

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

Documents de travail

N° 2023-06 - Mars 2023







Institut national de la statistique et des études économiques

---

2023/06

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

---

Mélina HILLION\* Édouard MAUGENDRE\*\*

Mars 2023

---

Département des Études Économiques – Timbre G201  
88, avenue Verdier – CS 70 058 – 92 541 MONTROUGE CEDEX – France  
Tél. : 33 (1) 87 69 59 54 – E-mail : [d3e-dg@insee.fr](mailto:d3e-dg@insee.fr) – Site Web Insee : <http://www.insee.fr>

*Ces documents de travail ne reflètent pas la position de l'Insee et n'engagent que leurs auteurs.  
Working papers do not reflect the position of INSEE but only their author's views.*

---

\* Insee-Dese – Département des études économiques – Division « Marché et entreprises », PSE

\*\* DREES, DEPP

Nous remercions Joseph Lanfranchi (CEET) pour sa discussion lors du séminaire interne du département des études économiques de l'Insee, ainsi que les participants des séminaires internes de l'Insee et de la Depp. Nous remercions la Depp et la Dares pour leur mise à disposition des données mobilisées dans cette étude. Ce document de travail a bénéficié de la relecture attentive de Dominique Goux, Sébastien Roux et Pauline Givord.

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

Depuis janvier 2018, comme auparavant entre janvier 2012 et décembre 2013, le premier jour de congé de maladie ordinaire (CMO) n'est plus indemnisé pour les agents de la fonction publique française. Cette étude évalue l'effet de ce "jour de carence" sur les absences du personnel du secteur public de l'éducation nationale, soit environ 16 % des agents de la fonction publique (et 37 % de la fonction publique d'état), à partir de données administratives exhaustives 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 montrons que les femmes, les personnels les moins qualifiés et ceux exerçant en éducation prioritaire sont plus fréquemment absents, même en présence d'un jour de carence, et donc les plus pénalisés financièrement.

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 notable 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 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.

**Mots-clés** : Évaluation, jour de carence, absentéisme, santé, recours aux soins

---

## **The short-term effect of a "one-day waiting period" on sickness absence, perceived health, and health care use**

Since January 2018, as was the case from January 2012 to December 2013, the first day of ordinary sick leave is no longer compensated for French civil servants. Using comprehensive administrative data from the Ministry of Education for the period 2006-2019, this study evaluates the impact of this "waiting day" on the absenteeism of public education employees, who represent about 16% of civil servants (and 37% of state civil servants). We show that, on average, the waiting day is associated with a 23% reduction in sick leave episodes and a 6% reduction in their cumulative annual duration. The effect decreases with the duration of the absence episode, with the shortest sick leave episodes being most affected (-44% for episodes lasting exactly one day, -27% for episodes lasting 2-3 days). We show that women, the least qualified employees and those working in priority teaching areas are more likely to be absent, including when a waiting day is applied, and are therefore the most financially penalised by this measure.

Second, we examine the impact of this reform on the perceived health and use of health care by civil servants. We compare all civil servants with private sector employees (double difference strategy) using the Labour Force Survey (Insee, period 2013-2019) and the Working Conditions Survey (Dares, 2013 and 2016) matched with health insurance data (Cnam, period 2012-2017). We show that the waiting day had no significant effect on the perception of general health status, medical visits (general practitioners and specialists), drug dispensing and hospitalisations. The available data do not allow us to examine the productivity of the working days "generated" by the waiting day, nor to draw conclusions on individual productivity and the performance of administrations.

**Keywords**: Evaluation, sick leave, absenteeism, health, health care use

**Classification JEL** : D04, H51, H55, I13, I18

# 1 Introduction

L'amélioration de la santé de la population et la réduction des inégalités sont au fondement des systèmes de protection sociale adoptés par la quasi-totalité des pays de l'OCDE au cours du XX<sup>e</sup> siècle. Les politiques de santé publique visent en particulier à prévenir l'apparition et la transmission des maladies, accélérer le processus de guérison, et réduire la part des dépenses de santé supportée par les personnes malades. Elles s'appuient généralement sur des dispositifs d'assurance publique qui ont pour mission de mutualiser les risques individuels (fonction actuarielle) et de garantir l'accès aux soins et aux périodes de convalescence indépendamment du niveau de revenu (fonction redistributive et sociale).

Dans cette perspective, la majorité des pays industrialisés assure le versement d'une indemnité (sous forme de transfert social) aux actifs qui, du fait de leur état de santé, nécessitent une interruption temporaire de travail<sup>1</sup>. 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 modestes<sup>2</sup>. En 2018, 12 jours d'absence par salarié (en équivalent temps plein) ont ainsi été indemnisés en moyenne dans les pays de l'OCDE<sup>3</sup>. En France, l'Assurance Maladie a indemnisé en moyenne 8,8 jours de maladie par salarié du secteur privé<sup>4</sup> au cours de cette période (voir la section A.1 en annexe). 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)<sup>5</sup>.

---

1. 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 salarié varient selon les pays. Voir [Chaupain-Guillot et Guillot \(2018\)](#) et [Heymann \*et al.\* \(2009\)](#). Le Canada, le Japon et les Etats-Unis, qui ne disposent pas de système national d'indemnisation, font figure d'exception.

2. 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.

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

4. Dans le secteur public, les indemnités de maladie sont versées directement par l'employeur sans que la caisse d'assurance maladie n'intervienne..

5. 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 ([Chaupain-Guillot et Guillot, 2018](#)).

Pourtant, plusieurs études et rapports institutionnels soulignent l'existence de recours "excessifs", voire "injustifiés", 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 (Miller *et al.*, 2008; Markussen *et al.*, 2011; De Paola *et al.*, 2014; Pichler et Ziebarth, 2017; D'Amuri, 2017; Inspections générales des finances et des affaires sociales, 2017; Cour des comptes, 2019).

Ce risque *d'aléa moral*<sup>6</sup> 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 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.

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 (Puhani et Sonderhof, 2010; De Paola *et al.*, 2014; D'Amuri, 2017; Cazenave-Lacroutz et Godzinski, 2017; Pollak, 2017). 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 moyenne des absences, ce qui peut avoir pour effet de maintenir constant, voire d'accroître, le nombre de jours indemnisés par salarié (Johansson et Palme, 2005; Cazenave-Lacroutz et Godzinski, 2017; Pollak, 2017)<sup>7</sup>.

---

6. Nous nous référons ici à la définition normative de l'aléa moral, c'est-à-dire à l'utilisation "abusives" (voire frauduleuse) d'un contrat d'assurance par un agent couvert. Voir la section A.2 en annexe pour une présentation plus détaillée du concept d'aléa moral en économie.

7. Deux types de mécanismes sont évoqués pour expliquer ce résultat : 1) un allongement "excessif"

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 (Pichler et Ziebarth, 2017; Pichler *et al.*, 2021) et, à titre individuel, entraîner une aggravation des symptômes, voire accroître le risque de rechute et d'invalidité (Marie et Vall Castelló, 2020). 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 de protection sociale<sup>8</sup>.

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.

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)<sup>9</sup> des agents de la fonction publique française<sup>10</sup>. Ces mesures constituent une série d'"expériences naturelles" per-

---

des durées d'absence (par crainte, par exemple, d'une pénalité financière en cas de rechute) et 2) une détérioration de l'état de santé par l'incitation au présentéisme (retard de soin, contamination au travail). D'autres auteurs observent également une augmentation de la fréquence des épisodes d'absence les plus longs lorsque les incitations sont concentrées sur les épisodes d'absence les plus courts, sans pour autant observer une augmentation de la prévalence totale des absences (Voss *et al.*, 2001; De Paola *et al.*, 2014).

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

9. 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.

10. 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 %.

mettant 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 de maladie pris au cours d'une année par le personnel du secteur public de l'enseignement primaire et secondaire<sup>11</sup>, soit environ 16 % des agents de l'ensemble de la fonction publique (37 % des agents de la fonction publique d'Etat). 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)<sup>12</sup>. 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 880 000 individus en moyenne chaque année sur la période 2006-2019.

Dans un second temps, nous comparons l'évolution du recours aux soins des agents du secteur public et des salariés du secteur privé, avant et après la suppression du jour de carence en janvier 2014 dans la fonction publique (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 national de données de santé (SNDS) de l'Assurance maladie (CNAM) 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, seuls [Puhani et Sonderhof \(2010\)](#) présentent une analyse similaire pour l'Allemagne<sup>13</sup>, sur

---

11. Notre étude porte sur 98,5 % des personnels du secteur public de l'éducation nationale (les apprentis, ingénieurs et personnels techniques de recherche et de formation - 1,5 % - sont exclus) exerçant en France continentale (hors DOM et hors Corse). L'échantillon est constitué d'enseignants (80 %), d'autres personnels d'éducation (11,6 %), de personnels administratif (5,5 %) de personnels d'encadrement (1,8 %) et de personnels médico-social (1,4 %).

12. 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 ([Marie et Vall Castelló, 2020](#); [Cazenave-Lacroutz et Godzinski, 2017](#); [Pollak, 2017](#); [De Paola et al., 2014](#); [Pettersson-Lidbom et Thoursie, 2013](#); [Johansson et Palme, 2005](#); [Voss et al., 2001](#)).

13. Les auteurs évaluent l'introduction puis la suppression d'une réforme qui a fait passer le taux de



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 % du nombre d'épisodes de congé de maladie ordinaire (CMO), et de 6 % de leur durée annuelle cumulée pour l'ensemble des personnels de l'enseignement public. 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 de quatre à sept jours, -4 % pour les épisodes de huit à quatorze jours et -1,2 % 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. Nous montrons également que, même en tenant compte de ces ajustements de comportement, 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, le jour de carence n'a pas eu d'effet significatif (détectable) 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<sup>14</sup>.

La suite de l'étude est structurée comme suit : la section 2 revient sur les principaux enseignements et les limites de la littérature actuelle, la section 3 présente le contexte et le champ d'application de la réforme du jour de carence en France, la section 4 présente les sources et fournit quelques statistiques descriptives, la section 5 présente la méthode d'estimation, la section 6 présente les principaux résultats, la section 7 propose quelques tests de robustesse et la section 8 conclut.

## 2 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 des administrations. Plusieurs études suggèrent que le coût d'une journée de travail perdue excède le salaire ou l'indemnité

---

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.

14. En général, la puissance statistique n'est pas suffisante pour détecter des effets inférieurs à 4 %.

versée<sup>15</sup>, 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 (Allen, 1983; Pauly *et al.*, 2002, 2008; Nicholson *et al.*, 2006; Herrmann et Rockoff, 2012).

En outre, depuis 2013, le nombre de jours d'absence indemnisés par salarié est en croissance dans de nombreux pays de l'OCDE (voir Figure 6). L'effet conjoint du vieillissement de la population active<sup>16</sup> (Levasseur, 2015; Caroli *et al.*, 2022) et la reprise de l'activité économique<sup>17</sup> sont susceptibles 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 publiques<sup>18</sup>.

Dans ce contexte, un nombre croissant d'études s'intéressent aux déterminants des absences pour raisons de santé. Le rôle des caractéristiques individuelles (Ichino et Moretti, 2009; Gilleskie, 2010; Herrmann et Rockoff, 2013), de l'environnement de travail (Ichino et Moretti, 2009; Bradley *et al.*, 2007) et des conditions de travail (Niedhammer *et al.*, 1998; Vahtera *et al.*, 2000; Melchior *et al.*, 2003, 2005; Schaufeli *et al.*, 2009; Niedhammer *et al.*, 2017) sur la fréquence et la durée des absences a notamment été bien établi.

Ces dernières décennies, de nombreux responsables politiques en Europe ont égale-

---

15. 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.

16. En particulier du fait de l'allongement de la durée d'activité avec le recul de l'âge légal de départ à la retraite (OCDE, 2013, 2016).

17. 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 (Leigh, 1985; Markham, 1985; Askildsen *et al.*, 2005; Pichler, 2015). Parmi les mécanismes connus, on peut citer 1) le fait que les personnes absentes 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).

18. 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.

ment entrepris de diminuer les absences au travail en ciblant spécifiquement les comportements dits "opportunistes" (ie. l'aléa moral au sens normatif<sup>19</sup>). Les mesures mises en oeuvre sont généralement de deux types : un renforcement des contrôles de l'état de santé (par exemple, la présentation obligatoire d'un justificatif médical, les visites au domicile du bénéficiaire et contre-visites médicales) et une augmentation des incitations financières (par exemple, une diminution du taux de remplacement du salaire en cas d'absence pour maladie). 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 (Allen, 1981) ou d'arbitrage travail/effort/sanction (Shapiro et Stiglitz, 1984) fournissent un argument théorique à l'appui de ces mesures. Ils prédisent 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 supporté par les individus, les incitations financières et les contrôles visent à déplacer l'arbitrage en faveur du temps travaillé.

De très nombreux travaux empiriques confirment la diminution des absences lorsque le taux de remplacement du salaire diminue et que l'intensité des contrôles augmente (Miller *et al.*, 2008; Markussen *et al.*, 2011; De Paola *et al.*, 2014; Pichler et Ziebarth, 2017; D'Amuri, 2017). Cette corrélation traduit un phénomène d'aléa moral, au sens descriptif, mais ne permet pas de conclure si les absences ainsi réduites sont de nature excessive<sup>20</sup>. En particulier, les effets sur la santé sont ambigus, et semblent varier selon la nature et l'ampleur des incitations mises en oeuvre. Marie et Vall Castelló (2020) montrent qu'une diminution substantielle du taux de remplacement du salaire dans la

---

19. 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 A.2 pour une présentation plus détaillée du concept d'aléa moral en économie.

20. La quantification des absences "excessives" est particulièrement problématique car elle repose sur une définition subjective (ou du moins sur une norme non consensuelle) de l'état de santé (Geoffard, 2000). Par exemple, les fautes et fraudes aux indemnités journalières détectées par l'Assurance Maladie s'élèvent à 13 millions d'euros en 2017 (DNLF, 2017), ce qui représente moins de 0,1 % du montant des indemnités journalières versées cette même année (14,5 milliards d'euros, Drees 2018).

fonction publique espagnole en 2012<sup>21</sup> 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 %). [Puhani et Sonderhof \(2010\)](#) montrent qu'une diminution plus modérée du taux de remplacement dans le secteur privé en Allemagne en 1997-1998<sup>22</sup> 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. En outre, plusieurs études suggèrent que certaines incitations, notamment celles qui sanctionnent les absences les plus courtes, peuvent avoir l'effet opposé à celui escompté ([Johansson et Palme, 2005](#)). En France, [Pollak \(2017\)](#) montre que les salariés qui ne reçoivent aucune indemnisation pendant les trois premiers jours d'absence (soit environ 40 % des salariés du secteur privé) sont - à caractéristiques observables, état de santé et conditions de travail comparables - absents plus longtemps en moyenne (+ 2,8 jours) que les salariés couverts dès le premier jour d'absence. [Cazenave-Lacroutz et Godzinski \(2017\)](#), qui évalue l'introduction en 2012 et la suppression en 2014 du jour de carence dans la fonction publique française à partir de données d'enquête<sup>23</sup>, montrent que le jour de carence ne modifie pas la prévalence des absences pour raison de santé. Ils montrent également que l'effet de cette mesure varie selon la durée de l'épisode d'absence, la prévalence des arrêts de travail de courte durée ayant tendance à diminuer mais celle des arrêts de longue durée à augmenter.

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 ([Susser et Ziebarth, 2016](#); [Pichler et Ziebarth, 2020](#)). Plusieurs études montrent que ces réformes ont conduit à une diminution

---

21. 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<sup>e</sup> et le 20<sup>e</sup> jour, et 90 % au-delà.

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

23. La présente étude, tout en évaluant les mêmes réformes, s'appuie sur des sources, un champ et une stratégie d'estimation distincts de [Cazenave-Lacroutz et Godzinski \(2017\)](#). La section 6.1.2 présente ces différences de manière plus détaillée et compare les résultats obtenus.

significative de l'incidence des maladies contagieuses (de type grippal et pneumonie) à l'échelle municipale (Pichler et Ziebarth, 2017; Pichler *et al.*, 2021), y compris pour les employés qui étaient déjà couverts par leur employeur<sup>24</sup>. Les résultats de Stearns et White (2018) 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 figurent 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.

## 3 Contexte

### 3.1 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<sup>25 26</sup>.

La proposition d'instaurer un "jour de carence" pour les agents du secteur public<sup>27</sup>, c'est-à-dire de ne plus rémunérer le premier jour d'absence pour maladie ordinaire, ap-

---

24. Par un effet de protection indirecte, voir Stearns et White (2018).

25. 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.

26. 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<sup>e</sup> jour d'arrêt de travail, pour une durée maximale d'un an.

27. 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.

paraît 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 de mesures visant à réduire les dépenses publiques en France<sup>28 29</sup>. L'article 105<sup>30</sup>, 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'indemnisation 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 2014<sup>31</sup>, 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 financière<sup>32</sup>.

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

---

28. 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.

29. 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 [Pollak \(2017\)](#) pour une description plus détaillée de ces dispositions.

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

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

32. 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.

du projet de loi de finances 2018. L'article 115 de la loi de finance 2018<sup>33</sup> 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 2019<sup>34</sup> supprime le délai de carence pour les arrêts de travail pris pendant la période de grossesse, 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 professionnelle<sup>35</sup> ; 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 population<sup>36</sup>. 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.

---

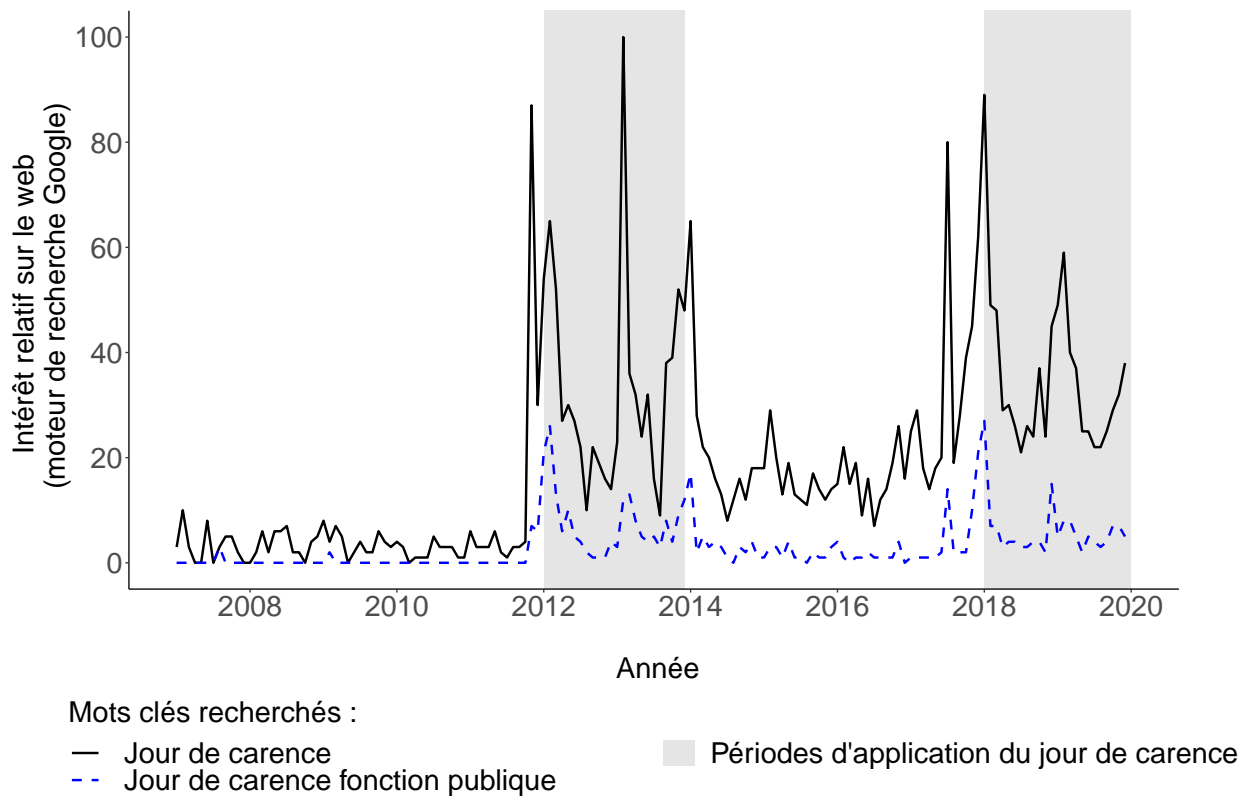
33. Loi n°2017- du 21 décembre 2017 de finances pour 2018.

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

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

36. En novembre 2011, le gouvernement envisageait également d'introduire un 4è 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.

### 3.2 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, 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.

## 4 Données

### 4.1 Sources

#### 4.1.1 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 du secteur public de l'éducation nationale<sup>37</sup>. 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.)<sup>38</sup>. Les durées des congés de maladie ordinaire peuvent être reconstituées

---

37. 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.

38. La liste exhaustive des motifs de congés est disponible ici : [http://info-centre.pleiade.education.fr/bcn/workspace/viewTable/n/N\\_CONGE](http://info-centre.pleiade.education.fr/bcn/workspace/viewTable/n/N_CONGE)

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 les personnels du secteur public de l’éducation nationale<sup>39</sup> exerçant en France continentale<sup>40</sup>, soit 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 des établissements, inspection pédagogique) représente 1,8 % des effectifs, et le personnel médico-social (infirmiers, médecins, psychologues, services sociaux) représente 1,4 % des effectifs.

#### 4.1.2 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 les résidents de logements tirés aléatoirement dans une base de logements ordinaires et collectifs. Ils sont interrogés au plus pendant 6 trimestres consécutifs<sup>41</sup>. La taille de l’échantillon a progressivement augmenté au cours des dernières années, passant d’environ 74 000 individus interrogés 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

---

39. Hors apprentis, ingénieurs et personnels techniques de recherche et de formation, soit 98,5 % des personnels du secteur public de l’éducation nationale.

40. Hors DOM, hors Corse.

41. Ce sont les logements, et non les individus, qui sont suivis dans le cadre de l’enquête Emploi. Tous les individus âgés de 15 ans ou plus qui résident dans les logements enquêtés sont systématiquement interrogés. Il peut s’agir des mêmes individus ou d’individus différents (suite à un déménagement, une séparation, etc.) d’une collecte à l’autre.

("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 les individus issus de la première et/ou de la dernière interrogation, dont le logement enquêté est situé en France métropolitaine (hors Corse). Au final, nous disposons d'un échantillon portant sur 263 835 salariés (23 % exercent dans le secteur public), dont 40 % sont interrogés 2 fois et 60 % une seule fois au cours de la période étudiée.

#### **4.1.3 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 secteurs<sup>42</sup>. 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 2016<sup>43</sup> permet en outre d'apparier l'enquête CT-RPS 2016 avec les données ad-

---

42. 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 Déclarations annuelles de données sociales (DADS) de l'Insee.

43. 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.

ministratives 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 maladie<sup>44</sup>. 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 maladie<sup>45</sup>, nous connaissons la classification anatomique, thérapeutique et chimique<sup>46</sup> (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.

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 en France métropolitaine (dont 45 % exerce dans le secteur public)<sup>47</sup>, pour lesquels nous disposons de données de soins mensuelles issues des fichiers administratifs de la Cnam sur la période 2012-2017.

## 4.2 Statistiques descriptives

### 4.2.1 Les données administratives de l'Éducation nationale

Au cours de la période 2006-2019, le secteur public de l'éducation nationale emploie en moyenne 880 000 salariés (Table 1), principalement affectés à l'enseignement primaire et secondaire (80 % des effectifs). L'âge moyen des agents est de 42 ans, mais

---

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

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

46. 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.

47. 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 salarié d'un ou plusieurs particuliers, 3) les salariés qui transitent entre le secteur public et le secteur privé entre 2013 et 2016.

il existe 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). Le secteur public de l'éducation nationale est fortement féminisé (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).

La catégorie professionnelle (A, B, C) renseigne la fonction et le niveau de diplôme du salarié<sup>48</sup>. 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 prioritaire<sup>49</sup>. 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).

---

48. 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.

49. 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.

La Table 2 montre que sur la période 2006-2019, près de 43 % des agents du secteur public de l'éducation nationale sont absents au moins un jour pour cause de maladie ordinaire (CMO) en moyenne au cours d'une 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 leur durée augmente avec l'âge des salariés. Les femmes sont plus souvent et plus longtemps absentes pour raison de santé (CMO inclus)<sup>50</sup>. 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 peuvent refléter un effet de sélection (caractéristiques observées et inobservées différenciées) ou une différence d'organisation du travail (flexibilité des horaires, conditions de travail) par exemple.

La distribution des congés de maladie ordinaire est très dispersée. 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.

La Figure 2 présente les évolutions annuelles du nombre d'épisodes et du nombre de jours de congé de maladie ordinaire au cours de la période 2007-2019. Le nombre d'épisodes d'absence par salarié (axe gauche) est plus faible au cours des périodes concernées par l'application du jour de carence dans la fonction publique (2012-2013 et 2018-2019). Le nombre moyen d'épisodes de CMO par an et par salarié passe ainsi de 0.85 en moyenne à moins de 0.7 en 2012-2013 et 2018-2019. Le nombre de jours de

---

50. 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) : [Bilan social 2019-2020](#).

CMO par salarié (axe droit) est en forte croissance 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 légèrement plus faible lors des périodes d'application du jour de carence en 2012-2013 et 2018-2019.

**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, infirmierie, service social)
Effectif moyen annuel	<b>878 978</b>	326 050	374 533	16 049	101 769	48 242	12 335
Age	<b>41,7</b>	40,9	43,3	51,1	34,1	46,8	46,8
Femme (%)	<b>70,4</b>	81,9	58,4	45,8	71,3	85,3	95,9
Temps complet (%)	<b>83,1</b>	88,1	88,8	99,9	45,6	83,4	63,2
Statut et contrat (%)							
Fonctionnaire	<b>86,5</b>	99,6	93,2	100	15,4	91	90,1
CDD	<b>12,4</b>	0,4	5,2	0	81,3	8,6	9,3
CDI	<b>1,1</b>	0	1,6	0	3,3	0,4	0,6
Catégorie professionnelle (%)							
A	<b>93,7</b>	97,6	100	99,6	100	16	46,3
B	<b>3,2</b>	2,4	0	0	0	27,9	53,7
C	<b>3,1</b>	0	0	0	0	56,1	0
Education prioritaire (%)	<b>12,5</b>	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.

*Champ* : Personnels du secteur public de l'éducation nationale (hors apprentis, ingénieurs et personnels techniques) exerçant en France métropolitaine (hors DOM et Corse).

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



**TABLE 2** – Congés de maladie ordinaire (CMO) des personnels du secteur public de l'éducation nationale au cours de la période 2006-2019

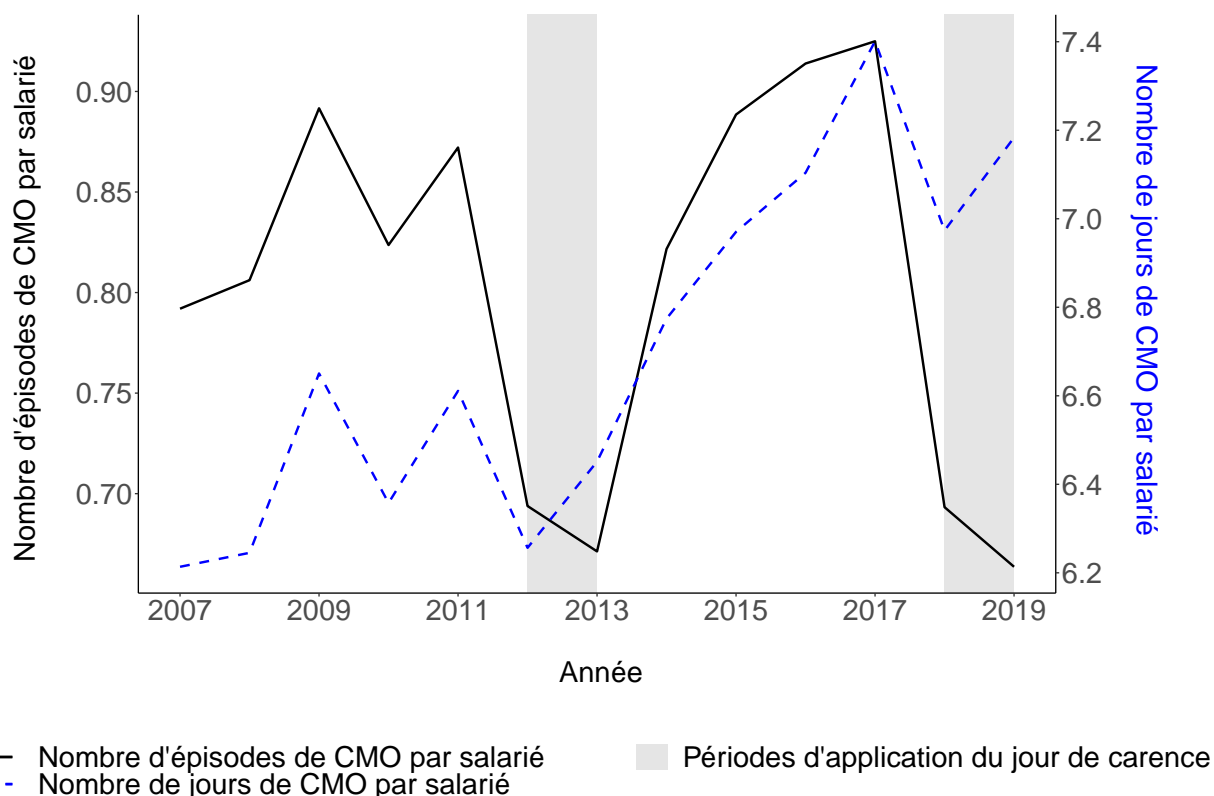
	Part des personnels ayant au moins un jour de CMO par an (%)	Nombre d'épisodes de CMO par an et par salarié	Nombre de jours de CMO par an et par salarié	Nombre de jours d'absence pour raison de santé (hors CMO) par an et par salarié
<b>Ensemble</b>	<b>42,8</b>	<b>0,81</b>	<b>6,7</b>	<b>9,3</b>
Age				
< 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 maladies professionnelles, 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.

*Champ* : Personnels du secteur public de l'éducation nationale (hors apprentis, ingénieurs et personnels techniques) exerçant en France métropolitaine (hors DOM et Corse).

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



**FIGURE 2** – Nombre d'épisodes et nombre de jours de congés de maladie ordinaire par an et par salarié de l'enseignement public 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).

*Champ* : Personnels du secteur public de l'éducation nationale (hors apprentis, ingénieurs et personnels techniques) exerçant en France métropolitaine (hors DOM et Corse).

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

#### 4.2.2 Les enquêtes Emploi

La Table 10 en annexe présente les caractéristiques sociodémographiques et professionnelles des salariés du secteur privé (colonne 1) et du secteur public (colonne 2) obtenues à partir des enquêtes Emploi sur la période 2013-2019<sup>51</sup>. 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.

51. Les résultats sont pondérés afin de limiter les biais de représentativité liés à la non réponse.

La Table 10 montre que l'état de santé déclaré par les salariés du secteur privé est significativement meilleur que celui des salariés du secteur public. Les différences sont néanmoins modestes et concernent surtout les limitations d'activité depuis au moins 6 mois (11,1 % des salariés du secteur privé et 12 % des salariés du secteur public) et les problèmes de santé chroniques ou durables (19,6 % des salariés du secteur privé et 21,7 % des salariés du secteur public).

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

La Table 11 en annexe présente les caractéristiques sociodémographiques et professionnelles en 2013 des salariés du secteur privé (colonne 1) et du secteur public (colonne 2) obtenues à partir du panel CT-RPS-Cnam<sup>52</sup>. Les résultats sont comparables à ceux de la Table 11 obtenus à partir de l'enquête CT-RPS.

La Table 11 permet de constater que le recours aux soins de santé est significativement plus important chez les salariés du secteur public. La quantité de médicaments délivrés en pharmacie et, dans une moindre mesure, le nombre de consultations médicales y est plus élevés que dans le secteur privé. En revanche, la durée moyenne d'hospitalisation par salarié n'est pas significativement différente entre les deux secteurs.

## 5 Méthode

### 5.1 Absentéisme pour maladie ordinaire (CMO)

Dans cette section, nous présentons une méthode visant à examiner l'effet du jour de carence sur la fréquence et la durée des absences pour maladie ordinaire des personnels du secteur public de l'éducation nationale. 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. Les données mobilisées ne permettant pas de construire un groupe de contrôle, notre approche nécessite également de faire une hypothèse sur l'évolution des congés de maladie ordinaire

---

52. Les résultats sont pondérés afin de limiter les biais de représentativité liés au plan de sondage et à la non réponse.

en l'absence de réforme (situation contrefactuelle)<sup>53</sup>.

La section 5.1.1 présente une modélisation exploratoire très flexible (non paramétrique) qui permet de visualiser l'évolution des absences à caractéristiques observées contrôlées. Cette approche ne permet pas directement d'estimer l'effet du jour de carence sur les congés de maladie ordinaire mais elle permet d'observer la tendance des absences sur l'ensemble de la période étudiée.

La section 5.1.2 présente un modèle plus contraint qui, sous certaines hypothèses (tendance temporelle correctement spécifiée et homogénéité/symétrie des effets de l'introduction, de la suppression et de la ré-introduction du jour de carence), permet d'estimer l'effet du jour de carence sur la fréquence et la durée des absences pour maladie ordinaire. La section 5.1.3 présente une version légèrement modifiée de ce modèle et permet d'examiner l'hétérogénéité des effets en fonction des caractéristiques démographiques et professionnelles des personnels de l'enseignement public.

Le modèle de Poisson ( $\ln(E[Y|X]) = \beta X$ ) est particulièrement adapté à la structure (positive, asymétrique, caractérisée par une masse d'observations en 0) des données de santé (Manning et Mullahy, 2001). Les coefficients du modèle peuvent être estimés sans biais par pseudo maximum de vraisemblance (Gourieroux *et al.*, 1984) dès lors que l'espérance conditionnelle est correctement spécifiée et que la variance des résidus est obtenue par un estimateur robuste de type "Sandwich" (Eicker, 1963; Huber, 1967; White, 1980)<sup>54</sup>. Les coefficients ainsi obtenus s'interprètent facilement en termes d'élasticité<sup>55</sup>.

### 5.1.1 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 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 par les caractéristiques observées des personnels de l'éducation nationale.

---

53. En particulier, l'identification ne peut être fondée sur l'hypothèse de tendance commune entre un groupe traité et un groupe de contrôle, caractéristique de l'approche par double différence.

54. L'estimateur sandwich permet de corriger la variance obtenue par pseudo maximum de vraisemblance lorsque l'hypothèse implicite sur la variance est erronée (Freedman, 2006).

55. L'interprétation en termes d'élasticité des coefficients obtenus à partir d'un modèle log-linéarisé (c'est-à-dire le passage d'une représentation  $E[\ln(Y)|X] = \beta X$  à une représentation  $\ln(E[Y|X]) = \beta X$ ) nécessite en principe de faire une hypothèse supplémentaire sur la structure des résidus (Manning, 1998; Manning et Mullahy, 2001; Blackburn, 2007).

Nous considérons pour chaque individu  $i$ , quadrimestre  $q \in \{1, 2, 3\}$ <sup>56</sup> et année  $a \in [2006, 2019]$ , 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 autre que pour raison 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 scolaires 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  $\mathbb{1}_a$  vaut 1 l'année  $a$ , et 0 sinon. Le terme d'erreur  $\nu_{iqa}$ , supposé indépendant conditionnellement aux variables du modèle, satisfait  $E[\nu_{iqa}] = 1$ . Le coefficient  $\alpha$  est une constante.

Les coefficients d'intérêt  $\beta_a$  mesurent les variations annuelles de la variable expliquée  $Y_{iqa}$ , en référence à l'année 2011, conditionnellement aux variables de contrôle ( $\mathbb{1}_q$ ,  $X_{iqa}$ ). Le modèle (2) est estimé par pseudo-maximum de vraisemblance (Gourieroux *et al.*, 1984) et les écarts-types sont obtenus par un estimateur robuste de type sandwich (Huber-Eicker-White) clusterisé au niveau académie<sup>57</sup>

---

56. Nous notons  $q = 1$  pour les mois de septembre à décembre,  $q = 2$  pour les mois de janvier à avril, et  $q = 3$  pour les mois de mai à août.

57. Il existe 25 académies en France continentale (Corse et DOM exclus). Une académie est une circonscription administrative du ministère de l'Éducation nationale. La clusterisation des résidus au niveau académie permet de prendre en compte l'autocorrélation (et l'hétéroscédasticité) intra-académique (intra-cluster) (Colin Cameron et Miller, 2015). L'hypothèse d'indépendance des résidus entre clusters est confortée par le fait que la mobilité des personnels de l'éducation nationale publique s'effectue principalement au niveau intra-académique. Dans l'échantillon étudié, 87 % des individus sont affectés dans une seule académie au cours de la période étudiée, 11 % sont affectés dans deux académies, et seulement 2 % sont affectés dans trois académies ou plus.

### 5.1.2 Modélisation parcimonieuse avec restriction sur la tendance temporelle

Afin d’obtenir une estimation 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). Nous faisons également une hypothèse sur la forme de la tendance temporelle des absences au cours de la période étudiée.

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

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

L’indicatrice  $T$  (*traitement*) vaut 1 lorsque le jour de carence est appliqué (périodes 2012-2013 et 2018-2019), et vaut 0 sinon. La fonction  $f(t(q, a))$  dépend du quadrimestre  $q \in \{1, 2, 3\}$  et de l’année d’observation  $a$ . Elle permet de modéliser la tendance temporelle des absences pour maladie ordinaire sur toute la période étudiée (voir Figure 2). Nous choisissons de modéliser  $f$  par un polynôme de degré 3 (hypothèse de régularité) :  $f(t(q, a)) = \delta_1 t + \delta_2 t^2 + \delta_3 t^3$ ,  $t \in [1, 39]$ , avec  $t = q - 2 + 3 * (a - 2006)$ .

Le paramètre d’intérêt  $\beta$  mesure 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, même s’il présente l’avantage de simplifier l’interprétation des résultats. Dans la section 7, nous présentons plusieurs spécifications alternatives permettant de tester la robustesse des résultats aux hypothèses (homogénéité temporelle, symétrie des effets d’introduction et de suppression du jour de carence, non linéarité de la tendance temporelle des absences) identifiantes du modèle (2).

Enfin, soulignons que le modèle (2) ne permet pas d’estimer sans biais l’effet du jour de carence sur l’incidence des CMO de plus de 15 jours. En effet, le traitement des CMO ayant débuté l’année N-1 (2011, 2013 ou 2017) et se poursuivant l’année N d’une réforme (2012, 2014 ou 2018) est ambigu. Leur durée totale (et donc leur catégorisation par type de durée) est susceptible d’être affectée par l’application d’une réforme au 1er janvier de l’année N. Pourtant, l’incidence de ces épisodes d’absence est généralement attribuée à l’année N-1 (elle coïncide souvent avec la date de début du

CMO). Pour contourner ce problème, le 3e quadrimestre (septembre à décembre) des années précédant une réforme (2012, 2014 et 2018) sera exclu de l’analyse lorsque l’on s’intéressera à l’incidence des CMO d’une durée supérieure à 15 jours <sup>58</sup>.

### 5.1.3 Effets hétérogènes

Afin d’examiner l’hétérogénéité de l’effet du jour de carence en fonction des 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  $\delta$  permet de saisir l’effet du jour de carence sur les absences de chaque sous-population (définies en fonction de l’âge, du sexe, du type de contrat, du temps de travail, de la position hiérarchique, des conditions de travail ou de la profession des individus) par rapport à une sous-population de référence. Cet effet peut être interprété de manière causale sous l’hypothèse d’une tendance commune ( $f(t)$ ) des absences pour ces différentes sous-populations.

## 5.2 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 pour un échantillon de salariés du secteur public et du secteur privé <sup>59</sup>.

Notre stratégie d’identification consiste à comparer les salariés du secteur public à ceux du secteur privé, avant et après l’introduction (ou la suppression) du jour de

---

58. Il s’agit des CMO dont la catégorisation est susceptible de changer du fait de l’existence d’une réforme au 1er janvier.

59. Les individus interrogés dans le cadre de l’enquête emploi sont invités à évaluer leur état de santé sur une échelle de 1 à 5 lors de la première et de la sixième interrogation de leur logement. Nous constituons ainsi une base de données mensuelles sur la période 2013-2019, quoique les individus interrogés ne soient pas toujours les mêmes. Les informations de recours aux soins (délivrances de médicaments, visites médicales, hospitalisations) sont disponibles mensuellement pour tous les individus interrogés (et appariés avec succès aux données de l’Assurance maladie) au cours de la période 2012-2017.

carence, suivant une approche en différence de différences. Cette stratégie repose sur l'hypothèse fondamentale d'exogénéité des réformes (anticipation limitée) ainsi que sur l'hypothèse de tendance commune (en l'absence de réforme) entre les groupes traités et témoin.

Plus spécifiquement, nous considérons le modèle 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  $Y_{ima}$  est une variable de santé perçue (indicatrice de mauvaise santé, de très mauvaise santé ou de limitation d'activité depuis au moins 6 mois) 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  $\alpha_a$  saisit la variation de l'indicateur de santé  $Y_{ima}$  pour les salariés du secteur privé (groupe témoin) 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  $\beta_a$  mesurent 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 parimonieuse mais plus contrainte :

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



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  $t = m + 12 * (a - A_{min})$ . 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  $\beta$  mesure 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).

## 6 Résultats

### 6.1 Absentéisme pour maladie ordinaire

#### 6.1.1 Analyse exploratoire

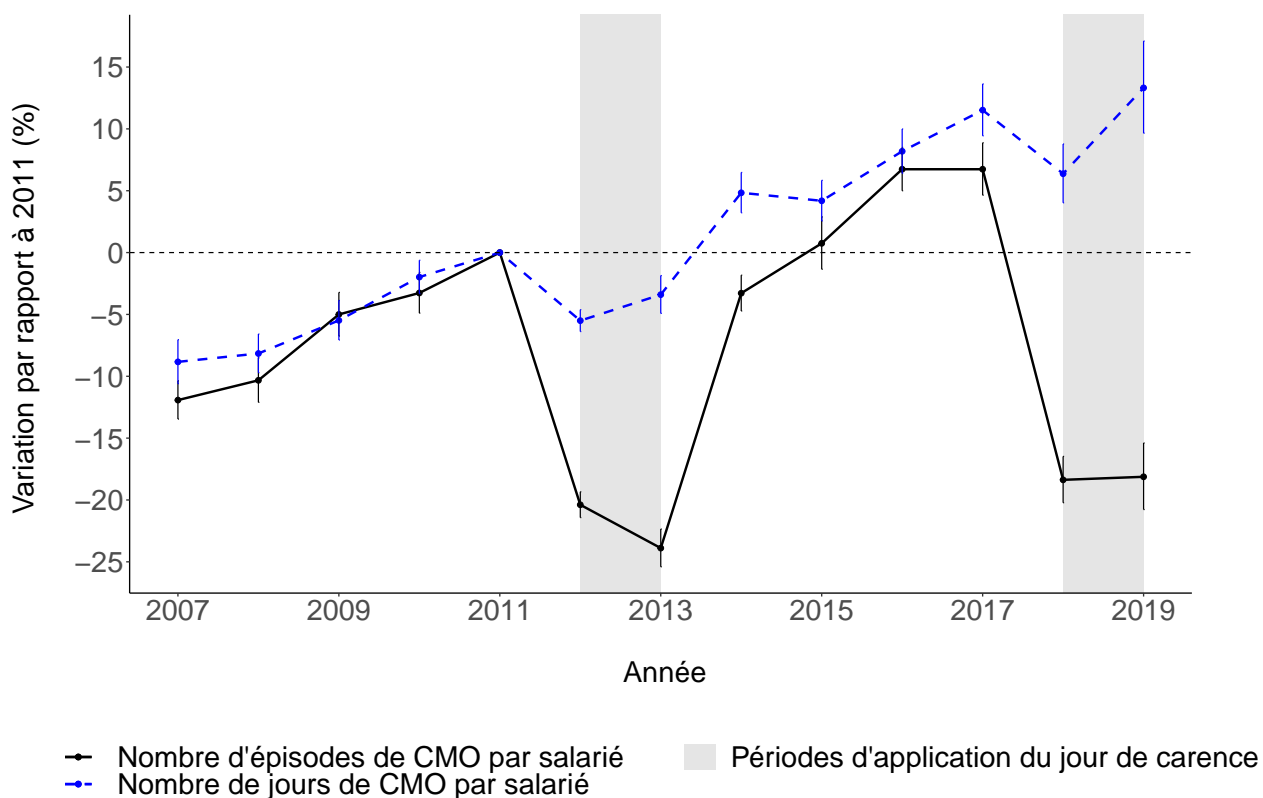
Les Figures 3 à 5 présentent les résultats de l'estimation du modèle (1). Les coefficients reportés sont obtenus après transformation des paramètres d'intérêt  $\beta_a$  :  $(\exp(\beta_a) - 1) * 100$ ,  $a \in [2007, 2019]$ , et s'interprètent en variations (relatives) annuelles par rapport à l'année de référence 2011.

La Figure 3 révèle que le nombre d'épisodes d'absence pour maladie ordinaire (ligne continue noire) présente une tendance à la hausse, de l'ordre de 10 %, sur l'ensemble de la période 2007-2011. Une tendance similaire est observée sur la période 2014-2017. En revanche, les épisodes d'absence pour maladie ordinaire sont beaucoup moins nombreux, de l'ordre de -20/25 %, en 2012 et 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 en vigueur dans la fonction publique. Le nombre de jours d'absence pour maladie ordinaire (ligne pointillée bleue) augmente également, de l'ordre de 20 %, au cours de la période 2007-2019. Les périodes d'application du jour de carence en 2012-2013 et 2018-2019 sont là encore marquées par un nombre de jours d'absence légèrement plus faible, de l'ordre de -5 %, par rapport à 2011 et 2017 respectivement.

La Figure 4 (respectivement la Figure 5) 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. La Figure 4 révèle que le nombre d'épisodes de CMO de 1 à 2 jours est croissant, de l'ordre de 5 % par an, sur les périodes 2007-2011 et 2014-2017. Les années d'application du jour de carence (2012-2013 et 2018-2019) sont marquées par

un nombre de CMO de 1 à 2 jours nettement plus faible : de l'ordre de -40/45 % pour les épisodes d'un jour et de l'ordre de -25 % pour les épisodes de 2 jours par rapport à 2011 et 2017 respectivement. Le nombre d'épisodes de 3 jours est relativement stable au cours de la période 2007-2011, mais il est significativement plus faible, de l'ordre de -20 %, en 2012-2013 par rapport à 2011. Il augmente ensuite fortement au cours de la période 2014-2017 puis diminue d'environ 20 % en 2018-2019 (par rapport à 2017). Le nombre d'épisodes de 4 à 7 jours est relativement stable au cours des périodes 2007-2011 et 2014-2017, mais est plus faible, de l'ordre de -10 %, en 2012-2013 et 2018-2019 lorsque le jour de carence est appliqué. La Figure 5 suggère que le nombre d'épisodes de plus de 7 jours est croissant sur la période 2007-2019 et relativement peu sensible à l'application du jour de carence en 2012-2013 et 2018-2019.

Ces premiers résultats suggèrent que le jour de carence a un très fort effet à la baisse sur les absences (très) courtes, mais un effet beaucoup plus négligeable sur les épisodes d'absence plus longs.



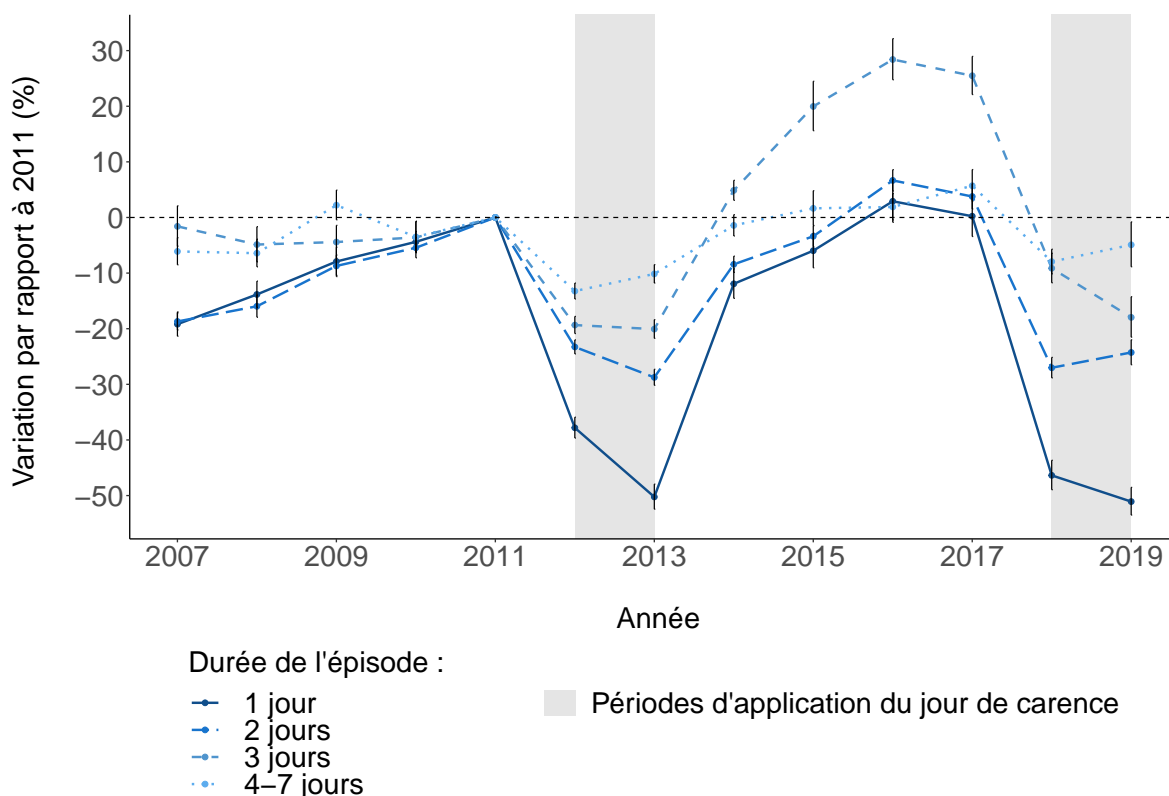
**FIGURE 3** – Estimation de la variation du nombre d'épisodes et du nombre de jours de CMO par an et par salarié au cours de la période 2007-2019 par rapport à l'année 2011

*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 %.

*Champ* : Personnels du secteur public de l'éducation nationale (hors apprentis, ingénieurs et personnels techniques) exerçant en France métropolitaine (hors DOM et Corse).

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



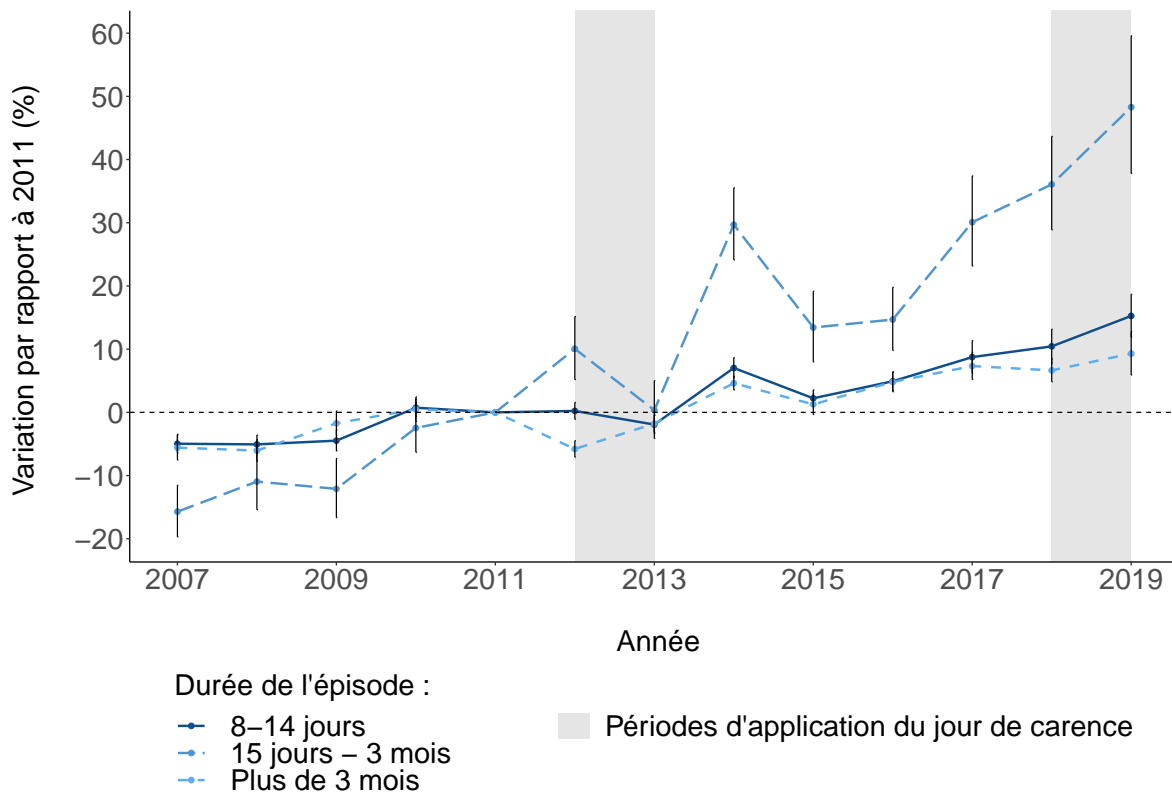
**FIGURE 4** – Estimation de la variation du nombre d'épisodes de CMO de **1 à 7 jours** par an et par salarié au cours de la période 2007-2019 par rapport à l'année 2011

*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 %.

*Champ* : Personnels du secteur public de l'éducation nationale (hors apprentis, ingénieurs et personnels techniques) exerçant en France métropolitaine (hors DOM et Corse).

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



**FIGURE 5** – 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 %.

*Champ* : Personnels du secteur public de l’éducation nationale (hors apprentis, ingénieurs et personnels techniques) exerçant en France métropolitaine (hors DOM et Corse).

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

### 6.1.2 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  $\beta$ , et la dernière ligne présente la transformation de ce coefficient  $((exp(\beta) - 1) * 100)$ . La dernière ligne fournit une interprétation de l’effet du jour de carence en termes relatifs (%) par rapport à la situation contre-factuelle sans jour de carence.

Les estimations de la Table 3 confirment les résultats exploratoires de la section 6.1.1. 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 -1,2 % pour les épisodes de 15 jours à 3 mois (colonne 6). Ces estimations sont conformes aux prédictions théoriques et aux résultats de la littérature empirique qui suggèrent un effet croissant des incitations financières avec leur intensité<sup>60</sup>. La colonne (7) montre également une incidence plus élevée des CMO de plus de 3 mois (+2 %) lorsque le jour de carence est appliqué. Ce résultat est concordant avec la littérature montrant un allongement de la durée des épisodes d'absence les plus longs lorsque les incitations sont concentrées sur les épisodes d'absence les plus courts<sup>61</sup>. La Table 3 montre également que le nombre d'épisodes de CMO est inférieur de 23 % en moyenne (colonne 8), et le nombre de jours de CMO de 5,7 % (colonne 9), lorsque le jour de carence est appliqué dans la fonction publique<sup>62</sup>.

Ces résultats diffèrent à plusieurs égards de ceux obtenus par Cazenave-Lacroutz et Godzinski (2017) pour l'ensemble de la fonction publique d'État. A partir de l'enquête Emploi (période 2010-2014), les auteurs mettent en évidence une diminution significative de la prévalence des absences de 2 jours (- 77 %) ainsi qu'une augmentation significative de celle des absences de 7 jours à 3 mois (+ 24 %, résultat significatif pour l'année 2013 uniquement) lorsque le jour de carence est appliqué. En revanche, ils n'observent pas d'effet significatif<sup>63</sup> sur les absences d'un jour (- 2 %), de trois jours (- 27 %), de quatre à sept jours (- 5 %) et de plus de 3 mois (+ 12 %). Les auteurs concluent également à l'absence d'effet significatif du jour de carence sur la prévalence des absences<sup>64</sup> pour maladie dans le secteur public (+ 7 %), y compris lorsque le champ

---

60. 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

61. Deux mécanismes sont généralement mis en avant pour interpréter ce résultat : l'anticipation d'une pénalisation financière en cas de rechute et l'aggravation de l'état de santé due au présentisme. Toutefois, les résultats de la Section 7 montrent que cet effet n'est pas robuste aux choix de modélisation

62. 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.

63. Bien que ces résultats ne soient pas significatifs, nous indiquons l'ampleur de l'effet estimé entre parenthèses afin de tenir compte de la faible puissance statistique de Cazenave-Lacroutz et Godzinski (2017) (les écarts-types sont généralement du même ordre de grandeur que les coefficients estimés) et pour permettre une comparaison avec les résultats de la présente étude.

64. Cette mesure est équivalente au nombre de jour d'absence pour maladie.

d'analyse est restreint aux enseignants. Plus généralement, [Cazenave-Lacroutz et Godzinski \(2017\)](#) notent des effets comparables pour les enseignants<sup>65</sup> et les autres salariés de l'Etat (différences non significatives).

Plusieurs éléments sont susceptibles d'expliquer les différences observées avec la présente étude. En premier lieu, [Cazenave-Lacroutz et Godzinski \(2017\)](#) s'appuient sur les informations déclarées de l'enquête Emploi. Ces informations concernent essentiellement la semaine de référence de l'enquête et conduisent la plupart du temps à sous-estimer la durée réelle des épisodes d'absence pour maladie<sup>66</sup>. Par ailleurs, une absence pour maladie déclarée dans l'enquête Emploi ne correspond pas nécessairement à une absence pour "maladie ordinaire" (seul motif d'application du jour de carence). En effet, le motif déclaré à l'employeur peut être une absence pour "accident du travail" ou pour "congé annuel", par exemple. La perspective de perdre un jour de salaire en cas d'absence pour maladie ordinaire a d'ailleurs pu contribuer à substituer certains motifs d'absence, les CMO et les congés annuels par exemple, notamment lorsque les épisodes d'absence sont de courte durée. L'enquête Emploi ne permet pas de mesurer l'ampleur de ce phénomène, les motifs d'absence pour maladie (accidents du travail, maladies professionnelles, maladies de longue durée, maladies ordinaires, etc.) n'étant pas connus. Cette limite conduit potentiellement à sous-estimer l'effet du jour de carence sur les congés de maladie ordinaire, en particulier ceux de courte durée<sup>67</sup>.

Outre le fait que la durée réelle de l'absence pour maladie est mal connue (et donc potentiellement mal catégorisée), la précision des estimations de [Cazenave-Lacroutz et Godzinski \(2017\)](#) est relativement faible (les écarts-types sont généralement du même ordre de grandeur que les coefficients estimés), ce qui peut expliquer l'inconstance du

---

65. Les enseignants représentent 46 % de l'échantillon de salariés de la fonction publique d'Etat considéré par [Cazenave-Lacroutz et Godzinski \(2017\)](#), contre 80 % de l'échantillon (salariés du secteur public de l'éducation nationale) de la présente étude.

66. En effet, les auteurs calculent la durée des épisodes d'absence pour maladie à partir de deux types d'informations. Lorsque le répondant a travaillé pendant la semaine de référence, seul le nombre de jours d'absence pour maladie au cours de cette semaine est connu (un épisode qui s'est terminé ou a commencé pendant la semaine de référence sera donc mécaniquement associé à un épisode de moins de 7 jours). Lorsque le répondant n'a pas travaillé pendant la semaine de référence, la durée totale de l'épisode d'absence est évaluée par le répondant lui-même (généralement sur la base du certificat médical en cours de validité). Dans les deux cas, les informations issues de l'enquête Emploi sont susceptibles de sous-estimer la durée réelle des épisodes d'absence pour maladie.

67. Notons toutefois que certaines professions, comme l'enseignement, ne donnent pas la possibilité de substituer les congés de maladie ordinaire et les congés annuels (ces derniers étant fixés en amont par le calendrier des vacances scolaires). Le fait que [Cazenave-Lacroutz et Godzinski \(2017\)](#) n'estiment pas de différence significative entre les enseignants et les autres salariés de la fonction publique d'Etat suggère que l'effet de la substitution entre les motifs de congé est en réalité relativement négligeable.

degré de significativité des estimations, notamment pour les épisodes de courte durée.

Enfin, l'identification de [Cazenave-Lacroutz et Godzinski \(2017\)](#) repose sur une hypothèse de tendance commune entre les salariés du secteur public et du secteur privé (double différence)<sup>68</sup> tandis que la présente étude repose sur une hypothèse paramétrique qui porte sur la tendance des absences du secteur de l'enseignement public uniquement (différence simple). Une erreur de spécification (i.e. le rejet d'une hypothèse identifiante) pourrait conduire à des résultats divergents. Dans la Section 7, nous proposons plusieurs tests de robustesse et montrons que nos résultats sont peu sensibles aux choix de modélisation (spécification de la tendance temporelle des absences, variables de contrôle, période étudiée, choc exogène (réforme) considéré etc.), à l'exception des estimations obtenues pour les CMO de plus de 3 mois. Nous proposons également une approche en double différences qui permet de confirmer les résultats obtenus pour les CMO de moins de 15 jours.

---

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



**TABLE 3** – Estimation de l’effet du jour de carence pour l’ensemble des personnels du secteur public de l’éducation nationale (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 ( $\beta$ )	-0.587*** (0.0139)	-0.310*** (0.00747)	-0.297*** (0.0103)	-0.130*** (0.00776)	-0.0416*** (0.00369)	-0.0124** (0.00495)	0.0242** (0.0114)	-0.260*** (0.00680)	-0.0590*** (0.00325)
Observations	34 265 439	34 265 439	34 265 439	34 265 439	34 265 439	31 629 275	31 629 275	34 265 439	34 265 439
Variation relative $\dagger$ (%)	-44,4	-26,7	-25,7	-12,2	-4,1	-1,2	2,4	-22,9	-5,7

*Note* : \*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ . Les coefficients d’intérêt  $\beta$  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.

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

Toutes les colonnes incluent les variables de contrôle suivantes : 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 localisation de l’établissement en 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).

Les estimations des colonnes (6) et (7) excluent le 3<sup>e</sup> quadrimestre (septembre-décembre) des années précédant une réforme (introduction ou suppression) du jour de carence.

*Champ* : Personnels du secteur public de l’éducation nationale (hors apprentis, ingénieurs et personnels techniques) exerçant en France métropolitaine (hors DOM et Corse).

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

### 6.1.3 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 non rémunération du premier jour d'absence pour maladie<sup>69</sup>.

Les Tables 4 et 5 présentent les résultats de l'estimation du modèle (3) dans lequel l'indicatrice du jour de carence ( $T$ ) est interagie avec quelques caractéristiques individuelles observables ( $Z \in X$ ). Les estimations montrent que l'ampleur des effets varie selon les caractéristiques des individus et des emplois occupés, ces différences reflétant également des disparités ex ante dans les comportements d'absence (voir Table 2). En particulier, les fonctionnaires (- 19 points de pourcentage<sup>70</sup> par rapport aux CDD), les personnels administratifs (- 17 points de pourcentage par rapport aux enseignants du primaire), les personnels de vie scolaire<sup>71</sup> (- 9,5 points de pourcentage par rapport aux enseignants du primaire), les personnels qui travaillent à temps plein (- 5,5 points de pourcentage par rapport aux temps partiels) et, dans une moindre mesure, les personnels qui exercent en éducation prioritaire (- 3 points de pourcentage), les personnels de catégorie A (- 2,5 points de pourcentage par rapport aux catégories C), les plus de 40 ans (- 2,5 points de pourcentage par rapport aux moins de 40 ans) et les femmes (- 1 point de pourcentage par rapport aux hommes) diminuent le plus fortement la fréquence de leurs épisodes de maladie ordinaire lorsque le jour de carence est appliqué (colonne 1)<sup>72</sup>. En revanche, 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 catégorie de 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

---

69. 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.

70.  $\exp(\beta_{fonctionnaire} - \beta_{CDD}) - 1 = \exp(-\beta_{TxCDD}) - 1$

71. Conseillers et assistants d'éducation.

72. Ces différences peuvent être interprétées de façon causale sous l'hypothèse d'une tendance commune des absences de ces différentes sous-populations.

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 %).

Si les salariés adaptent dans une certaine mesure leur comportement en matière d'absence, des différences importantes persistent en fonction des caractéristiques des salariés, même lorsque le jour de carence est appliqué. Ces différences sont susceptibles de refléter des disparités d'état de santé ou d'exposition à des risques professionnels, par exemple. Des absences plus fréquentes pour certaines catégories de la population se traduisent mécaniquement par des conséquences financières plus importantes en cas d'application du jour de carence. 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'absence (colonnes 1 et 2) et le nombre de jours d'absence (colonnes 3 et 4) sur les caractéristiques individuelles observées (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 (n'ayant pas pris de congé de maternité au cours de l'année) ont en moyenne 0,08 épisode d'absence supplémentaire par quadrimestre, soit 0,24 épisode de plus par an, que les hommes. Les femmes ayant pris un congé de maternité au cours de l'année scolaire (congé non concerné par le jour de carence) ont en outre 0,78 épisode de CMO supplémentaire en moyenne (dans ce cas, un jour de carence s'applique<sup>73</sup>) 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 par rapport aux hommes en raison de leurs absences pour cause de maladie ordinaire. Les Tables 12 et 13 montrent également que 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.

---

73. 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).

**TABLE 4** – Estimation des effets hétérogènes du jour de carence selon les caractéristiques démographiques et professionnelles des personnels du secteur public de l'éducation nationale (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 du secteur public de l’éducation nationale (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)
Observations	34 265 439	34 265 439

*Note :* \*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ . Les coefficients d’intérêt  $\beta$  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.

Toutes les colonnes incluent les variables de contrôle suivantes : 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 localisation de l’établissement en 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 :* Personnels du secteur public de l’éducation nationale (hors apprentis, ingénieurs et personnels techniques) exerçant en France métropolitaine (hors DOM et Corse).

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

## 6.2 Santé perçue

Dans cette section, nous examinons l’effet du jour de carence sur l’état de santé perçue. Notre stratégie consiste à comparer l’évolution de la santé perçue des salariés du secteur public<sup>74</sup>, soumis au jour de carence en 2013 ainsi qu’en 2018-2019, et des salariés du secteur privé, pour lesquels les règles d’indemnisation en cas d’ab-

74. L’enseignement privé sous contrat avec l’Etat est assimilé au secteur public dans l’enquête Emploi. Les règles d’indemnisation des absences (et notamment l’application d’un jour de carence) étant les mêmes dans l’enseignement privé que dans le secteur public, cela ne présente pas de problème particulier.

sence pour maladie ordinaire sont restées inchangées sur la période 2013-2019 (double différence). L'identification de l'effet du jour de carence repose sur l'exogénéité des réformes ainsi que sur l'hypothèse d'une tendance commune entre les salariés du secteur public (groupe traité) et les salariés du secteur privé (groupe témoin) en l'absence de traitement.

Les Figures 9 et 10 en annexe présentent l'évolution trimestrielle de l'état de santé perçu par les salariés selon qu'ils sont dans le secteur public ou le secteur privé<sup>75</sup>. La Figure 9 présente le pourcentage de salariés dont la santé est jugée "altérée", c'est à dire "moyenne", "mauvaise" ou "très mauvaise". La Figure 10 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 9). Nous notons toutefois que 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"<sup>76</sup> (colonnes 1 et 2), b) une indicatrice de "santé très altérée"<sup>77</sup> (colonnes 3 et 4) et c) une indicatrice de "limitation d'activité depuis au moins six mois". Quels que soient l'indicateur et la spécification considérés (OLS pour les colonnes 1, 3 et 5, Poisson pour les colonnes 2, 4 et 6), les estimations de la Table 6 confirment l'absence d'évolution significative de l'écart 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). La Table 15 en annexe confirme également l'absence de différence significative d'évolution de santé perçue entre les personnels d'éducation<sup>78</sup> et les autres salariés du secteur public lorsque le

---

75. Résultats pondérés pour tenir compte de la non-réponse.

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

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

78. L'enquête Emploi ne permet pas d'identifier l'ensemble des personnels d'éducation. La nomenclature détaillée des professions permet de repérer avec certitude les enseignants (les professeurs agrégés et certifiés de l'enseignement secondaire, les instituteurs et professeurs des écoles, les professeurs d'enseignement général des collèges et des lycées professionnels, les maîtres auxiliaires et professeurs contractuels de l'enseignement secondaire), les personnels d'encadrement des établissements scolaires (les chefs d'établissement de l'enseignement secondaire et les inspecteurs de l'éducation), et les per-

jour de carence est en vigueur.

En revanche, les Tables 6 et 15 montrent que l'état de santé des salariés des secteurs public et privé se dégrade simultanément les années où le jour de carence est appliqué (dans le secteur public). Bien qu'une interprétation causale soit exclue, cette corrélation négative peut, si elle se traduit par un absentéisme maladie plus important les années d'application du jour de carence, contribuer à atténuer l'effet du jour de carence estimé dans les sections précédentes.

Ces résultats suggèrent que la mise en oeuvre du jour de carence dans la fonction publique n'a pas entraîné à court terme de changement significatif<sup>79</sup> en matière de santé perçue pour les salariés du secteur public, et notamment pour les personnels d'éducation, par rapport à ceux du secteur privé.

**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)	(5)	(6)
	Santé altérée		Santé très altérée		Limitation d'activité	
	OLS	Poisson	OLS	Poisson	OLS	Poisson
Secteur public	-0.00866* (0.00482)	-0.0476* (0.0283)	-0.000847 (0.00220)	-0.00879 (0.0670)	-0.00231 (0.00400)	-0.0138 (0.0331)
Jour de carence	0.00792*** (0.00190)	0.0483*** (0.0120)	0.00193** (0.000855)	0.0650** (0.0266)	0.00400** (0.00158)	0.0372*** (0.0137)
Jour de carence x Secteur public	-0.00349 (0.00446)	-0.0202 (0.0264)	-0.00187 (0.00166)	-0.0597 (0.0521)	-0.00325 (0.00288)	-0.0283 (0.0236)
Observations	369 523	369 523	369 523	369 523	370 176	370 176

*Note* : \*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ . Les écarts-types sont clusterisés au niveau de la région de résidence (découpage administratif en vigueur avant 2016) et sont robustes à l'hétéroscédasticité et à l'auto-corrélation. Les résultats sont pondérés pour limiter les biais de non-réponse.

Toutes les colonnes incluent les variables de contrôle suivantes : 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 (hors salariés de particuliers employeurs), hors DOM et Corse.

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

sonnels de vie scolaire (les conseillers principaux d'éducation, les surveillants et les aides-éducateurs des établissements d'enseignement), soit environ 83 % des personnels d'éducation. Les personnels des établissements d'enseignement public et privé ne sont pas distinguables dans l'enquête Emploi. Les personnels de l'enseignement privé représentent toutefois moins de 10 % des personnels d'éducation.

79. Comme les estimations sont relativement précises, s'il y a un effet, il est probable qu'il soit d'une ampleur modérée (moins de 3 % - sous réserve que les hypothèses identifiantes soient valides).

### 6.3 Recours aux soins

Dans cette section, nous examinons l'effet du jour de carence sur le recours aux soins. Comme dans la section précédente, l'approche consiste à comparer l'évolution du recours aux soins des salariés du secteur public<sup>80</sup>, soumis au jour de carence en 2012 et 2013, et des salariés du secteur privé, pour lesquels l'indemnisation des absences est restée inchangée au cours de la période 2012-2017 (double différence). L'identification de l'effet du jour de carence repose sur l'exogénéité des réformes ainsi que sur l'hypothèse d'une tendance commune entre les salariés du secteur public (groupe traité) et les salariés du secteur privé (groupe témoin) en l'absence de traitement.

Les Figures 11 à 13 en annexe présentent l'évolution mensuelle du nombre de consultations de médecine générale (Figure 11), du nombre de délivrances de médicaments (Figure 12) et du nombre de jours d'hospitalisation (Figure 13) des salariés des secteurs public et privé<sup>81</sup>. La Figure 11 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 12 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 13 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.

La Table 7 présente les résultats de l'estimation du modèle (5). 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). La colonne (1) révèle que les consultations de médecine générale sont moins nombreuses, de l'ordre de 3 %, dans le secteur public lorsque la journée de carence est appliquée (période 2012-2013). Plus précisément, la Table 16 en annexe montre que le nombre de consultations augmente significativement, de l'ordre de 7 %, dans le secteur public par rapport au secteur privé l'année de la suppression du jour de carence (en 2014), mais que cette différence diminue les années suivantes et n'est plus

---

80. Dans un souci de cohérence avec la section précédente, nous regroupons le personnel de l'enseignement privé sous contrat avec le personnel du secteur public, bien qu'il soit possible de distinguer ces deux populations dans les enquêtes Conditions de travail et Risques psychosociaux.

81. Résultats pondérés pour tenir compte de la non-réponse et du plan de sondage des enquêtes CT-RPS 2013 et 2016. 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.



significative à partir de 2015. En outre, la Table 17 en annexe montre que cet effet est significatif pour le personnel d'éducation<sup>82</sup>, mais pas pour les autres personnels de la fonction publique.

La colonne (2) de la Table 7 montre que le nombre de médicaments délivrés est plus élevé, de l'ordre de 3 %, dans le secteur public par rapport au secteur privé lorsque le jour de carence est appliqué. Cette différence résulte du fait que le nombre de médicaments délivrés est plus faible dans le secteur privé (le nombre de médicaments dans le secteur public restant relativement stable) les années où le jour de carence est appliqué dans la fonction publique. Toutefois, la Table 16 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. En outre, la Table 17 montre que l'évolution des délivrances de médicaments n'est pas significativement différente pour les personnels d'éducation et pour les autres personnels du secteur public. Enfin, la colonne (3) de la Table 7 indique une absence de changement significatif des durées d'hospitalisation chez les salariés des secteurs public et privé lorsque le jour de carence est appliqué.

Pris dans leur ensemble, ces résultats suggèrent que la mise en œuvre du jour de carence dans la fonction publique en 2012-2013, ainsi que sa suppression ultérieure en 2014-2017, n'ont pas entraîné de changements notables en matière de recours aux soins pour les salariés du secteur public. Sous l'hypothèse (forte) d'une tendance commune entre les secteurs public et privé, les effets sur les visites de médecine générale et la délivrance de médicaments (prescrits par un médecin et remboursés par l'Assurance maladie) sont très modestes et de signe opposé<sup>83</sup>.

---

82. Comme pour l'enquête Emploi, les enquêtes Conditions de travail et Risques psychosociaux ne permettent pas d'identifier l'ensemble des personnels d'éducation. La nomenclature détaillée des professions permet de repérer avec certitude les enseignants (les professeurs des écoles et les professeurs du secondaire), les personnels d'encadrement des établissements scolaires (les directeurs d'établissement scolaire et les inspecteurs de l'éducation), et certains personnels de vie scolaire (les surveillants des établissements scolaires et les éducateurs spécialisés), soit environ 80 % des personnels d'éducation.

83. Le fait que les résultats soient de signe opposé pour les visites médicales d'une part et pour la délivrance de médicaments d'autre part n'est pas nécessairement inconciliable. Si ce résultat devait être confirmé, une interprétation possible serait que l'application de la journée de carence, en limitant les arrêts de travail, réduit également la nécessité de se rendre chez un médecin généraliste pour justifier de son état de santé (c'est-à-dire obtenir un certificat de congé de maladie). En revanche, l'augmentation de la délivrance de médicaments pourrait refléter une aggravation des symptômes, par exemple en raison d'un retard dans la prise en charge de la maladie.

**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	-0.00206 (0.0145)	-0.0241* (0.0143)	-0.327 (0.243)
Jour de carence x Secteur public	-0.0278* (0.0152)	0.0321** (0.0160)	0.142 (0.214)
Effets fixes	Oui	Oui	Oui
Observations	927 000	927 000	772 500

*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. Toutes les colonnes incluent les variables de contrôle suivantes : 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 (hors salariés de particuliers employeurs), hors DOM et Corse.

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

## 7 Tests de robustesse

Cette section présente plusieurs spécifications alternatives permettant de tester la robustesse des résultats de la Section 6.

### 7.1 Introduction, suppression et ré-introduction du jour de carence

Le modèle (2) de la section 5.1.2 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 de ces mesures.

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 du secteur public de l’éducation nationale. 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. Cette approche impose une contrainte moins forte sur la tendance des absences puisque les paramètres sont estimés séparément sur chaque échantillon et ne sont pas tenus d'être les mêmes sur toute la période 2006-2019.

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 sur le nombre total de jours d'absence pour maladie ordinaire (colonne 9) varie entre  $-0.037$  (échantillon 2) et  $-0.076$  (échantillon 1). Les effets estimés 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. On constate toutefois une certaine asymétrie des effets : l'impact du jour de carence sur les comportements d'absence semble nettement plus important au moment de son introduction (échantillons 1 et 3) qu'au moment de sa suppression (échantillon 2). Ce résultat pourrait refléter la persistance de l'effet du jour de carence après son abrogation.

L'effet du jour de carence sur 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 ( $-0.18$ ) et significativement positif lorsqu'il est estimé sur l'échantillon 3 ( $0.14$ ). L'absence de robustesse de ce résultat peut s'expliquer par la forte volatilité de l'incidence des CMO de plus de trois mois<sup>84</sup>, qui rend plus difficile la modélisation de leur tendance temporelle (voir Figure 5).

Plus généralement, les Figures 3 à 5 permettent d'entrevoir comment la subdivision de la période d'étude affecte les estimations. Pour chacun des trois échantillons considérés, la situation contrefactuelle peut être obtenue de manière naturelle en prolongeant la tendance des absences (incidences et durées) au moyen d'une fonction linéaire. Toutefois, selon la sous-période considérée (2006-2013, 2012-2017 ou 2014-2019), ce prolongement diffère et conduit à une estimation distincte de l'effet du jour de carence sur le comportement d'absence. Ainsi, les échantillons 1 et 3 (période 2006-2013 et 2014-2019) produisent généralement une borne supérieure de l'effet du jour de carence, tandis que l'échantillon 2 (période 2012-2017) fournit plutôt une borne inférieure.

---

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

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'enseignement public est relativement robuste (en signe et en ampleur) quel que soit le type de réforme (introduction ou suppression du jour de carence) et la période d'étude considérés.

**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 du secteur public de l’éducation nationale (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 ( $\beta$ )	-0.645*** (0.0220)	-0.366*** (0.0134)	-0.215*** (0.0138)	-0.139*** (0.0138)	-0.0608*** (0.00819)	-0.0232*** (0.00848)	0.0149 (0.0257)	-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	17 370 263	17 370 263	19 092 259	19 092 259
Echantillon 2 (2012-2017)									
Jour de carence ( $\beta$ )	-0.422*** (0.0108)	-0.162*** (0.0109)	-0.234*** (0.0161)	-0.0670*** (0.0145)	-0.0276*** (0.00960)	-0.0314*** (0.0104)	-0.180*** (0.0260)	-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	13 896 940	13 896 940	15 679 096	15 679 096
Echantillon 3 (2014-2019)									
Jour de carence ( $\beta$ )	-0.724*** (0.0185)	-0.422*** (0.00927)	-0.430*** (0.0188)	-0.156*** (0.0101)	-0.0242*** (0.00659)	0.00358 (0.00785)	0.139*** (0.0331)	-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	14 259 012	14 259 012	15 173 180	15 173 180

*Note* : \* p < 0.1, \*\* p < 0.05, \*\*\* p < 0.01. Les coefficients d’intérêt  $\beta$  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.

Toutes les colonnes incluent les variables de contrôle suivantes : 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 localisation de l’établissement en 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). Les estimations des colonnes (6) et (7) excluent le 3<sup>e</sup> quadrimestre (septembre-décembre) des années précédant une réforme (introduction ou suppression) du jour de carence.

*Champ* : Personnels du secteur public de l’éducation nationale (hors apprentis, ingénieurs et personnels techniques) exerçant en France métropolitaine (hors DOM et Corse).

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

## 7.2 Tendance temporelle, effets fixes individuels et modèle linéaire

Dans cette section, nous examinons la sensibilité des résultats de la section 6 (Table 3) à certains choix de spécification imposés par le modèle (2).

La Table 18 en annexe montre que les effets estimés sont légèrement plus faibles, mais pas significativement différents, lorsque l'on remplace la tendance temporelle polynomiale par une tendance linéaire :  $f(t(q, a)) = \delta t$ , 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 19 en annexe 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 des effets fixes individuels.

La Table 20 en annexe 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), avec  $\epsilon_{iqa}$  un terme d'erreur supposé indépendant conditionnellement aux observables, tel que  $E[\epsilon_{iqa}] = 0$ . Les coefficients  $\beta$  de la Table 20 (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 quadri-mestriel. La dernière ligne de la Table 20 présente l'effet moyen annuel <sup>85</sup>.

La Table 20 montre qu'en moyenne les épisodes d'absence sont moins nombreux (-0,21 épisode) et la durée annuelle d'absence est plus faible (- 0,41 jour) chez les personnels du secteur public de l'éducation nationale lorsque le jour de carence est appliqué. En comparant ces variations absolues au nombre (moyen) d'épisodes et de jours de congé de maladie ordinaire pris en dehors des périodes d'application du jour de carence (voir Figure 2), nous constatons une baisse de l'ordre de 24 % du nombre d'épisodes de CMO <sup>86</sup> et de l'ordre de 6.1 % du nombre de jours de CMO <sup>87</sup> lorsque le

---

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

86.  $(0,21/0.86) * 100 = 24.4$ , avec  $0.86 =$  le nombre moyen d'épisodes de CMO sur la période 2007-2019, hors périodes d'application du jour de carence.

87.  $(0,41/6.7) * 100 = 6.1$ , avec  $6.7 =$  le nombre moyen de jours de CMO sur la période 2007-2019,

jour de carence est appliqué. 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 en vigueur).

Les résultats de cette section tendent à confirmer les estimations (Table 3) issues du modèle (2).

### 7.3 Une estimation locale de l'effet du jour de carence sur les absences pour maladie ordinaire (*difference-in-discontinuities*)

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. Une première approche consiste à exploiter la discontinuité introduite par l'application ou la suppression du jour de carence lors des 1ers janvier 2012, 2014 et 2018. La validité de cette stratégie repose sur l'exogénéité des réformes ainsi que sur une hypothèse de randomisation locale<sup>88</sup> du comportement des individus dans une fenêtre restreinte autour du 1er janvier. En particulier, l'identification requiert l'absence de discontinuité de la distribution (prévalence et incidence) des congés de maladie ordinaire de part et d'autre du 1er janvier en dehors des années marquées par l'entrée en vigueur d'une réforme.

Les Figures 15 et 16 en annexe présentent l'incidence et le nombre de jours de maladie ordinaire par salarié au cours des semaines précédant et suivant le 1er janvier des années scolaires exemptes de réforme<sup>89</sup>. Les Figures suggèrent qu'il n'est pas possible de rejeter l'hypothèse de continuité au 1er janvier lorsque la variable d'intérêt est l'incidence des CMO de 1 à 3 jours ou le nombre de jours de CMO par salarié. En revanche, l'incidence des CMO de plus de 3 jours est marquée par une discontinuité autour du 1er janvier. Une explication tient au fait que le 1er janvier est systématiquement inclus dans une période de vacances scolaire (les 2 semaines concernées sont hors périodes d'application du jour de carence.

88. L'hypothèse de randomisation locale peut-être remplacée par une hypothèse de régularité, par exemple en modélisant l'évolution des absences par une fonction linéaire de part et d'autre de la discontinuité (Cattaneo *et al.*, 2019; Canaan, 2022). 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 est beaucoup moins forte que celle imposée par le modèle (2) sur l'ensemble de la période 2006-2019.

89. Il s'agit des années scolaires 2006/2007, 2007/2008, 2008/2009, 2009/2010, 2010/2011, 2014/2015, 2015/2016 et 2016/2017.

exclues des Figures 15 et 16). Or, les vacances scolaires sont susceptibles d'affecter la date de début<sup>90</sup> mais également la durée<sup>91</sup> des CMO les plus longs. L'hypothèse d'une randomisation locale autour du 1er janvier est donc rejetée a minima pour les congés de maladie ordinaire de plus de trois jours<sup>92</sup>.

Une seconde approche consiste à comparer les semaines qui précèdent et suivent le 1er janvier (première différence) selon qu'une réforme a eu lieu ou non au 1er janvier (seconde différence). Les années scolaires qui ne sont pas concernées par l'application (ou par la suppression) du jour de carence au 1er janvier servent ainsi de témoins aux années scolaires concernées par une réforme. La validité de cette approche en "double différence" (ou en "différence de discontinuités") repose sur l'exogénéité des réformes ainsi que sur une hypothèse de tendance commune (en l'absence de réforme) de l'incidence et de la prévalence des congés de maladie ordinaire autour du 1er janvier.

Les Figures 17 et 18 en annexe présentent, pour chaque semaine centrée sur le 1er janvier de chaque année scolaire, le nombre moyen d'épisodes de CMO par salarié ainsi que le nombre moyen de jours de CMO par salarié selon que le jour de carence est appliqué (triangles rouges) ou non (cercles bleus)<sup>93</sup>. Les Figures suggèrent que les CMO de courte durée (Figure 17), ainsi le nombre total d'épisodes de CMO quelle que soit la durée (Figure 18), 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) :

---

90. L'incidence accrue des épisodes de CMO d'une durée supérieure à une semaine au cours de la semaine suivant les vacances scolaires peut être due au report du début (ou du prolongement) du congé de maladie à la date de retour (le problème de santé ayant pu commencer plus tôt, pendant les vacances scolaires, mais n'ayant été déclaré à l'administration qu'au retour de congés).

91. L'incidence plus faible des épisodes de CMO de plus d'une semaine au cours de la semaine précédant le début des vacances scolaires peut être due au fait que le médecin prescrit un arrêt de travail plus court en prévision de son prolongement par une période de repos (vacances scolaires).

92. Les Figures 19 et 20 en annexe présentent l'évolution hebdomadaire du nombre d'épisodes de CMO d'une journée (par salarié) sur la période 2006-2019, centrée sur les 5 semaines (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).

93. Chaque point représente une semaine x année. L'évolution moyenne est estimée par un polynôme de degré 2 en distinguant respectivement les semaines qui précèdent et qui suivent le 1er janvier. L'intervalle de confiance à 95 % est représenté en zone grisée.



$$\overline{Y_{sa}} = \exp(\alpha_a \mathbb{1}_a + f_1(s) \mathbb{1}_{s1} + f_2(s) \mathbb{1}_{s2} + \beta T) \nu_{sa} \quad (7)$$

où  $\overline{Y_{sa}}$  est le nombre d'épisodes (ou de jours) de CMO par salarié au cours de la semaine  $s$  de l'année scolaire  $a$ ,  $\mathbb{1}_a$  est une indicatrice qui vaut 1 l'année scolaire  $a$ , 0 sinon,  $f_1(s)$  et  $f_2(s)$  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.

Le modèle (7') fournit une alternative non paramétrique au modèle (7) :

$$\overline{Y_{sa}} = \exp(\alpha_a \mathbb{1}_a + \delta_s \mathbb{1}_s + \beta T) \nu_{sa} \quad (7')$$

où  $\mathbb{1}_s$  est une indicatrice qui vaut 1 la semaine  $s$ , 0 sinon.

Les coefficients  $\alpha_a$  neutralisent les effets de tendance (*trend*) ou de dérive (*drift*) à moyen terme, c'est-à-dire accumulés sur une année scolaire. Les coefficients  $\beta$  des modèles (7) et (7') mesurent l'effet de l'application du jour de carence estimé (localement) par double différence.

Notons que, comme le modèle (2), les modèles (7) et (7') ne permettent pas d'estimer sans biais l'effet du jour de carence sur l'incidence des CMO de plus de 15 jours. En effet, la durée des congés de maladie ayant débuté avant les vacances de fin d'année (semaine "-1" sur les Figures 17 et 18) et se poursuivant au-delà (semaine "1") est susceptible d'être affectée par la réforme du jour de carence appliquée aux 1ers janvier 2012, 2014 et 2018<sup>94</sup>. Puisque notre estimation se concentre sur les quelques semaines (hors vacances scolaires) qui précèdent et qui suivent le 1er janvier, il n'est pas possible de proposer une estimation locale de l'effet du jour de carence sur l'incidence des CMO de plus de 15 jours. Toutefois, nous proposons une estimation de l'effet du jour de carence sur l'incidence des CMO toute durée confondue en négligeant la contribution des CMO de plus de 15 jours<sup>95</sup>.

Les Tables 21 et 22 en annexe présentent les résultats de l'estimation des modèles (7) et (7') respectivement. Malgré le caractère très conservateur de l'approche (données

---

94. Les vacances scolaires de fin d'année durent 16 jours, week-ends compris, et incluent systématiquement le 1er janvier. La proportion de CMO qui commencent pendant les vacances scolaires de fin d'année est très faible - y compris pour le personnel non enseignant - en comparaison avec les périodes hors vacances scolaires. La durée des CMO qui ont débuté avant les vacances de fin d'année et se sont poursuivis au-delà est donc nécessairement supérieure à 15 jours.

95. Les CMO de plus de 3 mois (respectivement de 15 jours à 3 mois) contribuent pour 1 % (respectivement pour 10 %) à l'incidence de l'ensemble des congés de maladie ordinaire.

agrégées, absence de variables de contrôle), les résultats sont proches (en magnitude et en signe) de ceux présentés dans la Table 3 (estimation principale).

## 7.4 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 (Inan, 2013). Toutefois, cette spécification peut générer un biais de surestimation si, comme le suggèrent certaines études récentes, les incitations financières contribuent également à amplifier l’incidence des épidémies saisonnières (Pichler et Ziebarth, 2017).

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). A cette fin, nous considérons le modèle suivant :

$$I_{sar} = \exp(\alpha_s + \alpha_r + f(t(s, a)) + \beta T) \nu_{sar} \quad (8)$$

où  $I_{sar}$  correspond à l’incidence des épidémies saisonnières la semaine  $s$  de l’année  $a$  dans la région  $r$ ,  $\alpha_s$  est un effet fixe de semaine,  $\alpha_r$  est un effet fixe de région,  $f(t(s, a))$  est une tendance temporelle cubique,  $T$  est une indicatrice qui vaut 1 si le jour de carence est appliqué, 0 sinon, et  $\nu_{sar}$  est un terme d’erreur supposé indépendant conditionnellement aux observables, tel que  $E[\nu_{sar}] = 1$ .

Les résultats de l’estimation du modèle (8) pour la période 2005-2019 sont présentés dans la Table 9. Les estimations montrent que l’incidence des épidémies de grippe (-7,7 %) et de gastro-entérite aiguë (-5,5 %) est significativement plus faible les années où le jour de carence est appliqué dans la fonction publique. Bien qu’il s’agisse d’une corrélation et non d’un effet causal<sup>96</sup>, ces résultats suggèrent que l’effet du jour de carence sur les épidémies, s’il existe, est négligeable (en comparaison avec la variation

---

96. La Figure 14 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.

annuelle de l'incidence des épidémies) et peu susceptible de biaiser les estimations de la Table 3.

**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)
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.

Toutes les colonnes incluent les variables de contrôle suivantes : une tendance temporelle (polynôme d'ordre 3) et des indicatrices de semaine et de région.

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

## 8 Conclusion

Cette étude évalue l'effet de l'indemnisation du premier jour d'absence pour maladie ordinaire sur la fréquence et la durée des absences, la santé perçue et le recours aux soins dans le secteur public. Elle s'appuie sur trois expériences naturelles impliquant successivement l'introduction, la suppression et la réintroduction d'un "jour de carence" dans le secteur public au cours de la période 2006-2019. L'étude montre que la suppression de l'indemnisation du premier jour d'absence pour maladie a entraîné, en moyenne, une diminution de l'ordre de 23 % de la fréquence des congés de maladie ordinaire, et de l'ordre de 6 % du nombre cumulé de jours d'absence pour maladie ordinaire dans le secteur public de l'éducation nationale. L'effet est principalement concentré sur les épisodes de courte durée (moins de sept jours). L'application du jour de carence pénalise davantage financièrement les catégories de la population qui s'absentent le plus fréquemment (mais pas nécessairement le plus longtemps) pour cause de maladie ordinaire - l'étude montre qu'il s'agit notamment des femmes, des moins qualifiés et des personnels travaillant en zone d'éducation prioritaire. En revanche, le jour de carence ne semble pas avoir eu d'effet significatif à court terme sur la santé perçue ni sur le recours aux soins des salariés du secteur public.

Toutefois, cette étude ne permet pas de conclure quant aux effets à long terme de ce type de mesure sur la santé et le recours aux soins. Elle ne permet pas non plus

d'évaluer la productivité individuelle et collective des journées de travail "gagnées" par l'application du jour de carence (présentéisme, engagement). Des travaux complémentaires seraient nécessaires afin d'examiner les effets d'une telle mesure sur la performance des administrations, et notamment sur la réussite scolaire des élèves. Ces informations permettraient de mieux appréhender les effets de l'application d'un (ou plusieurs) jour de carence en matière de santé, d'inégalités, de finances publiques et de performances économiques.

## Références

- ALLEN, S. G. (1981). An Empirical Model of Work Attendance. *The Review of Economics and Statistics*, 63(1):77–87.
- ALLEN, S. G. (1983). How Much Does Absenteeism Cost? *The Journal of Human Resources*, 18(3):379.
- ARROW, K. J. (1963). Uncertainty and the Welfare Economics of Medical Care. *The American Economic Review*, 53(5):941–973.
- ASKILDSEN, J. E., BRATBERG, E. et NILSEN, Ø. A. (2005). Unemployment, labor force composition and sickness absence : A panel data study. *Health Economics*, 14(11):1087–1101.
- BAKER, T. (1996). On the genealogy of moral hazard. *Texas Law Review*, 75(2):237–292.
- BARMBY, T., SESSIONS, J. et TREBLE, J. (1994). Absenteeism, Efficiency Wages and Shirking. *The Scandinavian Journal of Economics*, 96(4):561.
- BÉRARD, J.-L., OUSTRIC, S. et SEILLER, S. (2019). Plus de prévention, d'efficacité, d'équité et de maîtrise des arrêts de travail. *Rapport de la mission sur les arrêts de travail remis au Premier ministre*.
- BLACKBURN, M. L. (2007). Estimating wage differentials without logarithms. *Labour Economics*, 14(1):73–98.
- BRADLEY, S., GREEN, C. et LEEVES, G. (2007). Worker absence and shirking : Evidence from matched teacher-school data. *Labour Economics*, 14(3):319–334.
- BROWN, S. et SESSIONS, J. G. (1996). The Economics of Absence : Theory and Evidence. *Journal of Economic Surveys*, 10(1):23–53.
- CANAAN, S. (2022). Parental leave, household specialization and children's well-being. *Labour Economics*, 75(January):102127.
- CAROLI, E., POLLAK, C. et ROGER, M. (2022). The health-Consumption Effects of Increasing Retirement Age Late in the Game. *Documents de travail du Centre d'Economie de la Sorbonne*, (22017).
- CATTANEO, M. D., IDROBO, N. et TITIUNIK, R. (2019). *A Practical Introduction to Regression Discontinuity Designs*.
- CAZENAVE-LACROUTZ, A. et GODZINSKI, A. (2017). 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).*
- CHAUPAIN-GUILLOT, S. et GUILLOT, O. (2018). Sickness benefit rules and work absence : An empirical study based on European data. *Revue d'Economie Politique*, 127(6):1109–1137.
- COLIN CAMERON, A. et MILLER, D. L. (2015). A Practitioner's Guide to Cluster-Robust Inference. *Journal of Human Resources*, 50(2):317–372.
- COUR DES COMPTES (2019). 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*.
- D'AMURI, F. (2017). Monitoring and disincentives in containing paid sick leave. *Labour Economics*, 49(September):74–83.
- DE PAOLA, M., SCOPPA, V. et PUPO, V. (2014). Absenteeism in the Italian public sector : The effects of changes in sick leave policy. *Journal of Labor Economics*, 32(2):337–360.
- DNLF (2017). Lutte contre la fraude aux finances publiques. *Bilan 2017*, pages 1–90.
- DREES (2018). Les dépenses de santé en 2017. Résultats des comptes de la santé. *Panoramas de la DREES*.
- DREES (2019). Les dépenses de santé en 2018. Résultats des comptes de la santé. *Panoramas de la DREES*.
- DREES (2020). Les dépenses de santé en 2019. Résultats des comptes de la santé. *Panoramas de la DREES*.
- EICKER, F. (1963). Asymptotic Normality and Consistency of the Least Squares Estimators for Families of Linear Regressions. *The Annals of Mathematical Statistics*, 34(2):447–456.
- FOLLAND, S., GOODMAN, A. C. et STANO, M. (2013). *Part II : Supply and Demand*.
- FREEDMAN, D. A. (2006). On the so-called "Huber Sandwich Estimator" and "robust standard errors". *American Statistician*, 60(4):299–302.
- GAZIEL, H. H. (2004). Predictors of absenteeism among primary school teachers. *Social Psychology of Education*, 7(4):421–434.
- GEOFFARD, P.-y. (2000). Dépenses de santé : l'hypothèse d'aléa moral. *Économie & prévision*, 142(1):123–135.
- GILLESKIE, D. (2010). 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):148–163.
- GOURIEROUX, C., MONFORT, A. et TROGNON, A. (1984). Pseudo Maximum Likelihood Methods : Theory. *Econometrica*, 52(3):681.
- GOUX, D. (2003). Une histoire de l'Enquête Emploi. *Economie et statistique*, 362(1): 41–57.
- HALE, B. (2009). What 's so Moral about the Moral Hazard? *Public Affairs Quarterly*, 23(1):1–25.
- HERRMANN, M. A. et ROCKOFF, J. E. (2012). Worker absence and productivity :

- Evidence from teaching. *Journal of Labor Economics*, 30(4):749–782.
- HERRMANN, M. A. et ROCKOFF, J. E. (2013). Do menstrual problems explain gender gaps in absenteeism and earnings?. Evidence from the National Health Interview Survey. *Labour Economics*, 24:12–22.
- HEYMANN, J., RHO, H. J., SCHMITT, J. et EARLE, A. (2009). Contagion Nation : A Comparison of Paid Sick Day Policies in 22 Countries. *Center for Economic and Policy Research*, (May):1–20.
- HUBER, P. (1967). Behavior of maximum likelihood estimates under nonstandard conditions. *Proc. 5th Berkeley Sympt. Math. Statist. Prob.*, pages 221–233.
- ICHINO, A. et MORETTI, E. (2009). Biological gender differences, absenteeism, and the earnings gap. *American Economic Journal : Applied Economics*, 1(1):183–218.
- INAN, C. (2013). Les absences au travail des salariées pour raisons de santé : un rôle important des conditions de travail. *Dares Analyses*, (9).
- INSPECTIONS GÉNÉRALES DES FINANCES ET DES AFFAIRES SOCIALES (2017). L'évolution des dépenses d'indemnités journalières. *Revue des dépenses*, (M-009).
- JOHANSSON, P. et PALME, M. (1996). Do economic incentives affect work absence? empirical evidence using Swedish micro data. *Journal of Public Economics*, 59(2): 195–218.
- JOHANSSON, P. et PALME, M. (2005). Moral hazard and sickness insurance. *Journal of Public Economics*, 89(9-10):1879–1890.
- LEIGH, J. P. (1985). The effects of unemployment and the business cycle on absenteeism. *Journal of Economics and Business*, 37(2):159–170.
- LEVASSEUR, S. (2015). Vieillesse de la population active. *Revue de l'OFCE*, 142(6):339.
- MANNING, W. G. (1998). The logged dependent variable, heteroscedasticity, and the retransformation problem. *Journal of Health Economics*, 17(3):283–295.
- MANNING, W. G. et MULLAHY, J. (2001). Estimating log models : To transform or not to transform? *Journal of Health Economics*, 20(4):461–494.
- MARIE, O. et VALL CASTELLÓ, J. (2020). If Sick-Leave Becomes More Costly, Will I Go Back to Work? Could It Be Too Soon? *SSRN Electronic Journal*, (13379).
- MARKHAM, S. E. (1985). An Investigation of the Relationship Between Unemployment and Absenteeism : A Multi-Level Approach. *Academy of Management Journal*, 28(1): 228–234.
- MARKUSSEN, S., RØED, K., RØGEBERG, O. J. et GAURE, S. (2011). The anatomy of absenteeism. *Journal of Health Economics*, 30(2):277–292.
- MELCHIOR, M., KRIEGER, N., KAWACHI, I., BERKMAN, L. F., NIEDHAMMER, I. et GOLDBERG, M. (2005). Work factors and occupational class disparities in sickness absence : Findings from the GAZEL cohort study. *American Journal of Public Health*, 95(7):1206–1212.
- MELCHIOR, M., NIEDHAMMER, I., BERKMAN, L. F. et GOLDBERG, M. (2003). 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):285–293.

- MILLER, R. T., MURNANE, R. J. et WILLETT, J. B. (2008). Do teacher absences impact student achievement? Longitudinal evidence from one urban school district. *Educational Evaluation and Policy Analysis*, 30(2):181–200.
- NICHOLSON, S., PAULY, M. V., POLSKY, D., SHARDA, C., SZREK, H. et BERGER, M. L. (2006). Measuring the effects of work loss on productivity with team production. *Health Economics*, 15(2):111–123.
- NIEDHAMMER, I., BUGEL, I., GOLDBERG, M., LECLERC, a. et GUÉGUEN, a. (1998). Psychosocial factors at work and sickness absence in the Gazel cohort : a prospective study. *Occupational and environmental medicine*, 55(11):735–741.
- NIEDHAMMER, I., LESUFFLEUR, T., MEMMI, S. et CHASTANG, J.-F. (2017). Working conditions in the explanation of occupational inequalities in sickness absence in the French SUMER study. *European Journal of Public Health*, 27(6):1061–1068.
- OCDE (2013). Chapitre 1. Les réformes récentes des retraites et leur impact redistributif. In *Panorama des pensions 2013 : les indicateurs de l'OCDE et du G20*, Les pensions dans les pays de l'OCDE, pages 17–67. OECD, ocde édition.
- OCDE (2016). Chapitre 1. Réformes récentes des régimes de retraite. In *Panorama des pensions 2015 : les indicateurs de l'OCDE et du G20*, pages 17–48. Ocde édition.
- PAULY, M. V. (1968). The Economics of Moral Hazard : Comment. *The American Economic Review*, 58(3, Part 1):531–537.
- PAULY, M. V., NICHOLSON, S., POLSKY, D., BERGER, M. L. et SHARDA, C. (2008). Valuing reductions in on-the-job illness : ‘presenteeism’ from managerial and economic perspectives. *Health Economics*, 17(4):469–485.
- PAULY, M. V., NICHOLSON, S., XU, J., POLSKY, D., DANZON, P. M., MURRAY, J. F. et BERGER, M. L. (2002). A general model of the impact of absenteeism on employers and employees. *Health Economics*, 11(3):221–231.
- PETTERSSON-LIDBOM, P. et THOURSIE, P. S. (2013). Temporary Disability Insurance and Labor Supply : Evidence from a Natural Experiment\*. *Scandinavian Journal of Economics*, 115(2):485–507.
- PICHLER, S. (2015). Sickness Absence, Moral Hazard, and the Business Cycle. *Health Economics*, 24(6):692–710.
- PICHLER, S., WEN, K. et ZIEBARTH, N. R. (2021). Positive Health Externalities of Mandating Paid Sick Leave. *Journal of Policy Analysis and Management*, 40(3):715–743.
- PICHLER, S. et ZIEBARTH, N. R. (2017). The pros and cons of sick pay schemes : Testing for contagious presenteeism and noncontagious absenteeism behavior. *Journal of Public Economics*, 156:14–33.
- PICHLER, S. et ZIEBARTH, N. R. (2020). Labor Market Effects of U.S. Sick Pay Mandates. *Journal of Human Resources*, 55(2):611–659.
- POLLAK, C. (2017). The impact of a sick pay waiting period on sick leave patterns. *European Journal of Health Economics*, 18(1):13–31.
- PUHANI, P. A. et SONDERHOF, K. (2010). The effects of a sick pay reform on absence and on health-related outcomes. *Journal of Health Economics*, 29(2):285–302.
- SAGIE, A. (1998). Employee absenteeism, organizational commitment, and job satis-

- faction : Another look. *Journal of Vocational Behavior*, 52(2):156–171.
- SCHAUFELI, W. B., BAKKER, A. B. et van RHENEN, W. (2009). How changes in job demands and resources predict burnout, work engagement, and sickness absenteeism. *Journal of Organizational Behavior*, 30(7):893–917.
- SHAPIRO, B. C. et STIGLITZ, J. E. (1984). 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):433–444.
- STEARNS, J. et WHITE, C. (2018). Can paid sick leave mandates reduce leave-taking? *Labour Economics*, 51(May 2016):227–246.
- SUSSER, P. et ZIEBARTH, N. R. (2016). Profiling the U.S. Sick Leave Landscape : Presenteeism among Females. *Health Services Research*, 51(6):2305–2317.
- VAHTERA, J., KIVIMÄKI, M., PENTTI, J., THEORELL, T., VAHTERA, T. et KIVIMAKI, M. (2000). 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):484–493.
- VOSS, M., FLODERUS, B. et DIDERICHSEN, F. (2001). Changes in sickness absenteeism following the introduction of a qualifying day for sickness benefit - Findings from Sweden Post. *Scandinavian Journal of Public Health*, 29(3):166–174.
- WHITE, H. (1980). A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity. *Econometrica*, 48(4):817.



## 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 maladie<sup>97</sup>) en remplacement de leur revenu d'activité (50 % du salaire journalier de base) représentent environ 8,5 milliards d'euros en 2018, soit 3,2 % de la dépense courante de santé (DCS)<sup>98</sup>. 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 dispositif<sup>99</sup> : 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)<sup>100</sup> : + 24 % pour les IJ de maladie et + 19 % pour la dépense courante de santé au sens international entre 2010 et 2019 (Drees, 2019, 2020). Les évolutions moyennes des IJ et de la DCSi sont comparables sur longue période (Inspections générales des finances et des affaires sociales, 2017), et le nombre de jours indemnisés pour maladie croît au rythme des arrêts liés aux accidents du travail et maladies professionnelles depuis 2009<sup>101</sup>.

---

97. 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).

98. 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.

99. 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).

100. 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 remplacement tels que les indemnités journalières.

101. 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

Les arrêts de courte durée forment une part limitée des dépenses : 60 % (respectivement 75 %) des arrêts indemnisés par l'assurance maladie (c'est à dire de plus de 3 jours) durent moins de 15 jours (respectivement moins de 30 jours) et représentent 9 % (respectivement 18 %) de la dépense totale en indemnités journalières. A l'inverse, 7 % (respectivement 3 %) des arrêts indemnisés par l'assurance maladie durent plus de 90 jours (respectivement plus d'un an) et représentent 44 % (respectivement 24 %) de la dépense totale en indemnités journalières ([Cour des comptes, 2019](#); [Bérard \*et al.\*, 2019](#)).

## A.2 Le concept d'aléa moral en économie

Le concept d'aléa moral, popularisé en économie par les articles fondateurs d'[Arrow \(1963\)](#) et [Pauly \(1968\)](#), désigne la modification du comportement individuel lorsqu'un risque est couvert par une assurance<sup>102</sup>. L'aléa moral décrit à la fois le changement de comportement en matière de déclaration (par exemple, une demande d'indemnisation ou de réparation) et en matière de prise de risque individuelle (par exemple, un investissement dans la prévention)<sup>103</sup>. En revanche, cette définition ne fait pas de distinction entre l'"accès" aux garanties de l'assurance (justifié, nécessaire) et l'"excès" d'usage (injustifié, frauduleux), 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 cette fois exclusivement référence à l'augmentation de la prise de risque individuelle et aux réclamations excessives (voire frauduleuses) des agents lorsqu'un risque est pris en charge par une assurance<sup>104</sup>. Selon la théorie économique néo-classique ([Allen, 1981](#); [Shapiro et Stiglitz, 1984](#); [Barmby \*et al.\*, 1994](#); [Brown et Sessions, 1996](#); [Folland \*et al.\*, 2013](#)), 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, par exemple, est supposé parfaitement connu de l'assuré mais pas de l'assureur ou du médecin en charge de prescrire un arrêt de travail)<sup>105</sup>. 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

---

caractère professionnel de la maladie, qui peut survenir plusieurs mois après la première consultation médicale.

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

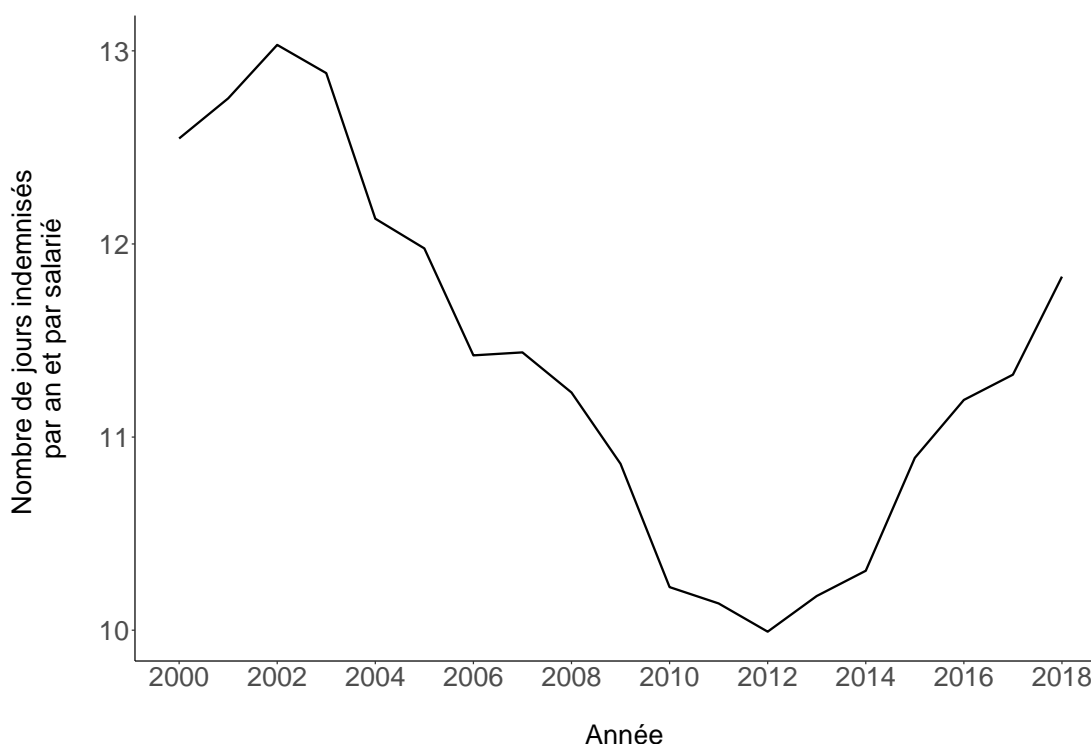
103. Une distinction classique est faite entre l'aléa moral ex ante (qui désigne, par exemple, la variation de la probabilité de tomber malade ou d'effectuer cette déclaration), typiquement lié à la prévention, et l'aléa moral ex post (qui désigne, par exemple, la variation de la probabilité de s'arrêter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

104. L'aléa moral ainsi défini renoue avec la littérature actuarielle ([Baker, 1996](#)) qui lui attribue traditionnellement une connotation négative, voire péjorative.

105. 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" ([Hale, 2009](#)).

faire référence aux comportements opportunistes résultant de ce type d'aléa moral (Sagie, 1998; Gaziel, 2004)<sup>106</sup>. En pratique, la part des absences qui relève de ce mécanisme est difficilement quantifiable, 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 (Geoffard, 2000).

## Figures supplémentaires



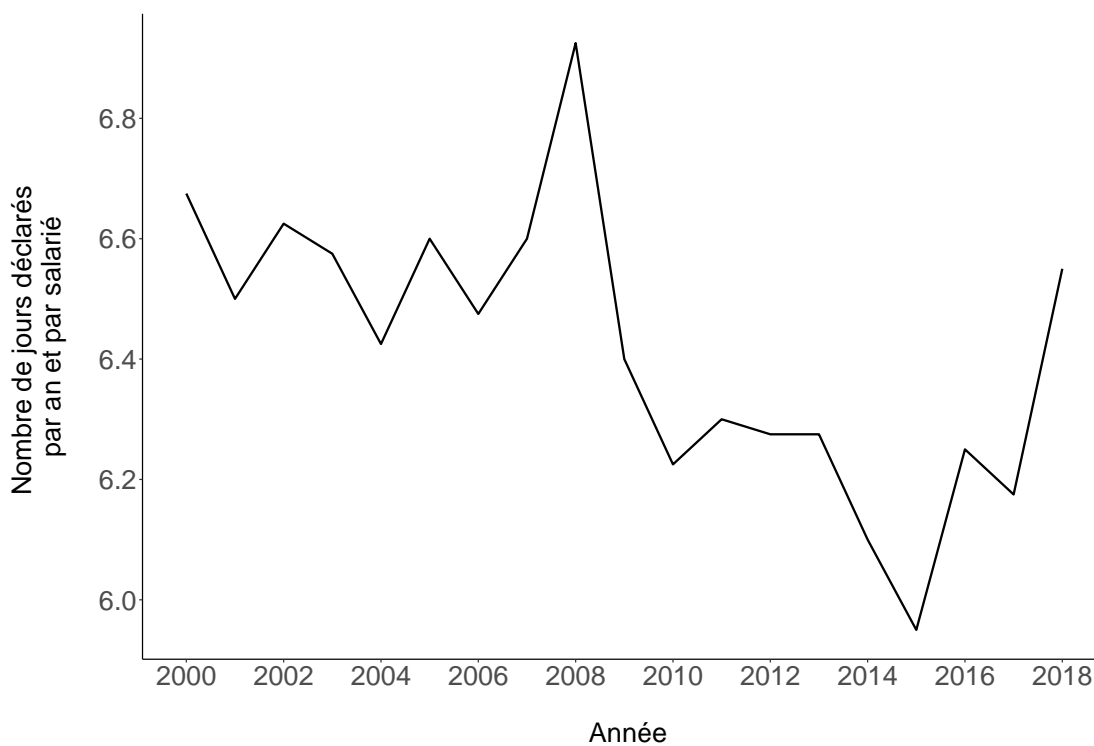
**FIGURE 6** – Nombre de jours d'absence pour maladie indemnisés par an et par salarié pour 14 pays de l'OCDE

*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.

106. Cette définition transparaît également implicitement dans l'expression usuelle "problème d'aléa moral" (Johansson et Palme, 1996, 2005; De Paola *et al.*, 2014).

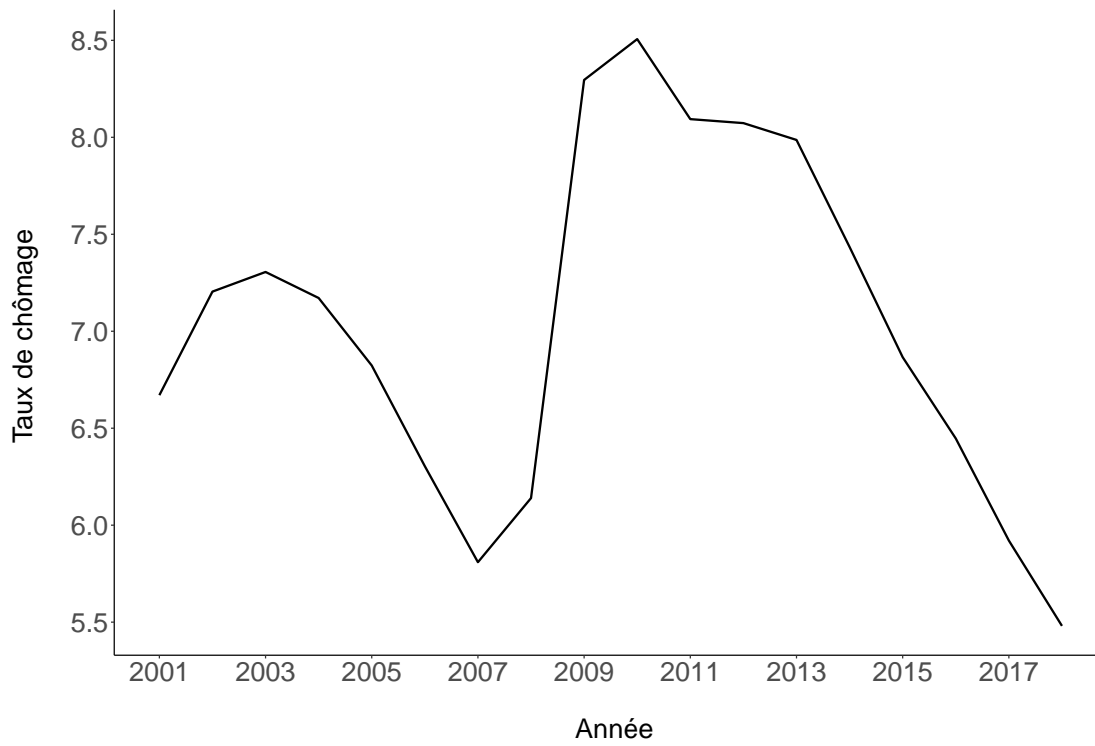


**FIGURE 7** – Nombre de jours d’absence pour maladie déclarés par an et par salarié pour 4 pays de l’OCDE

*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.

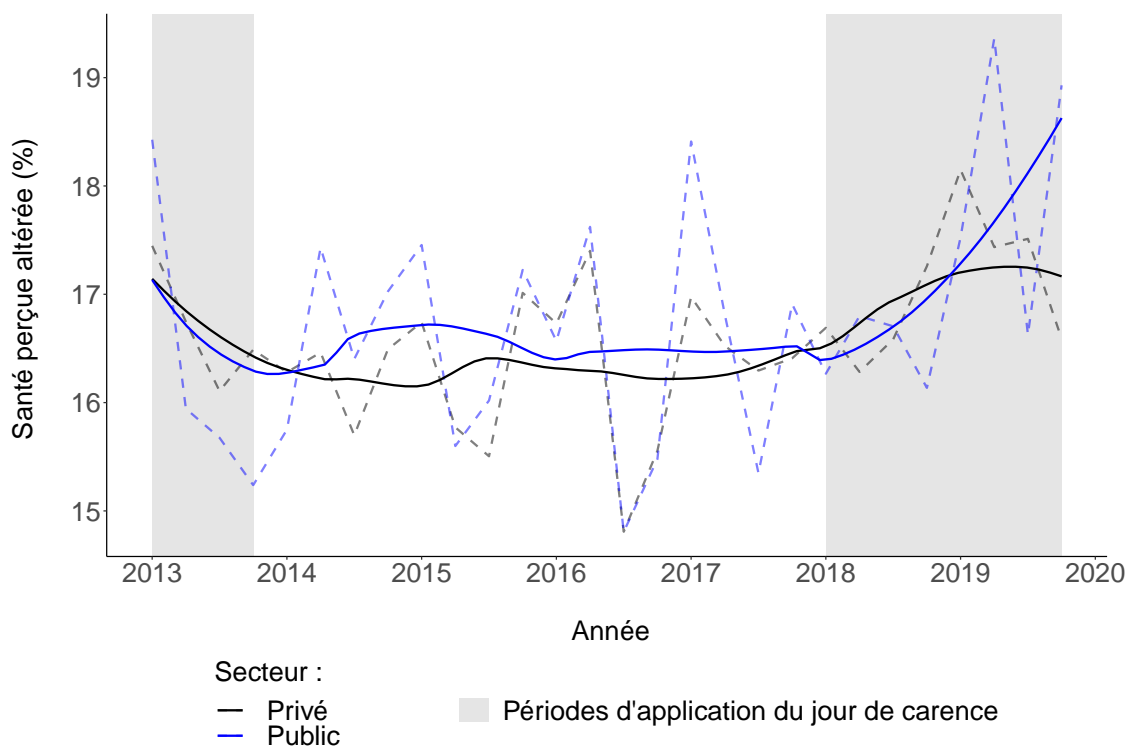
*Source* : OCDE.Stat. *Health Status : Absence from work due to illness*. Calculs des auteurs.



**FIGURE 8** – Taux de chômage dans les pays de l'OCDE

*Champ* : Pays de l'OCDE.

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



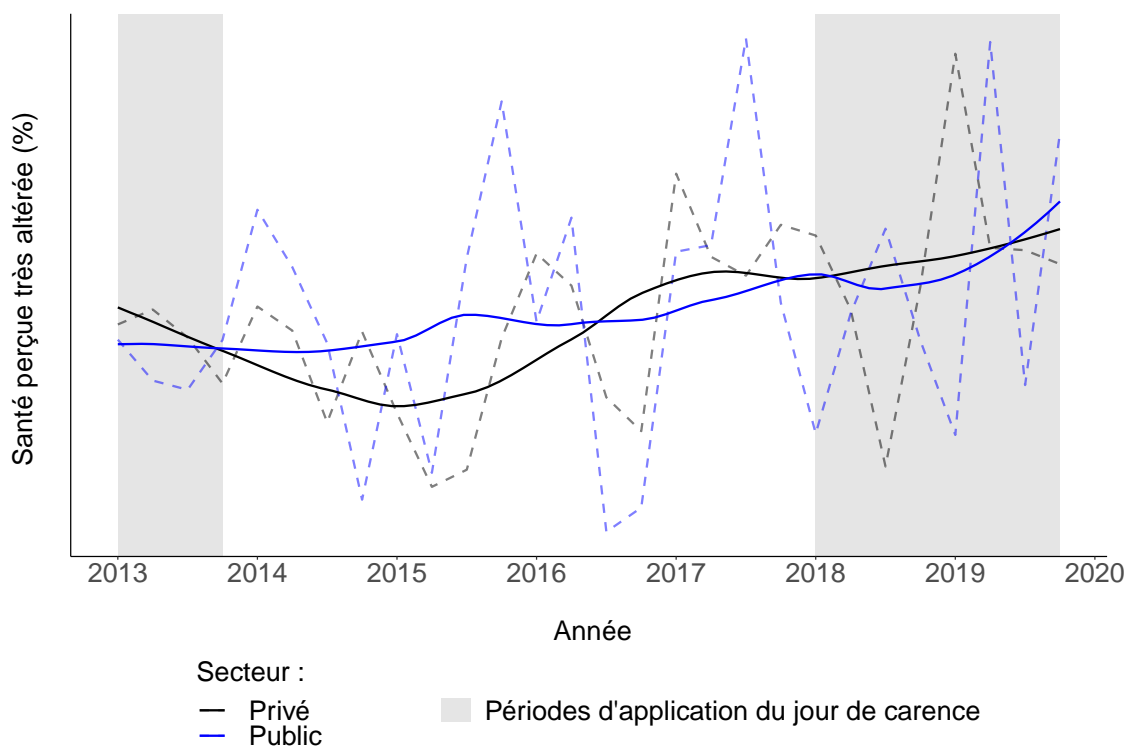
**FIGURE 9** – Part des salariés dont la santé est altérée (moyenne à très mauvaise)

*Note* : Données brutes (trimestrielles) en lignes pointillées et données lissées en lignes continues (ajustement polynomial local). Résultats pondérés.

Les périodes grisées correspondent aux années (civiles) d'application du jour de carence dans le secteur public (2012-2013 et 2018-2019).

*Champ* : Salariés de France métropolitaine (hors Corse).

*Source* : EEC-INSEE, période 2013-2019.



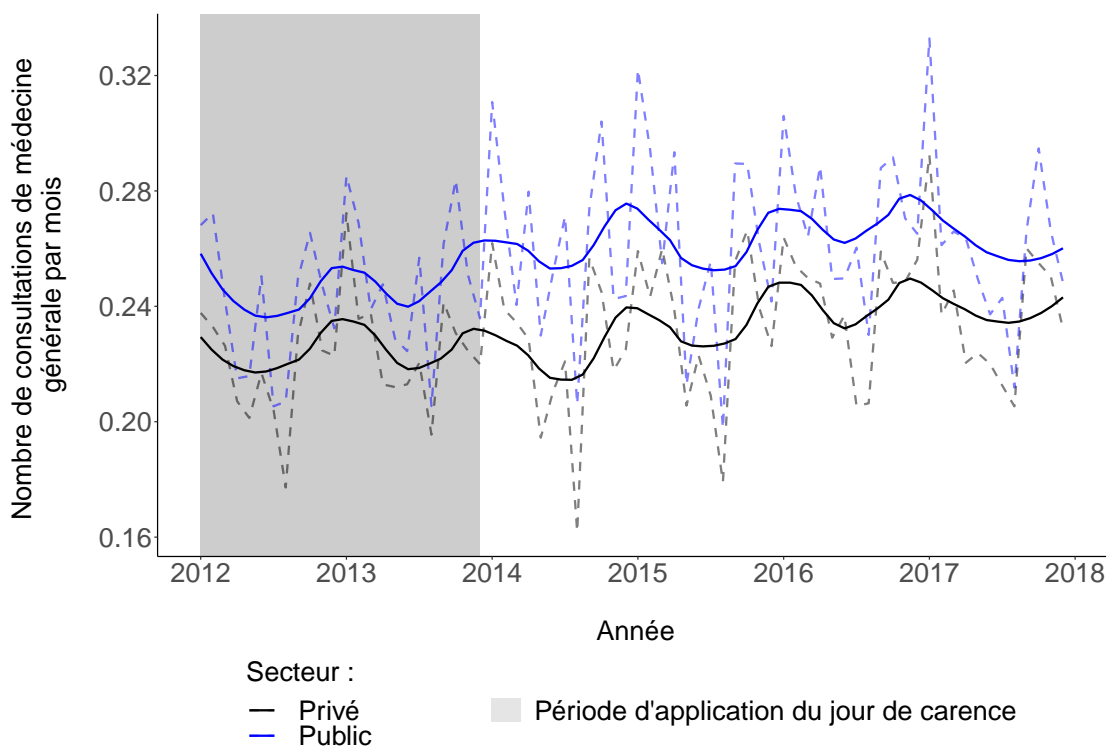
**FIGURE 10** – Part des salariés dont la santé est très altérée (mauvaise à très mauvaise)

*Note* : Données brutes (trimestrielles) en lignes pointillées et données lissées en lignes continues (ajustement polynomial local). Résultats pondérés.

Les périodes grisées correspondent aux années (civiles) d'application du jour de carence dans le secteur public (2012-2013 et 2018-2019).

*Champ* : Salariés de France métropolitaine (hors Corse).

*Source* : EEC-INSEE, période 2013-2019.



**FIGURE 11** – Nombre de consultations de médecine générale par salarié et par mois

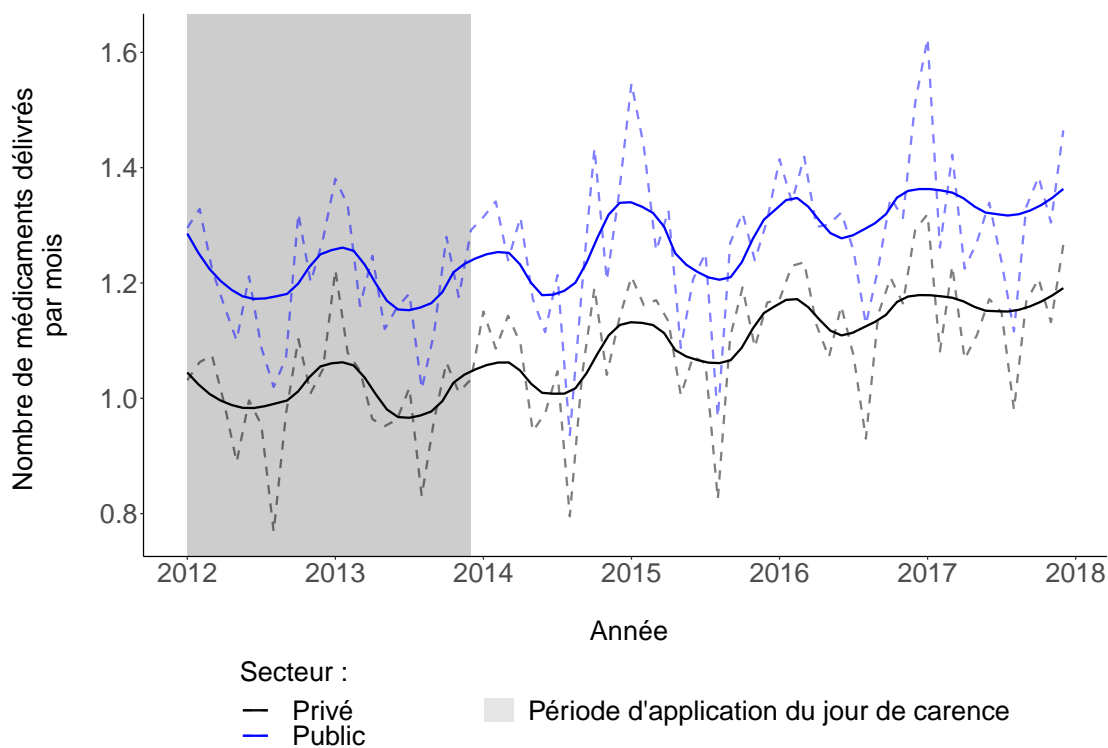
*Note* : Données brutes (mensuelles) en lignes pointillées et données lissées en lignes continues (ajustement polynomial local). Résultats pondérés.

La période grisée correspond aux années (civiles) d'application du jour de carence dans le secteur public (2012-2013) au cours de la période étudiée.

*Champ* : Salariés de France métropolitaine (hors Corse).

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





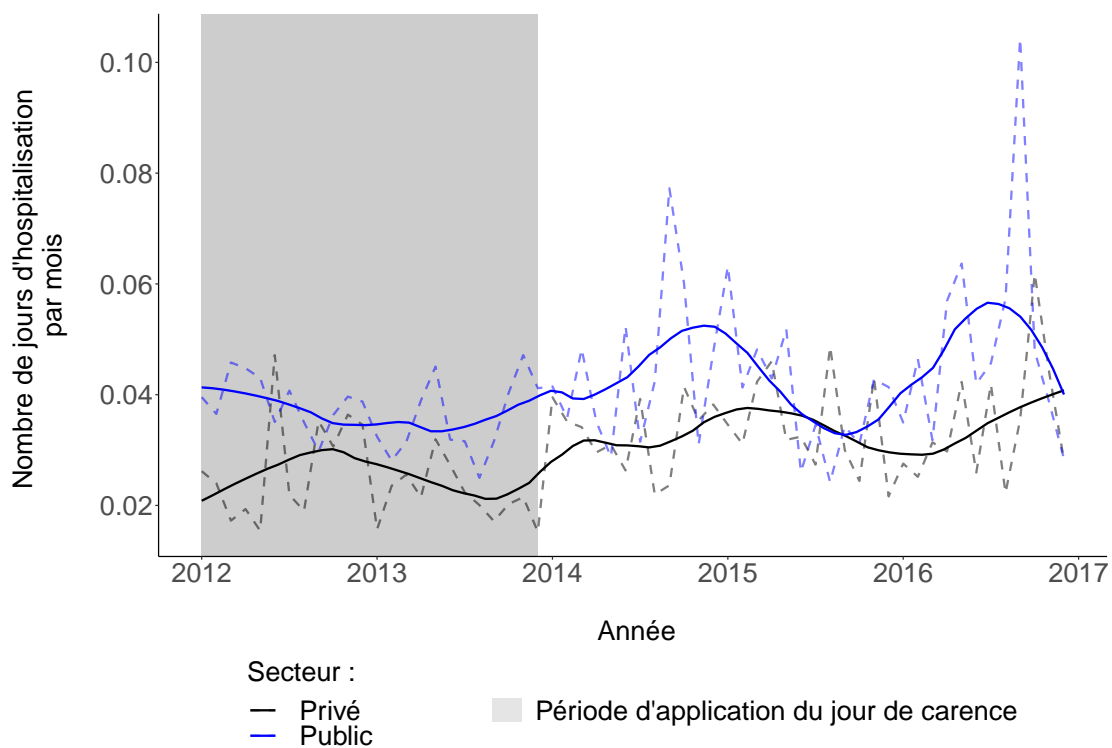
**FIGURE 12** – Nombre médicaments délivrés en pharmacie par salarié et par mois

*Note* : Données brutes (mensuelles) en lignes pointillées et données lissées en lignes continues (ajustement polynomial local). Résultats pondérés.

La période grisée correspond aux années (civiles) d'application du jour de carence dans le secteur public (2012-2013) au cours de la période étudiée.

*Champ* : Salariés de France métropolitaine (hors Corse).

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



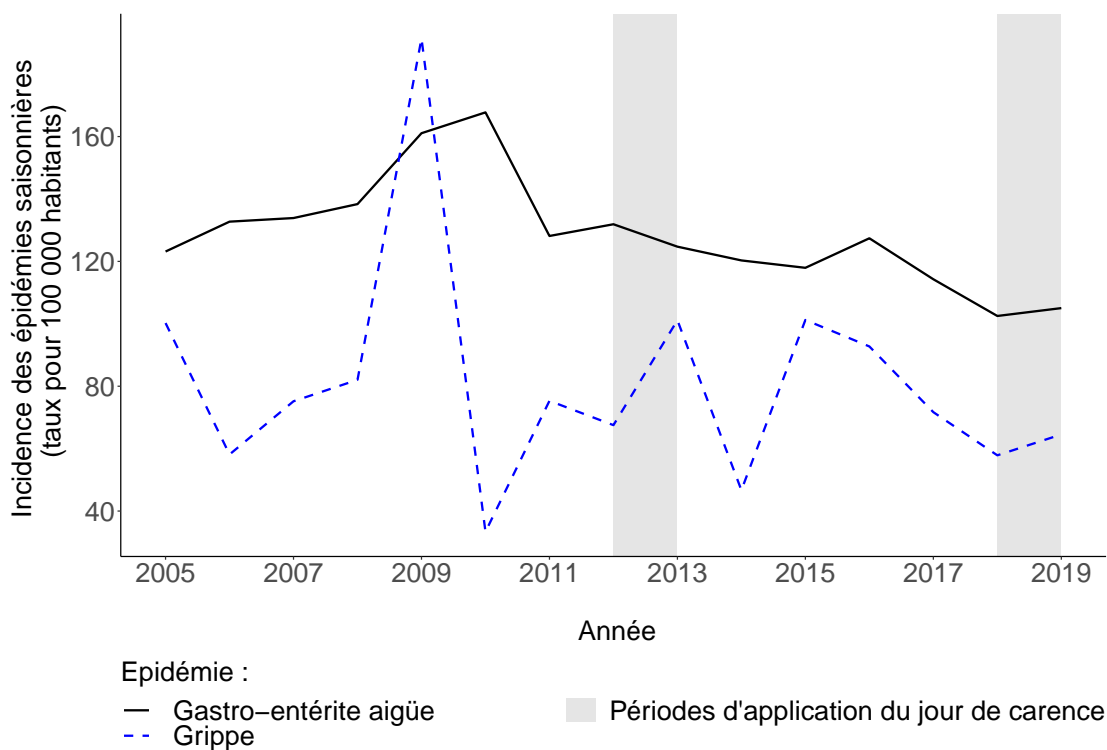
**FIGURE 13** – Nombre de jours d’hospitalisation par salarié et par mois

*Note* : Données brutes (mensuelles) en lignes pointillées et données lissées en lignes continues (ajustement polynomial local). Résultats pondérés.

La période grisée correspond aux années (civiles) d’application du jour de carence dans le secteur public (2012-2013) au cours de la période étudiée.

*Champ* : Salariés de France métropolitaine (hors Corse).

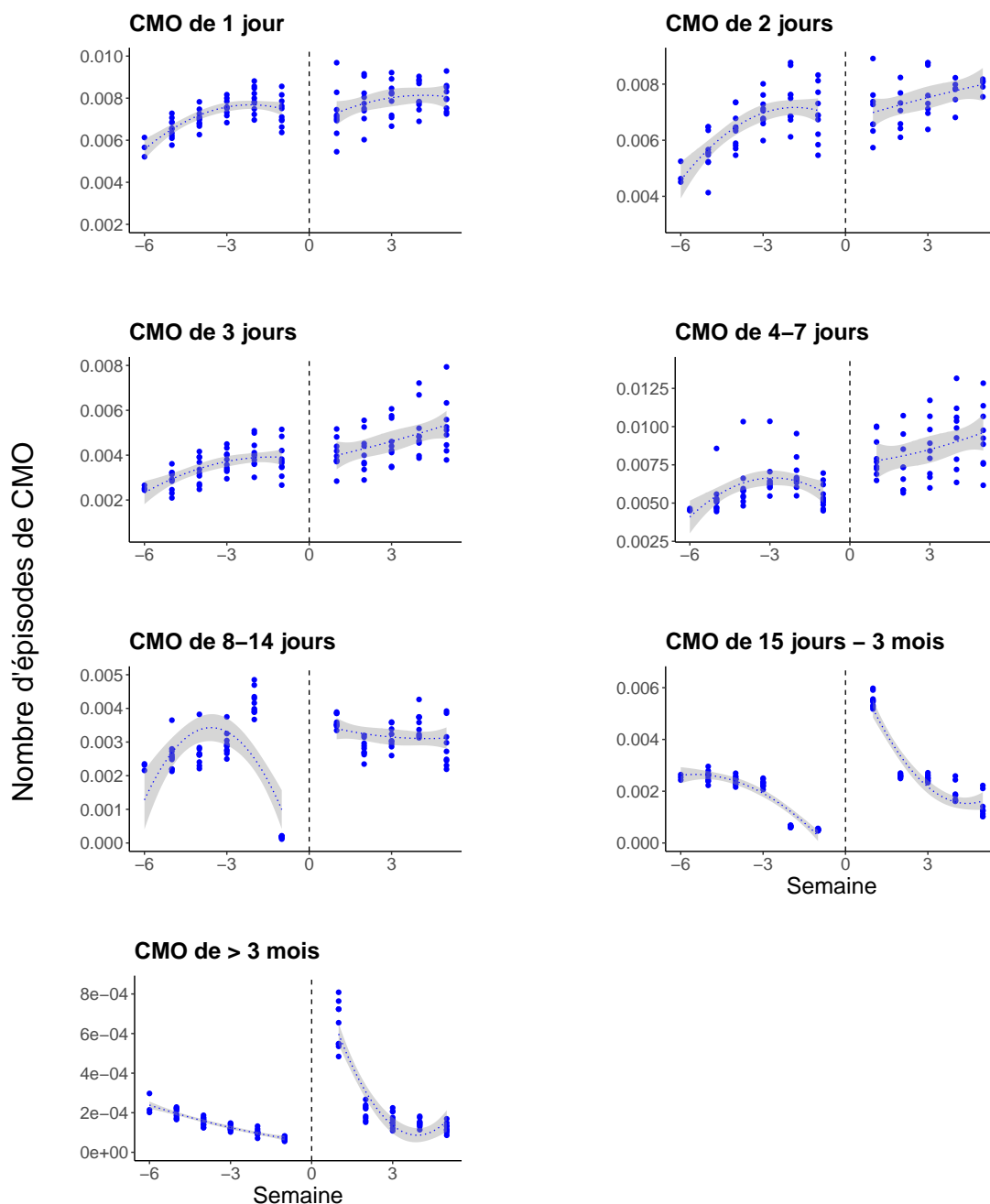
*Source* : CT-RPS (DARES), SNDS (CNAM), période 2012-2017.



**FIGURE 14** – 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).

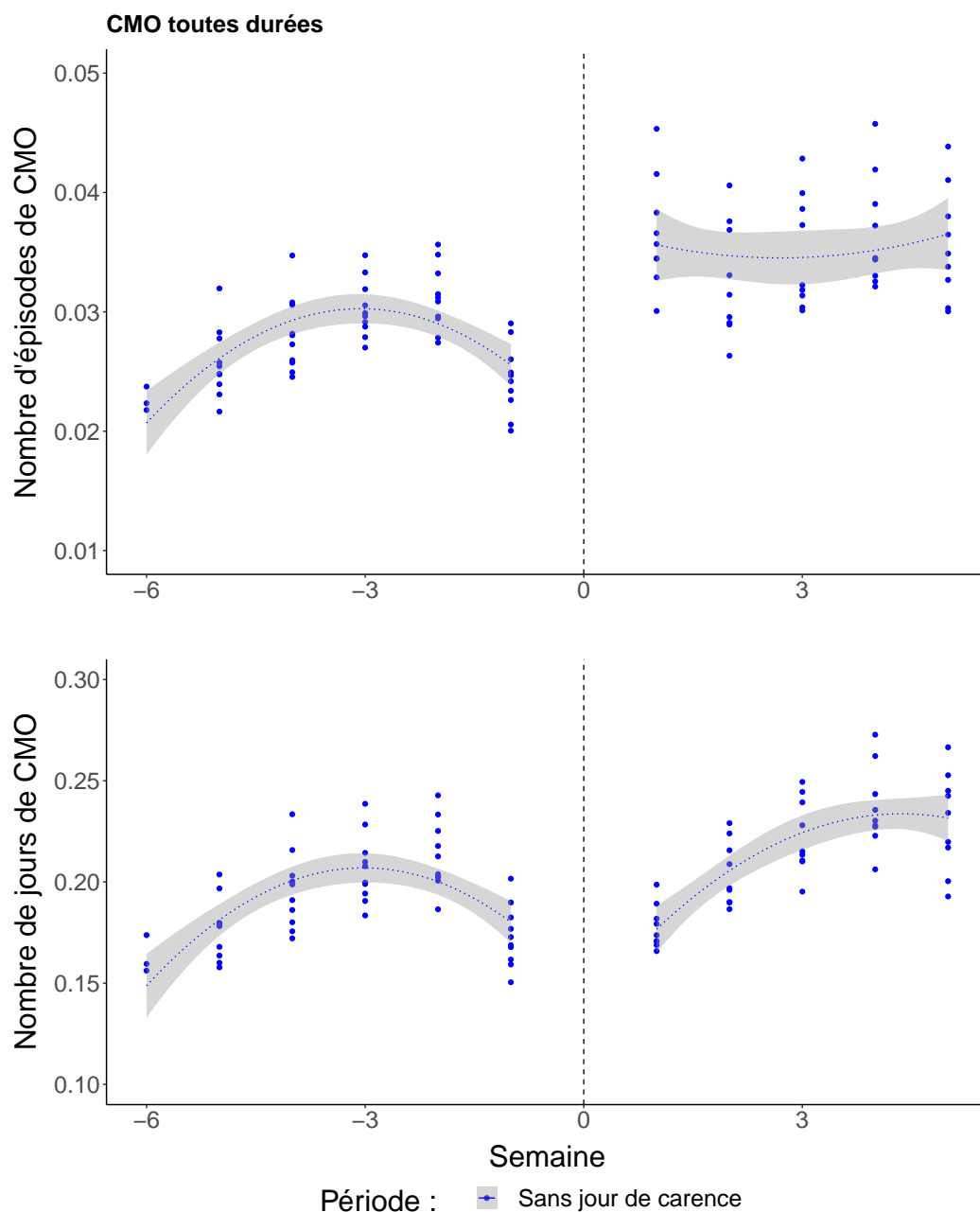
*Source* : Réseau Sentinelles, INSERM/Sorbone Université (<https://www.sentiweb.fr/>), période 2005-2019.



**FIGURE 15** – Nombre d'épisodes de CMO par salarié au cours des semaines suivant et précédant le 1er janvier de chaque année scolaire lorsque le jour de carence n'est pas appliqué (période 2006-2019).

*Note* : Chaque point représente une semaine x année. Seules les années scolaires où le jour de carence n'est pas appliqué sont représentées (2006/2007, 2007/2008, 2008/2009, 2009/2010, 2010/2011, 2014/2015, 2015/2016 et 2016/2017).

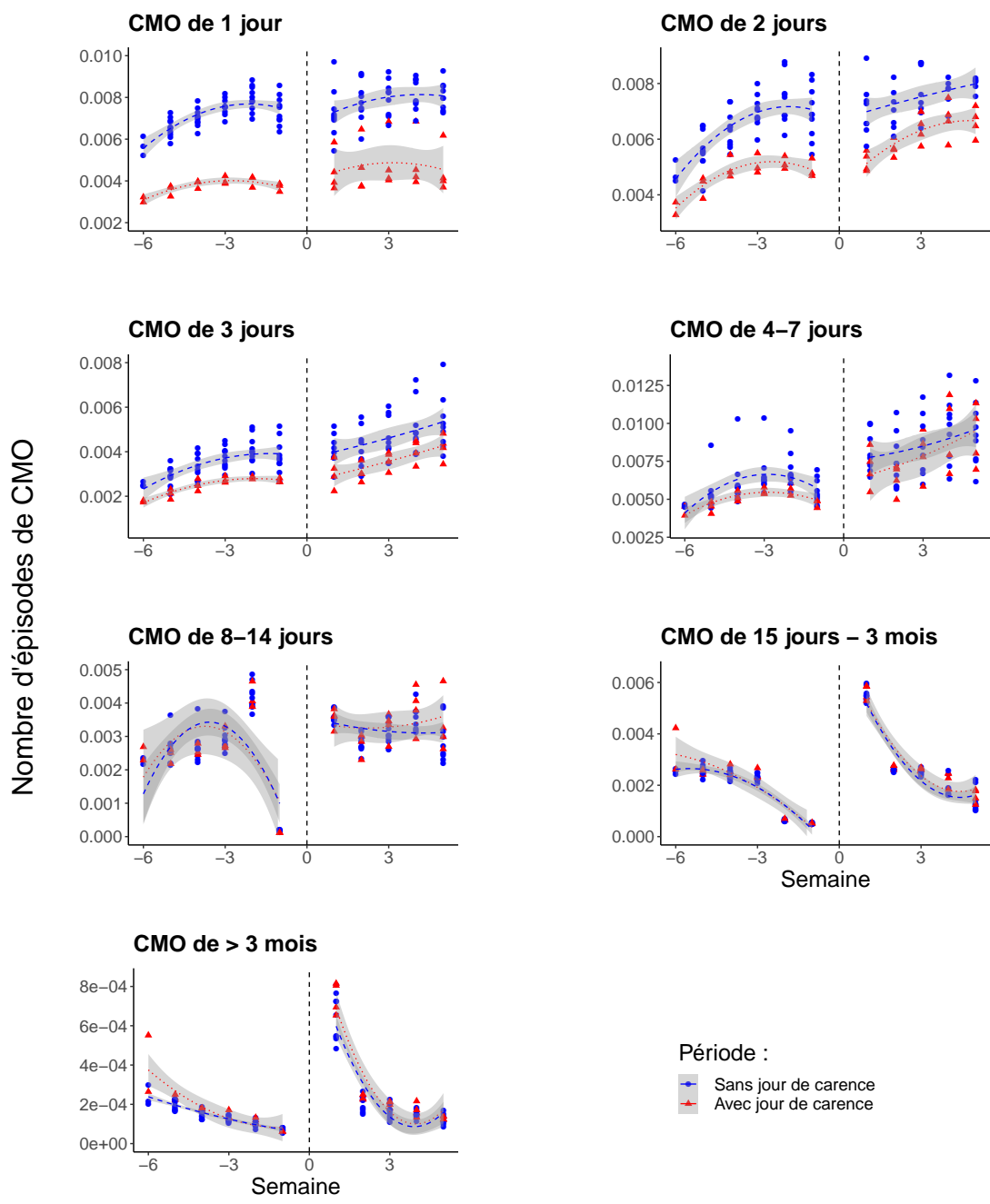
L'évolution moyenne (en pointillée) est estimée par un polynôme de degré 2 en distinguant respectivement les semaines qui précèdent et suivent le 1er janvier. L'intervalle de confiance à 95 % est représenté en zone grisée.



**FIGURE 16** – Nombre d'épisodes de CMO et nombre moyen de jours de CMO par salarié au cours des semaines suivant et précédant le 1er janvier de chaque année scolaire lorsque le jour de carence n'est pas appliqué (période 2006-2019).

*Note* : Chaque point représente une semaine x année. Seules les années scolaires où le jour de carence n'est pas appliqué sont représentées (2006/2007, 2007/2008, 2008/2009, 2009/2010, 2010/2011, 2014/2015, 2015/2016 et 2016/2017).

L'évolution moyenne (en pointillée) est estimée par un polynôme de degré 2 en distinguant respectivement les semaines qui précèdent et suivent le 1er janvier. L'intervalle de confiance à 95 % est représenté en zone grisée.

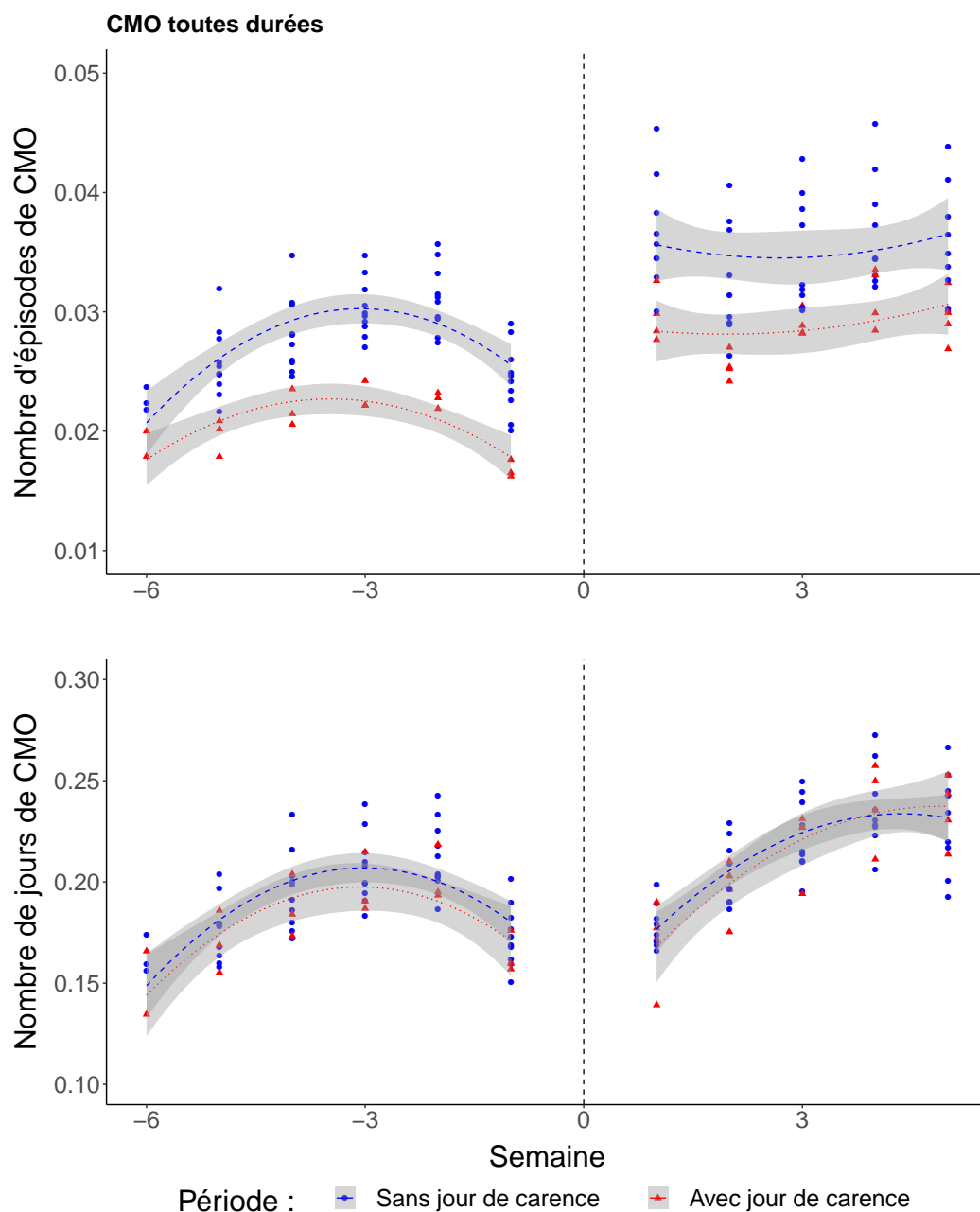


**FIGURE 17** – Nombre d'épisodes de CMO par salarié au cours des semaines qui suivent et précèdent le 1er janvier de chaque année scolaire (période 2006-2019).

*Note* : Chaque point représente une semaine x année : les points sont rouges lorsque le jour de carence est appliqué, bleu sinon. L'évolution moyenne (en pointillée) est estimée par un polynôme de degré 2 en distinguant respectivement les semaines qui précèdent et suivent le 1er janvier. L'intervalle de confiance à 95 % est représenté en zone grisée.

*Champ* : Personnels de l'enseignement public.

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

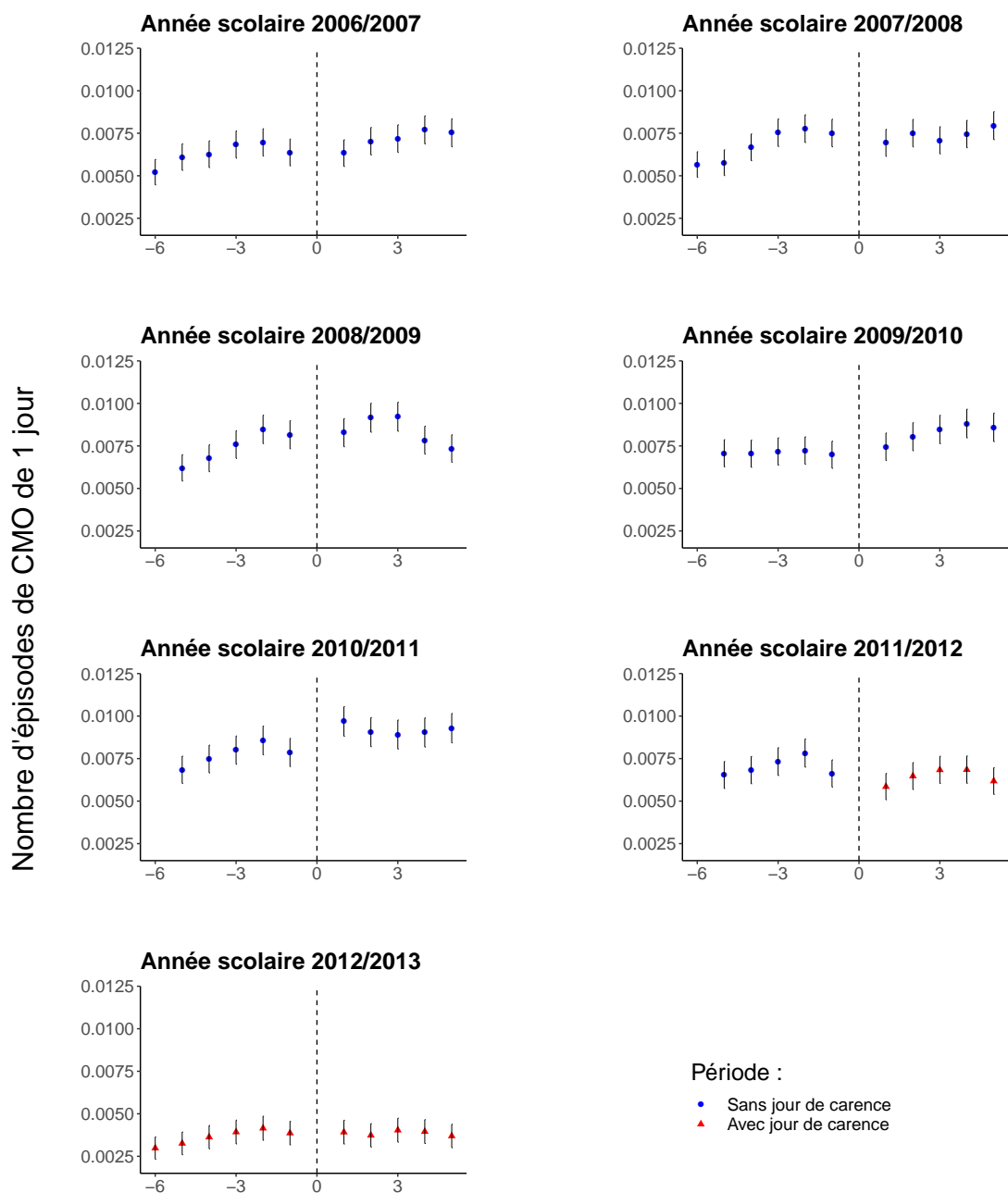


**FIGURE 18** – Nombre d'épisodes de CMO et nombre moyen de jours de CMO par salarié au cours des semaines qui suivent et précèdent le 1er janvier de chaque année scolaire (période 2006-2019).

*Note* : Chaque point représente une semaine x année : les points sont rouges lorsque le jour de carence est appliqué, bleu sinon. L'évolution moyenne (en pointillée) est estimée par un polynôme de degré 2 en distinguant respectivement les semaines qui précèdent et suivent le 1er janvier. L'intervalle de confiance à 95 % est représenté en zone grisée.

*Champ* : Personnels de l'enseignement public.

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



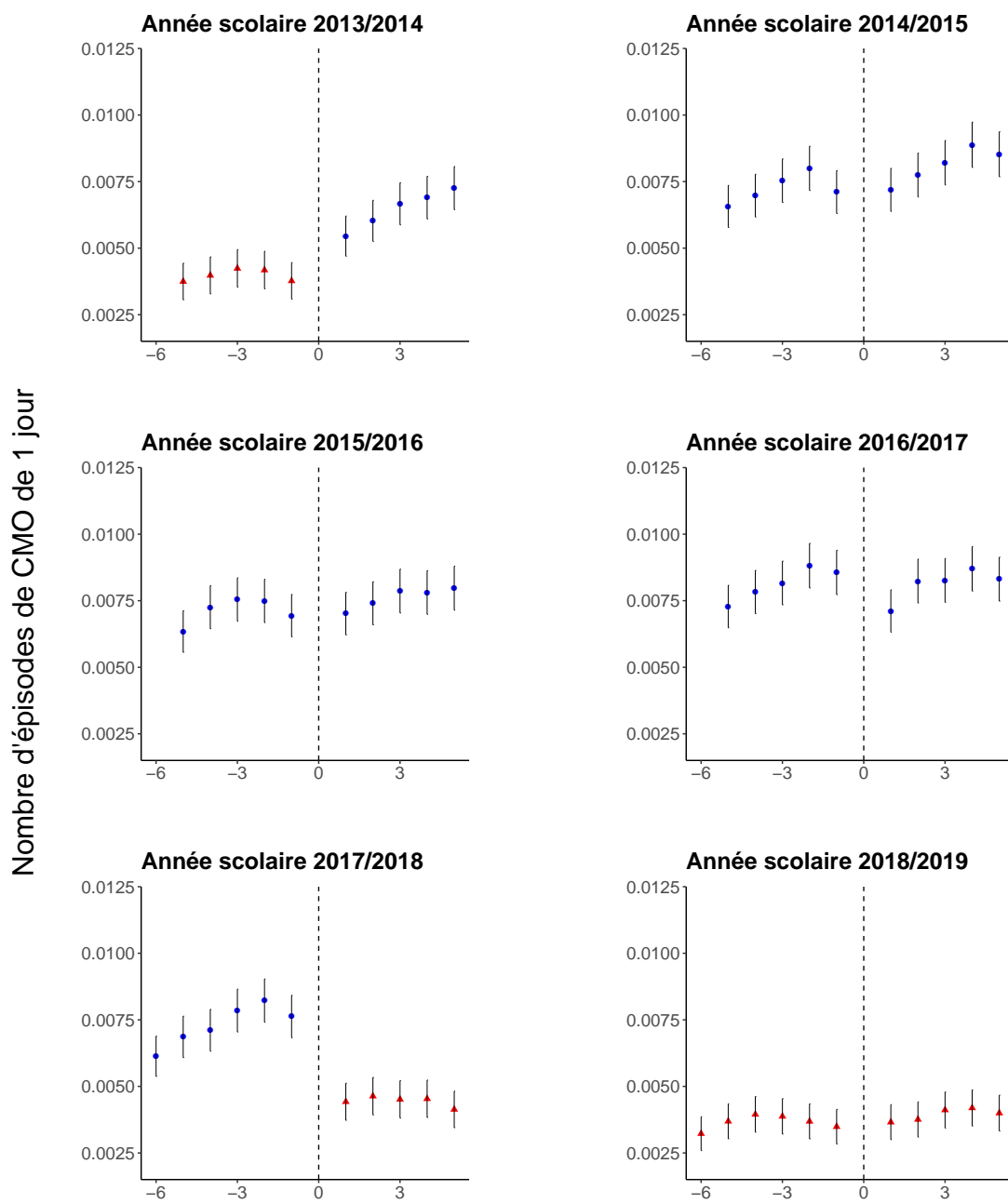
**FIGURE 19** – Nombre d'épisodes de CMO d'une journée par salarié au cours des semaines qui suivent et précèdent le 1er janvier de chaque année scolaire (période 2006-2013).

*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'enseignement public.

*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'enseignement public.

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

## Tables supplémentaires

**TABLE 10** – Caractéristiques des salariés des secteurs publics et privés au cours de la période 2013-2019 (Enquête Emploi, résultats pondérés)

	(1)	(2)
	Salariés du secteur privé	Salariés du secteur public
Nombre d'individus	202 746	61 089
Nombre d'observations	282 726	87 823
Age	41	43,6
Femme (%)	46,1	63,5
Diplôme (%)		
Inférieur au bac	44,4	32,3
Bac	19,5	16,8
Bac +2	15,9	15,5
Bac +3/4	8,8	20,5
≥ Bac +5	11	14,9
Catégorie socio-professionnelle (%)		
Cadre et profession intellectuelle supérieure	17,4	21
Profession intermédiaire	24,7	35,7
Employé	29,3	36,8
Ouvrier	28,1	6,4
Temps partiel (%)	18	20,6
Ancienneté	19,5	20,5
Salaire net (euros)	1 891	1 932
Santé perçue (%)		
Très bonne	36,9	36
Bonne	46,4	47
Moyenne	13,4	13,6
Mauvaise	2,8	2,8
Très mauvaise	0,3	0,3
Limitation d'activité depuis au moins 6 mois (%)	11,1	12
Maladie chronique ou durable (%)	19,6	21,7
Handicap ou perte d'autonomie reconnus (%)	4,5	4,5

*Champ* : Salariés du secteur public et du secteur privé (hors salariés de particuliers employeurs), hors DOM et Corse.

*Source* : Enquête emploi en continu (INSEE), période 2013-2019, première et sixième interrogations.

**TABLE 11** – Caractéristiques des salariés des secteurs publics et privés en 2013 (Enquête Conditions de travail, panel 2013-2016, résultats pondérés)

	(1)	(2)
	Salariés du secteur privé	Salariés du secteur public
Nombre d'individus	7 066	5 809
Age	40,1	42,1
Femme (%)	41,6	60
Diplôme (%)		
Inférieur au bac	43	32,1
Bac	18,3	16,2
Bac +2	15,7	12
Bac +3/4	11,2	23,6
≥ Bac +5	11,8	16,1
Catégorie socio-professionnelle (%)		
Cadre et profession intellectuelles supérieure	19,4	23,9
Profession intermédiaire	26,2	31,9
Employé	23,9	36,4
Ouvrier	30,2	7,8
Temps partiel (%)	14,9	16,8
Ancienneté	20,2	21,2
Salaire net (euros)	1933	2041
Recours aux soins		
Nombre de consultations de médecine générale	2,7	2,9
Nombre de médicaments délivrés	12,3	14,4
Nombre de jours d'hospitalisation	0,26	0,24

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

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

**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 du secteur public de l'éducation nationale 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 du secteur public de l’éducation nationale 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)
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.

Toutes les colonnes incluent les variables de contrôle suivantes : 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* : Personnels du secteur public de l’éducation nationale (hors apprentis, ingénieurs et personnels techniques) exerçant en France métropolitaine (hors DOM et Corse).

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

**TABLE 14** – Estimation de l’effet du jour de carence pour l’ensemble des personnels du secteur public de l’éducation nationale (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 ( $\beta$ )	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)	-0.0168*** (0.00520)	0.0189* (0.0110)	-0.258*** (0.00688)	-0.0607*** (0.00325)
Variation relative † (%)	-43,6	-25,6	-25,5	-11,3	-3,6	-1,7	1,9	-22,7	-5,9
Observations	27 310 449	27 310 449	27 310 449	27 310 449	27 310 449	25 225 845	25 225 845	27 310 449	27 310 449
Encadrement	-1.057*** (0.0925)	-0.711*** (0.0617)	-0.482*** (0.0541)	-0.328*** (0.0232)	-0.191*** (0.0363)	-0.0436 (0.0302)	0.0243 (0.0965)	-0.299*** (0.0164)	-0.0915*** (0.0266)
Variation relative † (%)	-65,3	-50,9	-38,2	-28	-17,4	-4,3	2,4	-25,8	-8,7
Observations	625 725	625 725	625 725	625 725	625 725	576 958	576 958	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)	0.00451 (0.0146)	0.0733 (0.0495)	-0.194*** (0.0124)	-0.0409*** (0.0130)
Variation relative † (%)	-38,6	-23,2	-19,9	-12,5	-3,6	0,5	7,6	-17,6	-4
Observations	3 967 521	3 967 521	3 967 521	3 967 521	3 967 521	3 645 322	3 645 322	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)	0.00743 (0.0158)	0.0310 (0.0401)	-0.430*** (0.0107)	-0.0825*** (0.0105)
Variation relative † (%)	-69,7	-50,2	-38,5	-22,9	-10	0,7	3,1	-35	-7,9
Observations	1 881 084	1 881 084	1 881 084	1 881 084	1 881 084	1 738 340	1 738 340	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)	0.0183 (0.0273)	0.0930 (0.0867)	-0.261*** (0.0138)	-0.0276** (0.0124)
Variation relative † (%)	-54,3	-38,6	-27,2	-16,6	-5,5	1,8	9,7	-23	-2,7
Observations	480 660	480 660	480 660	480 660	480 660	442 810	442 810	480 660	480 660

Note : \* p < 0.1, \*\* p < 0.05, \*\*\* p < 0.01. Les coefficients d’intérêt  $\beta$  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 :  $(e^\beta - 1) * 100$ .

Toutes les colonnes incluent les variables de contrôle suivantes : 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 localisation de l’établissement en 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).

Les estimations des colonnes (6) et (7) excluent le 3<sup>e</sup> quadrimestre (septembre-décembre) des années précédant une réforme (introduction ou suppression) du jour de carence.

Champ : Personnels du secteur public de l’éducation nationale (hors apprentis, ingénieurs et personnels techniques) exerçant en France métropolitaine (hors DOM et Corse).

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

**TABLE 15** – Estimation de l’effet du jour de carence sur la santé perçue des salariés du secteur public (modèle 5)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Santé altérée		Santé très altérée		Limitation d’activité	
	OLS	Poisson	OLS	Poisson	OLS	Poisson
Jour de carence x Secteur public <sup>(1)</sup>	-0.00203 (0.00471)	-0.0131 (0.0269)	-0.00170 (0.00193)	-0.0557 (0.0597)	-0.00206 (0.00290)	-0.0192 (0.0237)
Jour de carence x Education <sup>(2)</sup>	-0.00701 (0.00686)	-0.0394 (0.0462)	-0.000747 (0.00296)	-0.0171 (0.107)	-0.00572 (0.00649)	-0.0513 (0.0623)
Observations	369 523	369 523	369 523	369 523	370 176	370 176

*Note* : \*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ . Les écarts-types sont clusterisés au niveau de la région de résidence (découpage administratif en vigueur avant 2016) et sont robustes à l’hétéroscédasticité et à l’auto-corrélation. Les résultats sont pondérés pour limiter les biais de non-réponse.

<sup>(1)</sup> Ensemble des salariés du secteur public et des salariés de l’enseignement privé (soumis aux mêmes règles d’indemnisation des absences que le secteur public).

<sup>(2)</sup> Ensemble des personnels de l’enseignement public et privé.

Toutes les colonnes incluent les variables de contrôle suivantes : 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. Les variables indicatrices correspondant au secteur public, aux professions de l’éducation et aux périodes d’application du jour de carence ne sont pas reportées afin de simplifier la lecture de la table.

*Champ* : Salariés du secteur public et du secteur privé (hors salariés de particuliers employeurs), hors DOM et Corse.

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

**TABLE 16** – 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	0.0116 (0.0198)	-0.00543 (0.0179)	0.142 (0.342)
2014	0.0690*** (0.0208)	-0.0180 (0.0212)	0.00509 (0.365)
2015	0.0329 (0.0215)	-0.0378* (0.0212)	-0.211 (0.387)
2016	0.0270 (0.0224)	-0.0390* (0.0220)	0.0790 (0.344)
2017	0.0149 (0.0231)	-0.0366 (0.0235)	- -
Effets fixes	Oui	Oui	Oui
Observations	927 000	927 000	772 500

*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. Toutes les colonnes incluent les variables de contrôle suivantes : 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 (hors salariés de particuliers employeurs), hors DOM et Corse.

*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 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 x Secteur public	0.00772 (0.0156)	0.0425** (0.0166)	0.0988 (0.207)
Jour de carence x Education	-0.145*** (0.0238)	-0.0191 (0.0269)	0.392 (0.579)
Effets fixes	Oui	Oui	Oui
Observations	927 000	927 000	772 500

*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. Toutes les colonnes incluent les variables de contrôle suivantes : 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 (hors salariés de particuliers employeurs), hors DOM et Corse.

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

**TABLE 18** – Estimation de l’effet du jour de carence pour l’ensemble des personnels du secteur public de l’éducation nationale (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 ( $\beta$ )	-0.574*** (0.0134)	-0.293*** (0.00848)	-0.340*** (0.0141)	-0.122*** (0.00915)	-0.0334*** (0.00423)	-0.00304 (0.00395)	0.0246** (0.0117)	-0.253*** (0.00785)	-0.0518*** (0.00396)
Observations	34 265 439	34 265 439	34 265 439	34 265 439	34 265 439	31 629 275	31 629 275	34 265 439	34 265 439
Variation relative $\dagger$ (%)	-43,7	-25,4	-28,8	-11,5	-3,3	-0,3	2,5	-22,4	-5,0

*Note* : \*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ . Les coefficients d’intérêt  $\beta$  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.

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

Toutes les colonnes incluent les variables de contrôle suivantes : 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 localisation de l’établissement en 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.

Les estimations des colonnes (6) et (7) excluent le 3<sup>e</sup> quadrimestre (septembre-décembre) des années précédant une réforme (introduction ou suppression) du jour de carence.

*Champ* : Personnels du secteur public de l’éducation nationale (hors apprentis, ingénieurs et personnels techniques) exerçant en France métropolitaine (hors DOM et Corse).

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

**TABLE 19** – Estimation de l’effet du jour de carence pour l’ensemble des personnels du secteur public de l’éducation nationale (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 ( $\beta$ )	-0.583*** (0.0142)	-0.307*** (0.00790)	-0.293*** (0.0111)	-0.126*** (0.00780)	-0.0388*** (0.00349)	-0.0137*** (0.00473)	0.0229 (0.0122)	-0.256*** (0.00533)	-0.0522*** (0.00314)
Observations	34 265 439	34 265 439	34 265 439	34 265 439	34 265 439	31 629 275	31 629 275	34 265 439	34 265 439
Variation relative $\dagger$ (%)	-44,2	-26,7	-25,4	-11,8	-3,8	-1,4	2,3	-22,8	-5,1

*Note* : \*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ . Les coefficients d’intérêt  $\beta$  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.

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

Toutes les colonnes incluent les variables de contrôle suivantes : 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 localisation de l’établissement en 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).

Les estimations des colonnes (6) et (7) excluent le 3<sup>e</sup> quadrimestre (septembre-décembre) des années précédant une réforme (introduction ou suppression) du jour de carence.

*Champ* : Personnels du secteur public de l’éducation nationale (hors apprentis, ingénieurs et personnels techniques) exerçant en France métropolitaine (hors DOM et Corse).

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

**TABLE 20** – Estimation de l’effet du jour de carence pour l’ensemble des personnels du secteur public de l’éducation nationale (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 ( $\beta$ )	-0.0327*** (0.00172)	-0.0173*** (0.000813)	-0.00907*** (0.000511)	-0.00764*** (0.000483)	-0.00127*** (0.000103)	-0.000428*** (0.000146)	0.0000265 (0.0000297)	-0.0686*** (0.00323)	-0.137*** (0.00682)
Observations	34 265 439	34 265 439	34 265 439	34 265 439	34 265 439	31 629 275	31 629 275	34 265 439	34 265 439
Variation absolue par an <sup>†</sup>	-0,0981	-0,0519	-0,02721	-,02292	-0,00381	-0.001284	0.0000795	-0,2058	-0,411

*Note* : \*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ . Les coefficients d’intérêt  $\beta$  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.

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

Toutes les colonnes incluent les variables de contrôle suivantes : 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 localisation de l’établissement en 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).

Les estimations des colonnes (6) et (7) excluent le 3<sup>e</sup> quadrimestre (septembre-décembre) des années précédant une réforme (introduction ou suppression) du jour de carence.

*Champ* : Personnels du secteur public de l’éducation nationale (hors apprentis, ingénieurs et personnels techniques) exerçant en France métropolitaine (hors DOM et Corse).

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

**TABLE 21** – Estimation de l’effet du jour de carence pour l’ensemble des personnels du secteur public de l’éducation nationale : 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 ( $\beta$ )	-0.390*** (0.0380)	-0.278*** (0.0381)	-0.226*** (0.0352)	-0.127*** (0.0403)	0.00694 (0.123)	-	-	-0.193*** (0.0403)	-0.0632*** (0.0160)
Observations	135	135	135	135	135	-	-	135	135
Variation relative $\dagger$ (%)	-32,3	-24,3	-20,2	-11,9	0,7	-	-	-17,6	-6,1

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

Toutes les colonnes incluent les variables de contrôle suivantes : 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), ainsi qu’une indicatrice pour chaque année scolaire.

L’estimation de l’effet du jour de carence sur l’incidence des CMO de 15 jours à 3 mois et de plus de 3 mois ne peut être réalisée sur cette fenêtre temporelle circonscrite aux 5 semaines précédant et suivant les réformes (introduction ou suppression du jour de carence) et n’est donc pas considérée ici (colonnes 6 et 7).

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

*Champ* : Personnels du secteur public de l’éducation nationale (hors apprentis, ingénieurs et personnels techniques) exerçant en France métropolitaine (hors DOM et Corse).

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

**TABLE 22** – Estimation de l’effet du jour de carence pour l’ensemble des personnels du secteur public de l’éducation nationale : 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 ( $\beta$ )	-0.382*** (0.0359)	-0.273*** (0.0399)	-0.231*** (0.0398)	-0.154*** (0.0436)	-0.0489 (0.0985)	-	-	-0.209*** (0.0352)	-0.0761*** (0.0217)
Observations	135	135	135	135	135	-	-	135	135
Variation relative $\dagger$ (%)	-31,8	-23,9	-20,6	-14,3	-4,8	-	-	-18,9	-7,3

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

Toutes les colonnes incluent les variables de contrôle suivantes : 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), ainsi qu’une indicatrice pour chaque année scolaire.

L’estimation de l’effet du jour de carence sur l’incidence des CMO de 15 jours à 3 mois et de plus de 3 mois ne peut être réalisée sur cette fenêtre temporelle circonscrite aux 5 semaines précédant et suivant les réformes (introduction ou suppression du jour de carence) et n’est donc pas considérée ici (colonnes 6 et 7).

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

*Champ* : Personnels du secteur public de l’éducation nationale (hors apprentis, ingénieurs et personnels techniques) exerçant en France métropolitaine (hors DOM et Corse).

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

## Liste des documents de travail de la Direction des Études et Synthèses Économiques

ii

G 9001	J. FAYOLLE et M. FLEURBAEY Accumulation, profitabilité et endettement des entreprises	G 9202	J. OLIVEIRA-MARTINS, J. TOUJAS-BERNATE Macro-economic import functions with imperfect competition - An application to the E.C. Trade	G 9311	J. BOURDIEU - B. COLIN-SEDILLOT Les décisions de financement des entreprises françaises : une évaluation empirique des théories de la structure optimale du capital	G 9412	analyse économique des politiques française et allemande J. BOURDIEU - B. CCEURÉ - B. COLIN-SEDILLOT Investissement, incertitude et irréversibilité Quelques développements récents de la théorie de l'investissement
G 9002	H. ROUSSE Détection et effets de la multicolinéarité dans les modèles linéaires ordinaires - Un prolongement de la régression de BELSLEY, KUH et WELSCH	G 9203	I. STAPIC Les échanges internationaux de services de la France dans le cadre des négociations multilatérales du GATT Juin 1992 (1ère version) Novembre 1992 (version finale)	G 9312	L. BLOCH - B. CCEURÉ Q de Tobin marginal et transmission des chocs financiers	G 9413	B. DORMONT - M. PAUCHEUT L'évaluation de l'élasticité emploi-salaire dépend-elle des structures de qualification ?
G 9003	P. RALLE et J. TOUJAS-BERNATE Indexation des salaires : la rupture de 1983	G 9204	P. SEVESTRE L'économétrie sur données individuelles-temporelles. Une note introductive	G 9313	B. CREPON - E. DUGUET Research & Development, competition and innovation	G 9414	I. KABLA Le Choix de breveter une invention
G 9004	D. GUELLEC et P. RALLE Compétitivité, croissance et innovation de produit	G 9205	H. ERKEL-ROUSSE Le commerce extérieur et l'environnement international dans le modèle AMADEUS (réestimation 1992)	G 9314	B. DORMONT Quelle est l'influence du coût du travail sur l'emploi ?	G 9501	J. BOURDIEU - B. CCEURÉ - B. SEDILLOT Irreversible Investment and Uncertainty: When is there a Value of Waiting?
G 9005	P. RALLE et J. TOUJAS-BERNATE Les conséquences de la désindexation. Analyse dans une maquette prix-salaires	G 9206	N. GREENAN et D. GUELLEC Coordination within the firm and endogenous growth	G 9315	D. BLANCHET - C. BROUSSE Deux études sur l'âge de la retraite	G 9502	L. BLOCH - B. CCEURÉ Imperfections du marché du crédit, investissement des entreprises et cycle économique
G 9101	Équipe AMADEUS Le modèle AMADEUS - Première partie - Présentation générale	G 9207	A. MAGNIER et J. TOUJAS-BERNATE Technology and trade: empirical evidences for the major five industrialized countries	G 9316	D. BLANCHET Répartition du travail dans une population hétérogène : deux notes	G 9503	D. GOUX - E. MAURIN Les transformations de la demande de travail par qualification en France Une étude sur la période 1970-1993
G 9102	J.L. BRILLET Le modèle AMADEUS - Deuxième partie - Propriétés variantes	G 9208	B. CREPON, E. DUGUET, D. ENCAOUA et P. MOHINEN Cooperative, non cooperative R & D and optimal patent life	G 9317	D. BLANCHET Région : deux notes	G 9504	N. GREENAN Technologie, changement organisationnel, qualifications et emploi : une étude empirique sur l'industrie manufacturière
G 9103	D. GUELLEC et P. RALLE Endogenous growth and product innovation	G 9209	B. CREPON et E. DUGUET Research and development, competition and innovation: an application of pseudo maximum likelihood methods to Poisson models with heterogeneity	G 9318	D. EYSSARTIER - N. PONTY AMADEUS - an annual macro-economic model for the medium and long term	G 9505	D. GOUX - E. MAURIN Persistence des hiérarchies sectorielles de salaires: un réexamen sur données françaises
G 9104	H. ROUSSE Le modèle AMADEUS - Troisième partie - Le commerce extérieur et l'environnement international	G 9301	J. TOUJAS-BERNATE Commerce international et concurrence imparfaite : développements récents et implications pour la politique commerciale	G 9319	G. CETTE - Ph. CUNÉO - D. EYSSARTIER - J. GAUTTE Les effets sur l'emploi d'un abaissement du coût du travail des jeunes	G 9505	D. GOUX - E. MAURIN Bis Persistence of inter-industry wages differentials: a reexamination on matched worker-firm panel data
G 9105	H. ROUSSE Effets de demande et d'offre dans les résultats du commerce extérieur manufacturier de la France au cours des deux dernières décennies	G 9302	Ch. CASES Durées de chômage et comportements d'offre de travail : une revue de la littérature	G 9401	D. BLANCHET Les structures par âge importent-elles ?	G 9506	S. JACOBZONE Les liens entre RMI et chômage, une mise en perspective <i>NON PARU - article sorti dans Économie et Prévision n° 122 (1996) - pages 95 à 113</i>
G 9106	B. CREPON Innovation, taille et concentration : causalités et dynamiques	G 9303	H. ERKEL-ROUSSE Union économique et monétaire : le débat économique	G 9402	J. GAUTTE Le chômage des jeunes en France : problème de formation ou phénomène de file d'attente ? Quelques éléments du débat	G 9507	G. CETTE - S. MAHFOUZ Le partage primaire du revenu Constat descriptif sur longue période
G 9107	M. GLAUDE et M. MOUTARDIER Une évaluation du coût direct de l'enfant de 1979 à 1989	G 9304	N. GREENAN - D. GUELLEC / G. BROUSSAUDIER - L. MIOTTI Innovation organisationnelle, dynamisme technologique et performances des entreprises	G 9403	P. QUIRON Les déchets en France : éléments statistiques et économiques	G 9601	Banque de France - CEPREMAP - Direction de la Prévision - Érasme - INSEE - OFCE Structures et propriétés de cinq modèles macro-économiques français
G 9108	P. RALLE et alii France - Allemagne : performances économiques comparées	G 9305	P. JAILLARD Le traité de Maastricht : présentation juridique et historique	G 9404	D. LADIRAY - M. GRUN-REHOMME Lissage par moyennes mobiles - Le problème des extrémités de série	G 9602	Rapport d'activité de la DESE de l'année 1995
G 9109	J.L. BRILLET Micro-DMS	G 9306	J.L. BRILLET Micro-DMS : présentation et propriétés	G 9405	V. MAILLARD Théorie et pratique de la correction des effets de jours ouvrables	G 9603	J. BOURDIEU - A. DRAZNIEKS L'octroi de crédit aux PME : une analyse à partir d'informations bancaires
G 9110	J.L. BRILLET Micro-DMS	G 9307	J.L. BRILLET Micro-DMS - variantes : les tableaux	G 9406	F. ROSENWALD La décision d'investir	G 9604	A. TOPIOL-BENSAÏD Les implantations japonaises en France
G 9111	A. MAGNIER Effets accélérateur et multiplicateur en France depuis 1970 : quelques résultats empiriques	G 9308	S. JACOBZONE Les grands réseaux publics français dans une perspective européenne	G 9407	S. JACOBZONE Les apports de l'économie industrielle pour définir la stratégie économique de l'hôpital public	G 9605	P. GENIER - S. JACOBZONE Comportements de prévention, consommation d'alcool et tabagie : peut-on parler d'une gestion globale du capital santé ? <i>Une modélisation microéconométrique empirique</i>
G 9112	B. CREPON et G. DUPEAU Investissement en recherche-développement : analyse de causalités dans un modèle d'accélérateur généralisé	G 9309	L. BLOCH - B. CCEURÉ Profitabilité de l'investissement productif et transmission des chocs financiers	G 9408	B. BLOCH, J. BOURDIEU, B. COLIN-SEDILLOT, G. LONGUEVILLE Du défaut de paiement au dépôt de bilan : les banquiers face aux PME en difficulté	G 9606	C. DOZ - F. LENGART Factor analysis and unobserved component models: an application to the study of French business surveys
G 9113	J.L. BRILLET, H. ERKEL-ROUSSE, J. TOUJAS-BERNATE "France-Allemagne Couplées" - Deux économies vues par une maquette macro-économétrique	G 9310	W.J. ADAMS, B. CREPON, D. ENCAOUA Choix technologiques et stratégies de dissuasion d'entrée	G 9409	D. EYSSARTIER, P. MAIRE Impacts macro-économiques de mesures d'aide au logement - quelques éléments d'évaluation		
G 9201				G 9410	F. ROSENWALD Suivi conjoncturel de l'investissement		
				G 9411	C. DEFEUILLEY - Ph. QUIRON Les déchets d'emballages ménagers : une		

G 9607	N. GREENAN - D. GUELLEC La théorie coopérative de la firme	G 9713	Bilan des activités de la Direction des Études et Synthèses Économiques - 1996	G 9806	J. ACCARDO - M. JLASSI La productivité globale des facteurs entre 1975 et 1996	G 9912	B. SALANIÉ Une maquette analytique de long terme du marché du travail
G 9608	N. GREENAN - D. GUELLEC Technological innovation and employment reallocation	G 9714	F. LEQUILLER Does the French Consumer Price Index Overstate Inflation?	G 9807	Bilan des activités de la Direction des Études et Synthèses Économiques - 1997	G 9912 Bis	Ch. GIANELLA Une estimation de l'élasticité de l'emploi peu qualifié à son coût
G 9609	Ph. COUR - F. RUPPRECHT L'intégration asymétrique au sein du continent américain : un essai de modélisation	G 9715	X. BONNET Peut-on mettre en évidence les rigidités à la baisse des salaires nominaux ?	G 9808	A. MOUROUGANE Can a Conservative Governor Conduct an Accommodative Monetary Policy?	G 9913	Division « Redistribution et Politiques Sociales » Le modèle de microsimulation dynamique DESTINIE
G 9610	S. DUCHENE - G. FORGEOT - A. JACQUOT Analyse des évolutions récentes de la productivité apparente du travail	G 9716	N. IUNG - F. RUPPRECHT Productivité de la recherche et rendements d'échelle dans le secteur pharmaceutique français	G 9809	X. BONNET - E. DUBOIS - L. FAUVET Asymetrie des inflations relatives et menus costs : tests sur l'inflation française	G 9914	E. DUGUET Macro-commandes SAS pour l'économétrie des panels et des variables qualitatives
G 9611	X. BONNET - S. MAHFOUZ The influence of different specifications of wages-prices spirals on the measure of the NAIRU: the case of France	G 9717	E. DUGUET - I. KABLA Appropriation strategy and the motivations to use the patent system in France - An econometric analysis at the firm level	G 9810	E. DUGUET - N. IUNG Sales and Advertising with Spillovers at the firm level: Estimation of a Dynamic Structural Model on Panel Data	G 9915	R. DUHAUTOIS Évolution des flux d'emplois en France entre 1990 et 1996 : une étude empirique à partir du fichier des bénéfices réels normaux (BRN)
G 9612	Ph. COUR - E. DUBOIS, S. MAHFOUZ, J. PISANI-FERRY The cost of fiscal retrenchment revisited: how strong is the evidence?	G 9718	L.P. PELÉ - P. RALLE Âge de la retraite : les aspects incitatifs du régime général	G 9811	J.P. BERTHIER Congestion urbaine : un modèle de trafic de pointe à courbe débit-vitesse et demande élastique	G 9916	J.Y. FOURNIER Extraction du cycle des affaires : la méthode de Baxter et King
G 9613	A. JACQUOT Les flexions des taux d'activité sont-elles seulement conjoncturelles ?	G 9719	ZHANG Yingxiang - SONG Xueqing Lexique macroéconomique français-chinois, chinois-français	G 9812	C. PRIGENT La part des salaires dans la valeur ajoutée : une approche macroéconomique	G 9917	B. CRÉPON - R. DESPLATZ - J. MAIRESSE Estimating price cost margins, scale economies and workers' bargaining power at the firm level
G 9614	ZHANG Yingxiang - SONG Xueqing Lexique macroéconomique Français-Chinois	G 9720	M. HOUEBINE - J.L. SCHNEIDER Mesurer l'influence de la fiscalité sur la localisation des entreprises	G 9813	A.Th. AERTS L'évolution de la part des salaires dans la valeur ajoutée en France reflète-t-elle les évolutions individuelles sur la période 1979-1994 ?	G 9918	Ch. GIANELLA - Ph. LAGARDE Productivity of hours in the aggregate production function: an evaluation on a panel of French firms from the manufacturing sector
G 9701	J.L. SCHNEIDER La taxe professionnelle : éléments de cadrage économique	G 9721	A. MOUROUGANE Crédibilité, indépendance et politique monétaire Une revue de la littérature	G 9814	B. SALANIÉ Guide pratique des séries non-stationnaires	G 9919	S. AUDRIC - P. GIVORD - C. PROST Évolution de l'emploi et des coûts par qualification entre 1982 et 1996
G 9702	J.L. SCHNEIDER Transition et stabilité politique d'un système redistributif	G 9722	P. AUGERAUD - L. BRIOT Les données comptables d'entreprises Le système intermédiaire d'entreprises Passage des données individuelles aux données sectorielles	G 9901	S. DUCHÈNE - A. JACQUOT Une croissance plus riche en emplois depuis le début de la décennie ? Une analyse en comparaison internationale	G 2000/01	R. MAHIEU Les déterminants des dépenses de santé : une approche macroéconomique
G 9703	D. GOUX - E. MAURIN Train or Pay: Does it Reduce Inequalities to Encourage Firms to Train their Workers?	G 9723	P. AUGERAUD - J.E. CHAPRON Using Business Accounts for Compiling National Accounts: the French Experience	G 9902	Ch. COLIN Modélisation des carrières dans Destinie	G 2000/02	C. ALLARD-PRIGENT - H. GUILMEAU - A. QUINET The real exchange rate as the relative price of nontrables in terms of tradables: theoretical investigation and empirical study on French data
G 9704	P. GENIER Deux contributions sur dépendance et équité	G 9724	P. AUGERAUD Les comptes d'entreprise par activités - Le passage aux comptes - De la comptabilité d'entreprise à la comptabilité nationale - A paraître	G 9903	Ch. COLIN Évolution de la dispersion des salaires : un essai de prospective par microsimulation	G 2000/03	J.-Y. FOURNIER L'approximation du filtre passe-bande proposée par Christiano et Fitzgerald
G 9705	R. & D Investment, Patent Life and Patent Value An Econometric Analysis at the Firm Level	G 9801	H. MICHAUDON - C. PRIGENT Présentation du modèle AMADEUS	G 9904	B. CREPON - N. IUNG Innovation, emploi et performances	G 2000/04	Bilan des activités de la DESE - 1999
G 9706	M. HOUEBINE - A. TOPIOL-BENSAÏD Les entreprises internationales en France : une analyse à partir de données individuelles	G 9802	J. ACCARDO Une étude de comptabilité générationnelle pour la France en 1996	G 9905	B. CREPON - Ch. GIANELLA Wages inequalities in France 1969-1992 An application of quantile regression techniques	G 2000/05	B. CREPON - F. ROSENWALD Investissement et contraintes de financement : le poids du cycle
G 9707	M. HOUEBINE Polarisation des activités et spécialisation des départements en France	G 9803	X. BONNET - S. DUCHÈNE Apports et limites de la modélisation « Real Business Cycles »	G 9906	C. BONNET - R. MAHIEU Microsimulation techniques applied to inter-generational transfers - Pensions in a dynamic framework: the case of France	G 2000/06	A. FLIPO Les comportements matrimoniaux de fait
G 9708	E. DUGUET - N. GREENAN Le biais technologique : une analyse sur données individuelles	G 9804	D. ENCAOUA - J. PRADEL The Commercial Success of Innovations An econometric analysis at the firm level in French manufacturing	G 9907	F. ROSENWALD L'impact des contraintes financières dans la décision d'investissement	G 2000/07	R. MAHIEU - B. SÉDILLOT Microsimulations of the retirement decision: a supply side approach
G 9709	J.L. BRILLET Analyzing a small French ECM Model	G 9805	P. CAHUC - Ch. GIANELLA - D. GOUX - A. ZILBERBERG Equalizing Wage Differences and Bargaining Power - Evidence from a Panel of French Firms	G 9908	Bilan des activités de la DESE - 1998	G 2000/08	C. AUDENIS - C. PROST Déficit conjoncturel : une prise en compte des conjonctures passées
G 9710	J.L. BRILLET Formalizing the transition process: scenarios for capital accumulation			G 9909	J.P. ZOYEM Contrat d'insertion et sortie du RMI Évaluation des effets d'une politique sociale	G 2000/09	R. MAHIEU - B. SÉDILLOT Équivalent patrimonial de la rente et souscription de retraite complémentaire
G 9711	G. FORGEOT - J. GAUTIÉ Insertion professionnelle des jeunes et processus de déclassement			G 9910	Ch. COLIN - F. LEGRAS - R. MAHIEU Bilans contributifs comparés des régimes de retraite du secteur privé et de la fonction publique	G 2000/10	R. DUHAUTOIS Ralentissement de l'investissement : petites ou grandes entreprises ? industrie ou tertiaire ?

G 9912	B. SALANIÉ Une maquette analytique de long terme du marché du travail	G 9912 Bis	Ch. GIANELLA Une estimation de l'élasticité de l'emploi peu qualifié à son coût
G 9913	Division « Redistribution et Politiques Sociales » Le modèle de microsimulation dynamique DESTINIE	G 9914	E. DUGUET Macro-commandes SAS pour l'économétrie des panels et des variables qualitatives
G 9915	R. DUHAUTOIS Évolution des flux d'emplois en France entre 1990 et 1996 : une étude empirique à partir du fichier des bénéfices réels normaux (BRN)	G 9916	J.Y. FOURNIER Extraction du cycle des affaires : la méthode de Baxter et King
G 9917	B. CRÉPON - R. DESPLATZ - J. MAIRESSE Estimating price cost margins, scale economies and workers' bargaining power at the firm level	G 9918	Ch. GIANELLA - Ph. LAGARDE Productivity of hours in the aggregate production function: an evaluation on a panel of French firms from the manufacturing sector
G 9919	S. AUDRIC - P. GIVORD - C. PROST Évolution de l'emploi et des coûts par qualification entre 1982 et 1996	G 2000/01	R. MAHIEU Les déterminants des dépenses de santé : une approche macroéconomique
G 2000/02	C. ALLARD-PRIGENT - H. GUILMEAU - A. QUINET The real exchange rate as the relative price of nontrables in terms of tradables: theoretical investigation and empirical study on French data	G 2000/03	J.-Y. FOURNIER L'approximation du filtre passe-bande proposée par Christiano et Fitzgerald
G 2000/04	Bilan des activités de la DESE - 1999	G 2000/05	B. CREPON - F. ROSENWALD Investissement et contraintes de financement : le poids du cycle
G 2000/06	A. FLIPO Les comportements matrimoniaux de fait	G 2000/07	R. MAHIEU - B. SÉDILLOT Microsimulations of the retirement decision: a supply side approach
G 2000/08	C. AUDENIS - C. PROST Déficit conjoncturel : une prise en compte des conjonctures passées	G 2000/09	R. MAHIEU - B. SÉDILLOT Équivalent patrimonial de la rente et souscription de retraite complémentaire
G 2000/10	R. DUHAUTOIS Ralentissement de l'investissement : petites ou grandes entreprises ? industrie ou tertiaire ?		





G2005/08	C. L'ANGEVIN - N. LAÏB Éducation et croissance en France et dans un panel de 21 pays de l'OCDE	G2006/09	X. BOUTIN - S. QUANTIN Une méthodologie d'évaluation comptable du coût du capital des entreprises françaises : 1984-2002	G2008/01	C. PICART Les PME françaises : rentables mais peu dynamiques	G2009/06	L. DAVEZIES - X. D'HAULTFOEUILLE Faut-il pondérer ? ... Ou l'éternelle question de l'économètre confronté à des données d'enquête
G2005/09	N. FERRARI Prévoir l'investissement des entreprises Un indicateur des révisions dans l'enquête de conjoncture sur les investissements dans l'industrie.	G2006/10	C. AFSA L'estimation d'un coût implicite de la pénibilité du travail chez les travailleurs âgés	G2008/02	P. BISCOURP - X. BOUTIN - T. VERGÉ The Effects of Retail Regulations on Prices Evidence from the Loi Galland	G2009/07	S. QUANTIN - S. RASPILLER - S. SERRAVALLE Commerce intragroupe, fiscalité et prix de transferts : une analyse sur données françaises
G2005/10	P.-O. BEFFY - C. L'ANGEVIN Chômage et boucle prix-salaires : apport d'un modèle « qualifiés/peu qualifiés »	G2006/11	C. LELARGE Les entreprises (industrielles) françaises sont-elles à la frontière technologique ?	G2008/03	Y. BARBESOL - A. BRIANT Economies d'agglomération et productivité des entreprises : estimation sur données individuelles françaises	G2009/08	M. CLERC - V. MARCUS Elasticités-prix des consommations énergétiques des ménages
G2005/11	B. HEITZ A two-states Markov-switching model of inflation in France and the USA: credible target VS inflation spiral	G2006/12	O. BIAU - N. FERRARI Théorie de l'opinion Faut-il pondérer les réponses individuelles ?	G2008/04	D. BLANCHET - F. LE GALLO Les projections démographiques : principaux mécanismes et retour sur l'expérience française	G2009/09	G. LALANNE - E. POULIQUEN - O. SIMON Prix du pétrole et croissance potentielle à long terme
G2005/12	O. BIAU - H. ERKEL-ROUSSE - N. FERRARI Réponses individuelles aux enquêtes de conjoncture et prévision macroéconomiques : Exemple de la prévision de la production manufacturière	G2006/13	A. KOUBI - S. ROUX Une réinterprétation de la relation entre productivité et inégalités salariales dans les entreprises	G2008/05	D. BLANCHET - F. TOUTLEMONDE Évolutions démographiques et déformation du cycle de vie active : quelles relations ?	G2009/10	D. BLANCHET - J. LE CACHEUX - V. MARCUS Adjusted net savings and other approaches to sustainability: some theoretical background
G2005/13	P. AUBERT - D. BLANCHET - D. BLAU The labour market after age 50: some elements of a Franco-American comparison	G2006/14	R. RATHELOT - P. SILLARD The impact of local taxes on plants location decision	G2008/06	M. BARLET - D. BLANCHET - L. CRUSSON Internationalisation et flux d'emplois : que dit une approche comptable ?	G2009/11	V. BELLAMY - G. CONSALES - M. FESSEAU - S. LE LADIER - É. RAYNAUD Une décomposition du compte des ménages de la comptabilité nationale par catégorie de ménage en 2003
G2005/14	D. BLANCHET - T. DEBRAND - P. DOURGNON - P. POLLET L'enquête SHARE : présentation et premiers résultats de l'édition française	G2006/15	L. GONZALEZ - C. PICART Diversification, recentrage et poids des activités de support dans les groupes (1993-2000)	G2008/07	C. LELARGE - D. SRAER - D. THESMAR Entrepreneurship and Credit Constraints - Evidence from a French Loan Guarantee Program	G2009/12	J. BARDAJI - F. TALLET Detecting Economic Regimes in France: a Qualitative Markov-Switching Indicator Using Mixed Frequency Data
G2005/15	M. DUJÉ La modélisation des comportements démographiques dans le modèle de microsimulation DESTINIE	G2007/01	D. SRAER Allègements de cotisations patronales et dynamique salariale	G2008/08	X. BOUTIN - L. JANIN Are Prices Really Affected by Mergers?	G2009/13	R. AEBERHARDT - D. FOUGERE - R. RATHELOT Discrimination à l'embauche : comment exploiter les procédures de testing?
G2005/16	H. RAJUI - S. ROUX Étude de simulation sur la participation versée aux salariés par les entreprises	G2007/02	V. ALBOUY - L. LEQUIEN Les rendements non monétaires de l'éducation : le cas de la santé	G2008/09	M. BARLET - A. BRIANT - L. CRUSSON Concentration géographique dans l'industrie manufacturière et dans les services en France : une approche par un indicateur en continu	G2009/14	Y. BARBESOL - P. GIVORD - S. QUANTIN Partage de la valeur ajoutée, approche par données microéconomiques
G2005/01	C. BONNET - S. BUFFETEAU - P. GODEFROY Disparités de retraite de droit direct entre hommes et femmes : quelles évolutions ?	G2007/03	D. BLANCHET - T. DEBRAND Aspiration à la retraite, santé et satisfaction au travail : une comparaison européenne	G2008/10	M. BEFFY - É. COUDIN - R. RATHELOT Who is confronted to insecure labor market labor market transition	G2009/15	I. BUONO - G. LALANNE The Effect of the Uruguay round on the Intensive and Extensive Margins of Trade
G2006/02	C. PICART Les gazelles en France	G2007/04	M. BARLET - L. CRUSSON Quel impact des variations du prix du pétrole sur la croissance française ?	G2008/11	M. ROGER - E. WALRAET Social Security and Well-Being of the Elderly: the Case of France	G2010/01	C. MINODIER Avantages comparés des séries des premières valeurs publiées et des séries des valeurs révisées - Un exercice de prévision en temps réel
G2006/03	P. AUBERT - B. CRÉPON - P. ZAMORA Le rendement apparent de la formation continue dans les entreprises : effets sur la productivité et les salaires	G2007/05	C. PICART Flux d'emploi et de main-d'œuvre en France : un réexamen	G2008/12	C. AFSA Analyser les composantes du bien-être et de son évolution	G2010/02	V. ALBOUY - L. DAVEZIES - T. DEBRAND Health Expenditure Models: a Comparison of Five Specifications using Panel Data
G2006/04	J.-F. OUVIARD - R. RATHELOT Demographic change and unemployment: what do macroeconomic models predict?	G2007/06	V. ALBOUY - C. TAVAN Massification et démocratisation de l'enseignement supérieur en France	G2008/13	M. BARLET - D. BLANCHET - T. LE BARBANCHON Microsimuler le marché du travail : un prototype	G2010/03	C. KLEIN - O. SIMON Le modèle MÉSANGE réestimé en base 2000
G2006/05	D. BLANCHET - J.-F. OUVIARD Indicateurs d'engagements implicites des systèmes de retraite : chiffres, propriétés analytiques et réactions à des chocs démographiques types	G2007/07	T. LE BARBANCHON The Changing response to oil price shocks in France: a DSGE type approach	G2009/01	P.-A. PIONNIER Le partage de la valeur ajoutée en France, 1949-2007	G2010/04	M.-É. CLERC - É. COUDIN L'IPC, miroir de l'évolution du coût de la vie en France ? Ce qu'apporte l'analyse des courbes d'Engel
G2006/06	G. BIAU - O. BIAU - L. ROUVIERE Nonparametric Forecasting of the Manufacturing Output Growth with Firm-level Survey Data	G2007/08	T. CHANEY - D. SRAER - D. THESMAR Collateral Value and Corporate Investment Evidence from the French Real Estate Market	G2009/02	Laurent CLAVEL - Christelle MINODIER A Monthly Indicator of the French Business Climate	G2010/05	N. CECRENAUD - P.-A. CHEVALLIER Les seuils de 10, 20 et 50 salariés : impact sur la taille des entreprises françaises
G2006/07	C. AFSA - P. GIVORD Le rôle des conditions de travail dans les absences pour maladie	G2007/09	J. BOISSINOT Consumption over the Life Cycle: Facts for France	G2009/03	H. ERKEL-ROUSSE - C. MINODIER Do Business Tendency Surveys in Industry and Services Help in Forecasting GDP Growth? A Real-Time Analysis on French Data	G2010/06	R. AEBERHARDT - J. POUGET Hierarchical Positions - Evidence on French Full-Time Male Workers from a matched Employer-Employee Dataset
G2006/08	P. SILLARD - C. L'ANGEVIN - S. SERRAVALLE Performances comparées à l'exportation de la France et de ses principaux partenaires Une analyse structurelle sur 12 ans	G2007/11	R. RATHELOT - P. SILLARD Zones Françaises Urbaines : quels effets sur l'emploi salarié et les créations d'établissements ?	G2009/04	P. GIVORD - L. WILNER Les contrats temporaires : trappe ou marchepied vers l'emploi stable ?		
		G2007/12	V. ALBOUY - B. CRÉPON Aléa moral en santé : une évaluation dans le cadre du modèle causal de Rubin	G2009/05	G. LALANNE - P.-A. PIONNIER - O. SIMON Le partage des fruits de la croissance de 1950 à 2008 : une approche par les comptes de surplus		

G2010/07	S. BLASCO - P. GIVORD Les trajectoires professionnelles en début de vie active : quel impact des contrats temporaires ?	G2011/06	L'impact des perturbations financières de 2007 et 2008 sur la croissance de sept pays industrialisés	G2013/09	J.-B. BERNARD - G. CLÉAUD Oil price: the nature of the shocks and the impact on the French economy
G2010/08	Méthodes économétriques pour l'évaluation de politiques publiques	G2011/07	P. CHARNOZ - É. COUDIN - M. GAINI Wage inequalities in France 1976-2004: a quantile regression analysis	G2013/10	G. LAME Was there a « Greenspan Conundrum » in the Euro area?
G2010/09	P.-Y. CABANNES - V. LAPÈGUE - E. POULIQUEN - M. BEFFY - M. GAINI Quelle croissance de moyen terme après la crise ?	G2011/08	M. CLERC - M. GAINI - D. BLANCHET Recommendations of the Stiglitz-Sen-Fitoussi Report: A few illustrations	G2013/11	P. CHONÉ - F. EVAÏN - L. WILNER - E. YILMAZ Introducing activity-based payment in the hospital industry: Evidence from French data
G2010/10	I. BUONO - G. LALANNE La réaction des entreprises françaises à la baisse des tarifs douaniers étrangers	G2011/09	M. BACHELET - M. BEFFY - D. BLANCHET Projeter l'impact des réformes des retraites sur l'activité des 55 ans et plus : une comparaison de trois modèles	G2013/12	C. GRISLAIN-LETREMY Natural Disasters: Exposure and Underinsurance
G2010/11	R. RATHÉLOT - P. SILLARD L'apport des méthodes à noyaux pour mesurer la concentration géographique - Application à la concentration des immigrés en France de 1968 à 1999	G2011/10	C. LOUVOT-RUNAVOT L'évaluation de l'activité dissimulée des entreprises sur la base des contrôles fiscaux et son insertion dans les comptes nationaux	G2013/13	P.-Y. CABANNES - V. COTTET - Y. DUBOIS - C. LELARGE - M. SICISIC French Firms in the Face of the 2008/2009 Crisis
G2010/12	M. BARATON - M. BEFFY - D. FOUGÈRE Une évaluation de l'effet de la réforme de 2003 sur les départs en retraite - Le cas des enseignants du second degré public	G2011/11	A. SCHREIBER - A. VICARD La tertiarisation de l'économie française et le ralentissement de la productivité entre 1978 et 2008	G2013/14	A. POISSONNIER - D. ROY Household Satellite Account for France in 2010. Methodological issues on the assessment of domestic production
G2010/13	D. BLANCHET - S. BUFFETEAU - E. CRENNER S. LE MINEZ Le modèle de microsimulation Destinie 2 : principales caractéristiques et premiers résultats	G2011/12	M.-É. CLERC - O. MONSO - E. POULIQUEN Les inégalités entre générations depuis le baby-boom	G2013/15	G. CLÉAUD - M. LEMOINE - P.-A. PIONNIER Which size and evolution of the government expenditure multiplier in France (1980-2010)?
G2010/14	D. BLANCHET - E. CRENNER Le bloc retraites du modèle Destinie 2 : guide de l'utilisateur	G2011/13	C. MARBOT - D. ROY Évaluation de la transformation de la réduction d'impôt en crédit d'impôt pour l'emploi de salariés à domicile en 2007	G2014/01	M. BACHELET - A. LEDUC - A. MARINO Les biographies du modèle Destinie II : rebasage et projection
G2010/15	M. BARLET - L. CRUSSON - S. DUPUCH - F. PUECH Des services échangés aux services échangeables : une application sur données françaises	G2011/14	P. GIVORD - R. RATHÉLOT - P. SILLARD Place-based tax exemptions and displacement effects: An evaluation of the Zones Franches Urbaines program	G2014/02	B. GARBINTI L'achat de la résidence principale et la création d'entreprises sont-ils favorisés par les donations et héritages ?
G2010/16	M. BEFFY - T. KAMIONKA Public-private wage gaps: is civil-servant human capital sector-specific?	G2011/15	X. D'HAULTFOEUILLE - P. GIVORD - X. BOUTIN The Environmental Effect of Green Taxation: the Case of the French "Bonus/Malus"	G2014/03	N. CECHRENAUD - P. CHARNOZ - M. GAINI Evolution of the volatility of revenues salariaux du secteur privé en France depuis 1988
G2010/17	P.-Y. CABANNES - H. ERKEL-ROUSSE - G. LALANNE - O. MONSO - E. POULIQUEN Le modèle Mésange réestimé en base 2000 Tome 2 - Version avec volumes à prix chaînés	G2011/16	M. BARLET - M. CLERC - M. GARNEO - V. LAPÈGUE - V. MARCUS La nouvelle version du modèle MZE, modèle macroéconométrique pour la zone euro	G2014/04	P. AUBERT Modalités d'application des réformes des retraites et prévisibilité du montant de pension
G2010/18	R. AEBERHARDT - L. DAVEZIES Conditional Logit with one Binary Covariate: Link between the Static and Dynamic Cases	G2011/17	R. AEBERHARDT - I. BUONO - H. FADINGER Learning, Incomplete Contracts and Export Dynamics: Theory and Evidence form French Firms	G2014/05	C. GRISLAIN-LETREMY - A. KATOSKY The Impact of Hazardous Industrial Facilities on Housing Prices: A Comparison of Parametric and Semiparametric Hedonic Price Models
G2011/01	T. LE BARBANCHON - B. OURLIAC - O. SIMON Les marchés du travail français et américain face aux chocs conjoncturels des années 1986 à 2007 : une modélisation DSGE	G2011/18	C. KERDRAIN - V. LAPÈGUE Restrictive Fiscal Policies in Europe: What are the Likely Effects?	G2014/06	J.-M. DAUSSIN-BENICHO - A. MAUROUX Turning the heat up. How sensitive are households to fiscal incentives on energy efficiency investments?
G2011/02	C. MARBOT Une évaluation de la réduction d'impôt pour l'emploi de salariés à domicile	G2012/01	P. GIVORD - S. QUANTIN - C. TREVIEN A Long-Term Evaluation of the First Generation of the French Urban Enterprise Zones	G2014/07	C. LABONNE - G. LAMÉ Credit Growth and Capital Requirements: Binding or Not?
G2011/03	L. DAVEZIES Modèles à effets fixes, à effets aléatoires, modèles mixtes ou multi-niveaux : propriétés et mises en œuvre des modélisations de l'hétérogénéité dans le cas de données groupées	G2012/02	N. CECHRENAUD - V. COTTET Politique salariale et performance des entreprises	G2014/08	C. GRISLAIN-LETREMY et C. TREVIEN The Impact of Housing Subsidies on the Rental Sector: the French Example
G2011/04	M. ROGER - M. WASMER Heterogeneity matters: labour productivity differentiated by age and skills	G2012/03	P. FÉVRIER - L. WILNER Do Consumers Correctly Expect Price Reductions? Testing Dynamic Behavior	G2014/09	M. LEQUIEN et A. MONTAUT Croissance potentielle en France et en zone euro : un tour d'horizon des méthodes d'estimation
G2011/05	J.-C. BRICONGNE - J.-M. FOURNIER V. LAPÈGUE - O. MONSO De la crise financière à la crise économique	G2012/04	M. GAINI - A. LEDUC - A. VICARD School as a shelter? School leaving-age and the business cycle in France	G2014/10	B. GARBINTI - P. LAMARCHE Les hauts revenus éparpillent-ils davantage ?
		G2012/05	M. GAINI - A. LEDUC - A. VICARD A scarred generation? French evidence on young people entering into a tough labour market	G2014/11	D. AUDENAERT - J. BARDAJIL - R. LARDEUX - M. ORAND - M. SICISIC Wage Resilience in France since the Great Recession
		G2012/06	P. AUBERT - M. BACHELET Disparités de montant de pension et redistribution dans le système de retraite français	G2014/12	F. ARNAUD - J. BOUSSARD - A. POISSONNIER - H. SOUAL Evolution of instability on the French Labour Market During the Last Thirty Years
		G2012/07	R. AEBERHARDT - P. GIVORD - C. MARBOT An Unconditional Quantile Regression Approach		
		G2012/08	A. EIDELMAN - F. LANGUMIER - A. VICARD Prélèvements obligatoires reposant sur les ménages : des canaux redistributifs différents en 1990 et 2010		
		G2012/09	O. BARGAIN - A. VICARD Le RMI et son successeur le RSA décourageant-ils certains jeunes de travailler ? Une analyse sur les jeunes autour de 25 ans		
		G2012/10	C. MARBOT - D. ROY Projections du coût de l'APA et des caractéristiques de ses bénéficiaires à l'horizon 2040 à l'aide du modèle Destinie		
		G2012/11	A. MAUROUX Le crédit d'impôt décliné au développement durable : une évaluation économétrique		
		G2012/12	V. COTTET - S. QUANTIN - V. RÉGNIER Coût du travail et allègements de charges : une estimation au niveau établissement de 1996 à 2008		
		G2012/13	X. D'HAULTFOEUILLE - P. FÉVRIER - L. WILNER Demand Estimation in the Presence of Revenue Management		
		G2012/14	D. BLANCHET - S. LE MINEZ Joint macro/micro evaluations of accrued-to-date pension liabilities: an application to French reforms		
		G2013/01- F1301	T. DEROYON - A. MONTAUT - P.-A. PIONNIER Utilisation rétrospective de l'enquête Emploi à une fréquence mensuelle : apport d'une modélisation espace-état		
		G2013/02- F1302	C. TREVIEN Habiter en HLM : quel avantage monétaire et quel impact sur les conditions de logement ?		
		G2013/03	A. POISSONNIER Temporal disaggregation of stock variables - The Chow-Lin method extended to dynamic models		
		G2013/04	P. GIVORD - C. MARBOT Does the cost of child care affect female labor market participation? An evaluation of a French reform of childcare subsidies		
		G2013/05	G. LAME - M. LEQUIEN - P.-A. PIONNIER Interpretation and limits of sustainability tests in public finance		
		G2013/06	C. BELLEGO - V. DORTET-BERNADET La participation aux pôles de compétitivité : quelle incidence sur les dépenses de R&D et l'activité des PME et ETI ?		
		G2013/07	P.-Y. CABANNES - A. MONTAUT - P.-A. PIONNIER Évaluer la productivité globale des facteurs en France : l'apport d'une mesure de la qualité du capital et du travail		
		G2013/08	R. AEBERHARDT - C. MARBOT Evolution of instability on the French Labour Market During the Last Thirty Years		

G2014/13	Computing additive contributions to growth and other issues for chain-linked quarterly aggregates H. FRAISSE - F. KRAMARZ - C. PROST Labor Disputes and Job Flows
G2014/14	How does fuel taxation impact new car purchases? An evaluation using French consumer-level dataset P. GIVORD - C. GRISLAIN-LETRÉMY - H. NAEGELE
G2014/15	Durée passée en carrière et durée de vie en retraite : quel partage des gains d'espérance de vie ? P. AUBERT - S. RABATÉ
G2015/01	The walking dead Euler equation Addressing a challenge to monetary policy models A. POISSONNIER
G2015/02	Indicateurs de rendement du système de retraite français Y. DUBOIS - A. MARINO
G2015/03	The impacts of Urban Public Transportation: Evidence from the Paris Region T. MAYER - C. TREVIEN
G2015/04	Measuring Social Environment Mobility S. T. LY - A. RIEGERT
G2015/05	M. A. BEN HALIMA - V. HYAFIL-SOLELHAC M. KOUJBI - C. REGAERT
G2015/06	Disparités de rendement du système de retraite dans le secteur privé : approches intergénérationnelle et intragénérationnelle Y. DUBOIS - A. MARINO
G2015/07	No evidence of financial accelerator in France J.-B. BERNARD B. CAMPAGNE - V. ALHENC-GELAS
G2015/08	Elasticités des recettes fiscales au cycle économique : étude de trois impôts sur la période 1979-2013 en France Q. LAFFÈTER - M. PAK
G2015/09	Les déterminants de l'attractivité de la fonction publique de l'État J.-M. DAUSSIN-BENICHOU, S. IDMACHICHE, A. LEDUC et E. POULIQUEN
G2015/10	La modulation du montant de pension selon la durée de carrière et l'âge de la retraite : quelles disparités entre assurés ? P. AUBERT
G2015/11	Effet des aides publiques sur l'emploi en R&D dans les petites entreprises V. DORTET-BERNADET - M. SICSIC
G2015/12	Annual and lifetime incidence of the value-added tax in France S. GEORGES-KOT
G2015/13	Are Enterprise Zones Benefits Capitalized into Commercial Property Values? The French Case M. POULHES
G2015/14	Effet de l'activité et des prix sur le revenu salarial des différentes catégories socioprofessionnelles J.-B. BERNARD - Q. LAFFÈTER

G2017/03	A. CAZENAVE-LACROUITZ - F. GODET L'espérance de vie en retraite sans incapacité sévère des générations nées entre 1960 et 1990 : une projection à partir du modèle Destinie M.-B. KHDER - Q. LAFFÈTER - O. SIMON
G2017/04	J. BARDAJI - B. CAMPAGNE - (Insee) A.-S. DUFERNEZ - C. ELEZAAR - P. LEBLANC - E. MASSON - H. PARTOUCHE (DG-Trésor) Le modèle macroéconométrique Mésange : reestimation et nouveautés M. BARDAGNI - Q. LAFFÈTER - O. SIMON
G2017/05	J. BOUSSARD - B. CAMPAGNE Fiscal Policy Coordination in a Monetary Union at the Zero-Lower-Bound J. BOUSSARD - B. CAMPAGNE
G2017/06	A. CAZENAVE-LACROUITZ - A. GODZINSKI Effects of the one-day waiting period for sick leave on health-related absences in the French central civil service A. CAZENAVE-LACROUITZ - A. GODZINSKI
G2017/07	P. CHARNOZ - M. ORAND Qualification, progrès technique et marchés de travail locaux en France, 1990-2011 P. CHARNOZ - M. ORAND
G2017/08	K. MILIN Modélisation de l'inflation en France par une approche macrosectorielle K. MILIN
G2017/09	C.-M. CHEVALIER - R. LARDEUX Homeownership and labor market outcomes: disentangling externality and composition effects C.-M. CHEVALIER - R. LARDEUX
G2017/10	P. BEAUMONT Time is Money: Cash-Flow Risk and Export Market Behavior P. BEAUMONT
G2018/01	S. ROUX - F. SAVIGNAC SMEs' financing: Divergence across Euro area countries? S. ROUX - F. SAVIGNAC
G2018/02	C.-M. CHEVALIER - A. LUCIANI Computerization, labor productivity and employment: impacts across industries vary with technological level C.-M. CHEVALIER - A. LUCIANI
G2018/03	R. MONIN - M. SUAREZ CASTILLO L'effet du CICE sur les prix : une double analyse sur données sectorielles et individuelles R. MONIN - M. SUAREZ CASTILLO
G2018/04	R. LARDEUX Who Understands The French Income Tax? Bunching Where Tax Liabilities Start R. LARDEUX
G2018/05	C.-M. CHEVALIER Financial constraints of innovative firms and sectoral growth C.-M. CHEVALIER
G2018/06	R. S.-H. LEE - M. PAK Pro-competitive effects of globalisation on prices, productivity and markups: Evidence in the Euro Area R. S.-H. LEE - M. PAK
G2018/07	C.-M. CHEVALIER Consumption inequality in France between 1995 and 2011 C.-M. CHEVALIER

G2018/08	A. BAUER - B. GARBINTI - S. GEORGES-KOT Financial Constraints and Self-Employment in France, 1945-2014 A. BAUER - B. GARBINTI - S. GEORGES-KOT
G2018/09	P. BEAUMONT - A. LUCIANI Prime à l'embauche dans les PME : évaluation à partir des déclarations d'embauche P. BEAUMONT - A. LUCIANI
G2018/10	M. TELLÉGO - V. DORTET-BERNADET - C. BELLAÏ Comparaison de deux dispositifs d'aide à la R&D collaborative public-privé M. TELLÉGO - V. DORTET-BERNADET - C. BELLAÏ
G2018/11	R. MONIN - M. SUAREZ CASTILLO Réplication et rapprochement des travaux d'évaluation de l'effet du CICE sur l'emploi en 2013 et 2014 R. MONIN - M. SUAREZ CASTILLO
G2018/12	A. CAZENAVE-LACROUITZ - F. GODET - V. LIN L'introduction d'un gradient social dans la mortalité au sein du modèle Destinie 2 A. CAZENAVE-LACROUITZ - F. GODET - V. LIN
G2019/01	M. ANDRÉ - A.-L. BIOTTEAU Effets de moyen terme d'une hausse de TVA sur le niveau de vie et les inégalités : une approche par microsimulation M. ANDRÉ - A.-L. BIOTTEAU
G2019/02	A. BOURGEOIS - A. BRIAND Le modèle Avionic : la modélisation Input/Output des comptes nationaux A. BOURGEOIS - A. BRIAND
G2019/03	A. GODZINSKI - M. SUAREZ CASTILLO Short-term health effects of public transport disruptions: air pollution and viral spread channels A. GODZINSKI - M. SUAREZ CASTILLO
G2019/04	M. LECLAIR - B. PENTINAT - J.-D. ZAFAR L'économie numérique fausse-t-elle le partage volume-prix du PIB ? M. LECLAIR - B. PENTINAT - J.-D. ZAFAR
G2019/05	A. CAZENAVE-LACROUITZ - E. YILMAZ Dans quelle mesure les incitations tarifaires et la procédure de mise sous accord préalable ont-elles contribué au développement de la chirurgie ambulatoire ? A. CAZENAVE-LACROUITZ - E. YILMAZ
G2019/06	J.-P. CLING - S. EGHBAL-TEHERANI - M. ORZONI - C. PLATEAU The Differences between EU Countries for Sustainable Development Indicators: It is (mainly) the Economy! J.-P. CLING - S. EGHBAL-TEHERANI - M. ORZONI - C. PLATEAU
G2019/07	P. CHONÉ - L. WILNER Competition on Unobserved Attributes: The Case of the Hospital Industry P. CHONÉ - L. WILNER
G2019/08	P. PORA - L. WILNER Child Penalties and Financial Incentives: Exploiting Variation along the Wage Distribution P. PORA - L. WILNER
G2019/09	E. GAUTIER - S. ROUX - M. SUAREZ CASTILLO Do Minimum Wages make Wages more Rigid ? Evidence from French Micro Data E. GAUTIER - S. ROUX - M. SUAREZ CASTILLO
G2019/10	M. ANDRÉ - A. SIREY-JOL M. ANDRÉ - A. SIREY-JOL

G2019/11	Imposition des couples et des familles : effets budgétaires et redistributifs de l'impôt sur le revenu K. MOHKAM – O. SIMON L'empreinte matière de l'économie française : une analyse par matière et catégorie de produits	G2020/11	P. AGHION – A. BERGÉAUD M. LEQUIEN – M. J. MELTZ The Heterogeneous Impact of Market Size on Innovation: Evidence from French Firm-Level Exports	Et pour quelques appartements de plus : Étude de la propriété immobilière des ménages et du profil redistributif de la taxe foncière S. GEORGES-KOT – D. GOUX – E. MAURIN
G2019/12	S. BUNEL – B. HADJIBEYLI Évaluation du crédit d'impôt innovation	G2020/12	L. GALIANA – B. SAKAROVITCH F. SÉMÉCURBE – Z. SMOREDA Residential segregation, daytime segregation and spatial frictions : an analysis	The value of leisure synchronization N. BECHICHI – M. FABRE – T. OLIVIA
G2019/13	C. BONNET – F. GODET – A. SOLAZ Gendered economic determinants of couple formation over 50 in France	G2020/13	A. BAUER – J. BOUSSARD Market Power and Labor Share	Projections de la population active à l'horizon 2080 S. QUANTIN – C. WELTER-MÉDÉE
G2019/14	P. GIVORD – M. SUAREZ CASTILLO Excellence for all? Heterogeneity in high schools' value-added	G2020/14	A. BAUER – J. BOUSSARD – D. LASHKARI Information Technology and Returns to Scale	Estimation des montants manquants de versements de TVA exploitant des données du contrôle fiscal L. BLOCH – B. FAVETTO – A. LAGOUGE – F. SÉDILLOT
G2019/15	G. CETTE – L. KOEHL – T. PHILIPPON Labor Share in Some Advanced Countries	G2020/15	V. LIN – O. MESLIN Hausse des prix immobiliers et mesure du niveau de vie	Inégalités de rendements et de patrimoine en France en 2017 H. GENIN – S. SCOTT
G2020/01	J. SILHOL – B. VENTÉLOU Les zones d'intervention prioritaire reflètent-elles des écarts de pratiques des médecins généralistes ?	G2021/01	N. BECHICHI – G. THEBAULT Students' Preferences, Capacity Constraints and Post-Secondary Achievements in a Non-Selective System	Un portrait de la r'etention de main-d'oeuvre dans l'industrie française : analyse à partir des enquêtes mensuelles de conjoncture D. GOUX – E. MAURIN
G2020/02	B. BOUCHTENIK – R. LARDEUX The Take-Up of Unemployment Benefit Extensions	G2021/02	B. BUREAU – A. DUQUERROY J. GIORGI – M. LÉ – S. SCOTT – F. VINAS Une année de crise COVID : impact sur la dynamique des entreprises en France Une évaluation sur données individuelles	On the seventh day you shall do not any work : the winners and losers of Sunday work deregulation P. AGHION – A. BERGÉAUD – M. LEQUIEN – M. MELTZ – T. ZUBER
G2020/03	J.-M. GERMAIN A Welfare Based Estimate of "Real Feel GDP" for Europe and the USA	G2021/03	B. BUREAU – A. DUQUERROY J. GIORGI – M. LÉ – S. SCOTT – F. VINAS L'impact de la crise sanitaire sur la situation financière des entreprises en 2020 : une analyse sur données individuelles	Opposing firm-level responses to the China shock: Output competition versus input shock L. GALIANA – L. WILNER
G2020/04	J. BOUSSARD – R. LEE Competition, Profit Share and Concentration	G2021/04	A. GODZINSKI – M. SUAREZ CASTILLO Disentangling the effects of air pollutants with many instruments	A Meeting between Microsimulation and Structural Approaches M. HILLION – E. MAUGENDRE
G2020/05	P. PORA Keep Working and Spend Less? Collective Childcare and Parental Earnings in France	2021/01	S. QUANTIN – S. BUNEL – C. LENOIR Évaluation du dispositif Jeune entreprise innovante (JEI) Un exemple d'application du modèle d'analyse de sensibilité de Rosenbaum	L'effet du « jour de carence » sur les absences pour maladie ordinaire, la santé perçue et le recours aux soins à court-terme
G2020/06	R. MONIN – M. SUAREZ CASTILLO Product Switching, market power and distance to core competency	2021/02	L. GOBILLON – D. MEURS – S. ROUX Differences in positions along a hierarchy : Counterfactuals based on an assignment model	
G2020/07	L. WILNER How do citizens perceive centralization reforms? Evidence from the merger of French regions	2021/03	N. BECHICHI – J. GRENET – G. THEBAULT Ségrégation à l'entrée des études supérieures en France et en région parisienne : quels effets du passage à Parcoursup ?	
G2020/08	L. WILNER The persistence of subjective well-being: permanent happiness, transitory misery?	2021/04	M. ANDRÉ – O. MESLIN	
G2020/09	J.-M. GERMAIN – T. LELLOUCH Comptabilité économique de la soutenabilité climatique			
G2020/10	A. BAUER – M. ROTEMBERG Tax avoidance in French Firms: Evidence from the Introduction of a Tax Notch			