660	480 660	480 660	480 660	480 660	480 660	480 660	480 660	480 660
Variables de contrôle	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui

Note : * p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01. Les coefficients d’intérêt β sont estimés à partir du modèle (2). Les écarts-types sont clusterisés au niveau académique et sont robustes à l’hétéroscédasticité et à l’auto-corrélation.

† Les variations relatives exprimées en pourcentage sont obtenues par la formule suivante : $(e^\beta - 1) * 100$.

Les variables de contrôle incluent l’âge (polynôme d’ordre 3), le sexe, le nombre d’enfants, le nombre de jours d’absence en dehors des congés de maladie ordinaire (accident du travail, maladie professionnelle, maternité, paternité, adoption, congé parental, congé de longue maladie), la quotité de temps travaillée, le type de corps (profession et position hiérarchique détaillées), l’ancienneté dans le corps, le type de contrat (vacataire, CDD, CDI, fonctionnaire), l’académie, le type d’établissement (école élémentaire, collège, lycée général et technologique, lycée professionnel, service administratif, autres), la présence de l’établissement dans une zone d’éducation prioritaire, le quadrimestre d’observation, le nombre de jours de vacances scolaire au cours du quadrimestre, le taux d’incidence des épidémies saisonnières (grippe et gastro-entérite) au niveau régional, et une tendance temporelle (polynôme d’ordre 3).

Champ : Enseignants du premier degré public, enseignants du second degré public, personnels de direction, personnels d’inspection, personnel d’éducation (conseillers d’éducation, conseillers d’orientation, psychologues), assistants d’éducation, personnels administratif, et personnels médico-sociaux (médecins, infirmiers, assistants de service social).

Source : MENJ-MENSRI-DEPP. Base statistique des congés.

TABLE 15 – Evolution des consultations médicales, délivrances de médicaments et durées d’hospitalisation pour les salariés du secteur public et du secteur privé au cours de la période 2012-2017

	(1)	(2)	(3)
	Consultations de médecine générale (N)	Délivrances de médicaments (N)	Hospitalisations (Jours)
Ecart entre secteur public et privé (ref : 2012)			
2013	0.00263 (0.0127)	-0.0195 (0.0120)	0.206 (0.273)
2014	0.0308** (0.0135)	-0.0197 (0.0138)	-0.0293 (0.287)
2015	0.0132 (0.0141)	-0.0319** (0.0148)	-0.277 (0.322)
2016	0.00983 (0.0147)	-0.0347** (0.0158)	-0.201 (0.309)
2017	-0.00243 (0.0150)	-0.0400** (0.0167)	- -
Variables de contrôle	Oui	Oui	Oui
Effets fixes	Oui	Oui	Oui
Observations	924624	924624	770520

Note : * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. Les écarts-types sont robustes à l’hétéroscédasticité.

Les estimations des colonnes (1) et (2) portent sur la période 2012-2017 et celles de la colonne (3) portent sur la période 2012-2016. Les variables de contrôle incluent l’âge (polynôme d’ordre 3), la durée écoulée depuis la fin des études (polynôme d’ordre 2), le mois de l’enquête.

Champ : Salariés du secteur public et du secteur privé.

Source : Enquêtes Conditions de travail et risques psychosociaux 2013-2016 (Dares), panel 2013-2016 apparié aux données de santé de l’Assurance Maladie (SNDS, CNAM) sur la période 2012-2017.

TABLE 16 – Evolution du nombre de médicaments délivrés pour quelques classes de médicaments pour les salariés du secteur public et du secteur privé au cours de la période 2012-2017

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Médicaments liés aux troubles digestifs et respiratoires saisonniers (N)	Médicaments analgésiques (N)	Médicaments liés aux troubles musculo- squelettiques (N)	Médicaments liés aux troubles psychologiques (N)
Ecart entre secteur public et privé (ref : 2012)				
2013	-0.0538 (0.0344)	-0.0196 (0.0254)	-0.00726 (0.0297)	-0.00629 (0.0377)
2014	-0.0124 (0.0373)	-0.00589 (0.0281)	0.0304 (0.0326)	-0.0590 (0.0445)
2015	0.0125 (0.0373)	-0.0229 (0.0278)	-0.0111 (0.0331)	-0.0346 (0.0489)
2016	0.0142 (0.0377)	0.00101 (0.0288)	-0.0107 (0.0345)	0.0219 (0.0530)
2017	0.0238 (0.0405)	-0.0233 (0.0309)	-0.0230 (0.0356)	-0.00791 (0.0556)
Variables de contrôle	Oui	Oui	Oui	Oui
Effets fixes	Oui	Oui	Oui	Oui
Observations	924624	924624	924624	924624

Note : * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. Les écarts-types sont robustes à l'hétéroscédasticité.

Les variables de contrôle incluent l'âge (polynôme d'ordre 3), la durée écoulée depuis la fin des études (polynôme d'ordre 2), le mois de l'enquête.

Champ : Salariés du secteur public et du secteur privé.

Source : Enquêtes Conditions de travail et risques psychosociaux 2013-2016 (Dares), panel 2013-2016 apparié aux données de santé de l'Assurance Maladie (SNDS, CNAM) sur la période 2012-2017.

TABLE 17 – Estimation de l'effet du jour de carence pour l'ensemble des personnels de l'éducation publique (modèle 2 avec tendance linéaire)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	Nombre d'épisodes de CMO au cours d'une année							Nb épisodes	Nb jours
	1 jour	2 jours	3 jours	4-7 jours	8-14 jours	15j -3 mois	>3 mois		
Jour de carence (β)	-0.574*** (0.0134)	-0.293*** (0.00848)	-0.340*** (0.0141)	-0.122*** (0.00915)	-0.0334*** (0.00423)	-0.00793** (0.00371)	-0.00218 (0.0114)	-0.253*** (0.00785)	-0.0518*** (0.00396)
Variables de contrôle	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Observations	34 265 439	34 265 439	34 265 439	34 265 439	34 265 439	34 265 439	34 265 439	34 265 439	34 265 439
Variation relative [†] (%)	-43,7	-25,4	-28,8	-11,5	-3,3	-0,8	-0,2	-22,4	-5,0

Note : * p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01. Les coefficients d'intérêt β sont estimés à partir du modèle (2). Les écarts-types sont clusterisés au niveau académique et sont robustes à l'hétéroscélasticité et à l'auto-corrélation.

[†] Les variations relatives exprimées en pourcentage sont obtenues par la formule suivante : $(e^\beta - 1) * 100$.

Les variables de contrôle incluent l'âge (polynôme d'ordre 3), le sexe, le nombre d'enfants, le nombre de jours d'absence en dehors des congés de maladie ordinaire (accident du travail, maladie professionnelle, maternité, paternité, adoption, congé parental, congé de longue maladie), la quotité de temps travaillée, le type de corps (profession et position hiérarchique détaillées), l'ancienneté dans le corps, le type de contrat (vacataire, CDD, CDI, fonctionnaire), l'académie, le type d'établissement (école élémentaire, collège, lycée général et technologique, lycée professionnel, service administratif, autres), la présence de l'établissement dans une zone d'éducation prioritaire, le quadrimestre d'observation, le nombre de jours de vacances scolaire au cours du quadrimestre, le taux d'incidence des épidémies saisonnières (grippe et gastro-entérite) au niveau régional, et une tendance temporelle linéaire.

Champ : Enseignants du premier degré public, enseignants du second degré public, personnels de direction, personnels d'inspection, personnel d'éducation (conseillers d'éducation, conseillers d'orientation, psychologues), assistants d'éducation, personnels administratif, et personnels médico-sociaux (médecins, infirmiers, assistants de service social).

Source : MENJ-MENSRI-DEPP. Base statistique des congés.

TABLE 18 – Estimation de l’effet du jour de carence pour l’ensemble des personnels de l’éducation publique (modèle 2 avec effets fixes individuels)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	Nombre d’épisodes de CMO au cours d’une année							Nb épisodes	Nb jours
	1 jour	2 jours	3 jours	4-7 jours	8-14 jours	15j -3 mois	>3 mois		
Jour de carence (β)	-0.583*** (0.0142)	-0.307*** (0.00790)	-0.293*** (0.0111)	-0.126*** (0.00780)	-0.0388*** (0.00349)	-0.0127*** (0.00432)	-0.00612 (0.0116)	-0.256*** (0.00533)	-0.0522*** (0.00314)
Variables de contrôle	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Observations	34 265 439	34 265 439	34 265 439	34 265 439	34 265 439	34 265 439	34 265 439	34 265 439	34 265 439
Variation relative [†] (%)	-44,2	-26,7	-25,4	-11,8	-3,8	-1,3	-0,6	-22,8	-5,1

Note : * p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01. Les coefficients d’intérêt β sont estimés à partir du modèle (2). Les écarts-types sont clusterisés au niveau académique et sont robustes à l’hétéroscédasticité et à l’auto-corrélation.

[†] Les variations relatives exprimées en pourcentage sont obtenues par la formule suivante : $(e^\beta - 1) * 100$.

Les variables de contrôle incluent l’âge (polynôme d’ordre 3), le sexe, le nombre d’enfants, le nombre de jours d’absence en dehors des congés de maladie ordinaire (accident du travail, maladie professionnelle, maternité, paternité, adoption, congé parental, congé de longue maladie), la quotité de temps travaillée, le type de corps (profession et position hiérarchique détaillées), l’ancienneté dans le corps, le type de contrat (vacataire, CDD, CDI, fonctionnaire), l’académie, le type d’établissement (école élémentaire, collège, lycée général et technologique, lycée professionnel, service administratif, autres), la présence de l’établissement dans une zone d’éducation prioritaire, le quadrimestre d’observation, le nombre de jours de vacances scolaire au cours du quadrimestre, le taux d’incidence des épidémies saisonnières (grippe et gastro-entérite) au niveau régional, et une tendance temporelle (polynôme d’ordre 3).

Champ : Enseignants du premier degré public, enseignants du second degré public, personnels de direction, personnels d’inspection, personnel d’éducation (conseillers d’éducation, conseillers d’orientation, psychologues), assistants d’éducation, personnels administratif, et personnels médico-sociaux (médecins, infirmiers, assistants de service social).

Source : MENJ-MENSRI-DEPP. Base statistique des congés.

TABLE 19 – Estimation de l’effet du jour de carence pour l’ensemble des personnels de l’éducation publique (modèle 6 estimé par OLS)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	Nombre d’épisodes de CMO au cours d’une année							Nb épisodes	Nb jours
	1 jour	2 jours	3 jours	4-7 jours	8-14 jours	15j -3 mois	>3 mois		
Jour de carence (β)	-0.0327***	-0.0173***	-0.00907***	-0.00764***	-0.00127***	-	-	-0.0686***	-0.137***
	(0.00172)	(0.000813)	(0.000511)	(0.000483)	(0.000103)	0.000498***	0.0000987**	(0.00323)	(0.00682)
Variables de contrôle	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Observations	34 265 439	34 265 439	34 265 439	34 265 439	34 265 439	34 265 439	34 265 439	34 265 439	34 265 439
Variation absolue par an [†]	-0,0981	-0,0519	-0,02721	-,02292	-0,00381	-0,001494	-0,0002961	-0,2058	-0,411

Note : * p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01. Les coefficients d’intérêt β sont estimés à partir du modèle (2). Les écarts-types sont clusterisés au niveau académique et sont robustes à l’hétéroscédasticité et à l’auto-corrélation.

[†] Les variations absolues, exprimées en nombre d’épisodes ou nombres de jours par an, sont obtenues par la formule suivante : $\beta * 3$.

Les variables de contrôle incluent l’âge (polynôme d’ordre 3), le sexe, le nombre d’enfants, le nombre de jours d’absence en dehors des congés de maladie ordinaire (accident du travail, maladie professionnelle, maternité, paternité, adoption, congé parental, congé de longue maladie), la quotité de temps travaillée, le type de corps (profession et position hiérarchique détaillées), l’ancienneté dans le corps, le type de contrat (vacataire, CDD, CDI, fonctionnaire), l’académie, le type d’établissement (école élémentaire, collège, lycée général et technologique, lycée professionnel, service administratif, autres), la présence de l’établissement dans une zone d’éducation prioritaire, le quadrimestre d’observation, le nombre de jours de vacances scolaire au cours du quadrimestre, le taux d’incidence des épidémies saisonnières (grippe et gastro-entérite) au niveau régional, et une tendance temporelle (polynôme d’ordre 3).

Champ : Enseignants du premier degré public, enseignants du second degré public, personnels de direction, personnels d’inspection, personnel d’éducation (conseillers d’éducation, conseillers d’orientation, psychologues), assistants d’éducation, personnels administratifs, et personnels médico-sociaux (médecins, infirmiers, assistants de service social).

Source : MENJ-MENSRI-DEPP. Base statistique des congés.

TABLE 20 – Estimation de l'effet du jour de carence pour l'ensemble des personnels de l'éducation publique : données agrégée au niveau année x semaine (modèle 7)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	Nombre d'épisodes de CMO au cours d'une année							Nb épisodes	Nb jours
	1 jour	2 jours	3 jours	4-7 jours	8-14 jours	15j -3 mois	>3 mois		
Jour de carence (β)	-0.571*** (0.0364)	-0.315*** (0.0203)	-0.363*** (0.0296)	-0.124*** (0.0422)	0.0101 (0.0707)	0.0566 (0.0990)	0.0792 (0.119)	-0.256*** (0.0258)	-0.0672*** (0.0139)
Tendance temporelle	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Observations	135	135	135	135	135	135	135	135	135
Variation relative [†] (%)	-43,5	-27,0	-30,4	-11,7	1,0	5,8	8,2	-22,6	-6,5

Note : * p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01.

Les variables de contrôle incluent une tendance temporelle (polynôme d'ordre 2) interagie avec une indicatrice portant sur les 5 premières semaines de l'année N et une indicatrice portant sur les 5 dernières semaines de l'année N (hors vacances scolaires).

[†] Les variations relatives exprimées en pourcentage sont obtenues par la formule suivante : $(e^\beta - 1) * 100$.

Champ : Enseignants du premier degré public, enseignants du second degré public, personnels de direction, personnels d'inspection, personnel d'éducation (conseillers d'éducation, conseillers d'orientation, psychologues), assistants d'éducation, personnels administratif, et personnels médico-sociaux (médecins, infirmiers, assistants de service social).

Source : MENJ-MENSRI-DEPP. Base statistique des congés.