



HAL
open science

L'effet du “ jour de carence ” sur les absences pour maladie des personnels du secteur public de l'éducation nationale

Mélina Hillion, Édouard Maugendre

► **To cite this version:**

Mélina Hillion, Édouard Maugendre. L'effet du “ jour de carence ” sur les absences pour maladie des personnels du secteur public de l'éducation nationale. *Éducation & formations*, 2024, 106, pp. 143-165. 10.48464/ef-106-06 . halshs-04429582

HAL Id: halshs-04429582

<https://shs.hal.science/halshs-04429582>

Submitted on 31 Jan 2024

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.



Distributed under a Creative Commons Attribution - NonCommercial - NoDerivatives 4.0 International License

L'effet du « jour de carence » sur les absences pour maladie des personnels du secteur public de l'éducation nationale

Mélina Hillion

Insee, direction des études et synthèses économiques

Édouard Maugendre

DEPP, bureau des études statistiques sur les personnels*

DREES, bureau de l'assurance maladie et des études sur les dépenses de santé**

* Lors du traitement des données

** Lors de la soumission de l'article

Mots-clés absence pour maladie, indemnités de maladie, jour de carence, incitations monétaires, personnel d'enseignement, expérience naturelle.

Keywords sick leave, sickness pay, waiting period, monetary incentives, teaching staff, natural experiment.

Citer Hillion, M., Maugendre, É. (2024). L'effet du « jour de carence » sur les absences pour maladie des personnels du secteur public de l'éducation nationale. *Éducation & formations*, 106, 143-166. DEPP, SIES. <https://doi.org/10.48464/ef-106-06>

Date de soumission de l'article : 24/11/2022

Date d'acceptation de l'article : 18/08/2023

Correspondance melina.hillion@insee.fr

Rappel Les opinions exprimées dans les articles ou reproduites dans les analyses par les auteurs n'engagent qu'eux-mêmes et pas les institutions auxquelles ils appartiennent, ni a fortiori la DEPP et le SIES.

Résumé

Depuis janvier 2018, comme ce fut le cas 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 de l'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 % du nombre d'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). De plus, 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. 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.

Abstract

The impact of an 'uncompensated day' on absenteeism of public sector employees in national education

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. 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.

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'Organisation de coopération et de développement économiques (OCDE) au xx^e siècle. Ils s'appuient généralement sur des dispositifs assurantiels dont la mission est de mutualiser les risques individuels (fonction actuarielle) et de garantir un accès équitable aux soins et aux périodes de convalescence quel que soit le niveau de revenu (fonction redistributive et sociale).

Dans cette perspective, la plupart des pays de l'OCDE octroient une indemnité aux salariés contraints de suspendre temporairement leur activité pour des raisons de santé, afin de compenser la baisse de leur revenu¹ (Spasova *et al.*, 2016 ; Pichler & Ziebarth, 2017 ; Raub *et al.*, 2018). Le fonctionnement de ces dispositifs s'apparente à un transfert monétaire² des personnes en bonne santé vers les personnes malades, et des plus fortunés vers les plus modestes (Fourcade *et al.*, 2013 ; Jusot *et al.*, 2017 ; DREES, 2019 ; DSS, 2022 ; Fouquet & Pollak, 2022).

Cependant, ces systèmes ne sont pas exempts de critiques et un certain nombre d'études et de rapports institutionnels font état d'une utilisation « excessive », voire « injustifiée », des absences pour maladie (Rhodes & Steers, 1990 ; Miller *et al.*, 2008 ; Igas, 2017 ; Cour des comptes, 2019). L'asymétrie d'information qui existe entre le salarié, dont l'état de santé est imparfaitement observé, et l'assurance publique est souvent avancée comme l'une des principales sources d'inefficacité des dispositifs actuels (Markussen *et al.*, 2011 ; De Paola *et al.*, 2014 ; D'Amuri, 2017 ; Pichler & Ziebarth, 2017).

Ce risque d'*aléa moral*³ 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 pour maladie (Johansson & Palme, 2005 ; Puhani & Sonderhof, 2010 ; Ziebarth & Karlsson, 2010 ; De Paola *et al.*, 2014). Ces mesures visent, 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 (Johansson & Palme, 2005 ; De Paola *et al.*, 2014 ; D'Amuri, 2017) et, d'autre part, l'amélioration des performances des entreprises et des administrations, en diminuant les ressources consacrées au remplacement des salariés absents et en réduisant le montant des indemnités de maladie versées par l'employeur (Allen, 1983 ; Pauly *et al.*, 2002 ; Johansson & Palme, 2005 ; Nicholson *et al.*, 2006 ; Miller *et al.*, 2008 ; Clotfelter *et al.*, 2009 ; Puhani & Sonderhof, 2010 ; Ziebarth & Karlsson, 2010 ; Herrmann & Rockoff, 2012). L'incitation la plus fréquemment adoptée consiste 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 (Marie & Vall Castelló, 2020).

De très nombreux travaux empiriques confirment la diminution des absences lorsque le taux de remplacement du salaire baisse et que l'intensité des contrôles augmente

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 (Heymann *et al.*, 2009 ; Chaupain-Guillot & Guillot, 2018). Le Canada, le Japon et les États-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. Nous nous référons ici à la définition normative de l'aléa moral, qui désigne l'usage « abusif » d'un contrat d'assurance par une partie assurée.

(Henrekson & Persson, 2004 ; Miller *et al.*, 2008 ; Markussen *et al.*, 2011 ; De Paola *et al.*, 2014 ; D'Amuri, 2017 ; Pichler & Ziebarth, 2017). Néanmoins, ces travaux ne renseignent pas sur le caractère abusif ou justifié des absences⁴. En particulier, les conséquences de ces mesures sur la santé sont ambiguës, et semblent varier selon la nature et l'ampleur des incitations mises en œuvre (Puhani & Sonderhof, 2010 ; Marie & Vall Castelló, 2020). En outre, 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, 2005 ; Cazenave-Lacroutz & Godzinski, 2017 ; Pollak, 2017)⁵.

Une littérature croissante montre enfin 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 engendrer une hausse des contaminations sur le lieu de travail (Pichler & Ziebarth, 2017 ; Pichler *et al.*, 2021) et entraîner une aggravation des symptômes, voire accroître le risque de rechute et d'invalidité (Marie & 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.

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

■ **ENCADRÉ 1.** Ces mesures constituent une série d'« expériences naturelles » permettant d'évaluer l'effet de l'indemnisation du premier jour de chaque épisode d'absence sur la fréquence et la durée des arrêts de travail.

Cette étude examine 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'éducation nationale (**encadré 1**), soit environ 16 % des agents de l'ensemble de la fonction publique (37 % des agents de la fonction publique d'État). Nous mobilisons les données de gestion du service statistique du ministère chargé de l'éducation nationale (DEPP), un panel exhaustif portant sur près de 880 000 individus employés chaque année au cours de la période 2006-2019

■ **ENCADRÉ 2.** Une littérature croissante montre que l'absentéisme des enseignants (80 % de notre échantillon) affecte significativement (statistiquement et économiquement) les résultats scolaires des élèves (Clotfelter *et al.*, 2009 ; Duflo *et al.*, 2012 ; Herrmann & Rockoff, 2012 ; Benhenda, 2022)⁶. Nous distinguons l'effet de l'application d'un jour de carence sur

4. La quantification des absences « excessives » repose sur une définition subjective de l'état de santé (Geoffard, 2000). En 2017, les fautes et fraudes aux indemnités journalières détectées par l'Assurance maladie s'élevaient à 13 millions d'euros (DNLF, 2017), soit moins de 0,1 % du montant des indemnités journalières versées cette même année (14,5 milliards d'euros, [DREES, 2018]).

5. Deux types de mécanismes sont évoqués pour expliquer ce résultat : 1) un allongement « excessif » 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, 2001 ; De Paola, 2014).

6. Benhenda (2022) montre qu'un jour d'absence supplémentaire réduit les performances des élèves de 0,04 point d'écart-type aux épreuves nationales du brevet. Ce résultat est proche des estimations obtenues aux États-Unis (Clotfelter *et al.*, 2009 ; Herrmann & Rockoff, 2012). En outre, Clotfelter *et al.* (2009) et Benhenda (2022) montrent qu'en moyenne le remplacement des enseignants absents ne permet pas d'annuler l'effet négatif sur les performances des élèves.

ENCADRÉ 1 Champ d'application du « jour de carence » dans le secteur public

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 indéterminée), perçoivent 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. Au-delà de 3 mois d'absence pour maladie ordinaire, le salaire peut être compensé par une mutuelle privée (facultative).

Entre le 1^{er} janvier 2012 et le 31 décembre 2013, puis de nouveau depuis le 1^{er} 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 taux de remplacement du premier jour d'absence pour maladie ordinaire passe donc de 100 % à 0 %, et reste égal à 100 % les jours suivants pendant une période de 3 mois.

Le CMO ne doit pas être confondu avec le congé de maternité, de paternité, d'adoption, ni avec le congé parental. Il se distingue également des autres congés pour *raison de santé*, non concernés par le jour de carence : le congé pour accident du travail ou maladie professionnelle, et le congé de longue maladie délivré en cas de pathologie grave et invalidante. Ce dernier est accordé par un comité médical lorsque l'état de santé nécessite des soins prolongés. La durée de ce congé ne peut excéder 3 ans. Les jours d'absence pour raisons de santé hors CMO sont répartis de la manière suivante : 65 % proviennent des congés parentaux (maternité, paternité, adoption), 23 % des congés de longue maladie et 12 % des congés pour accidents du travail ou maladies professionnelles. Lorsque le CMO correspond à une prolongation d'un précédent arrêt de travail, pour la même pathologie et avec un délai de 48 heures 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.

les absences « courtes » (de 14 jours ou moins) et sur les absences « longues » (de 15 jours ou plus). En effet, la littérature suggère que les absences courtes sont également les plus coûteuses en matière de productivité quotidienne, notamment dans le secteur de l'éducation (Herrmann & Rockoff, 2012 ; Benhenda, 2022)⁷. Par ailleurs, plusieurs études mettent en évidence une diminution du nombre d'épisodes et un allongement de leur durée moyenne lorsque les arrêts de travail les plus courts sont les plus pénalisés (Voss, 2001 ; Johansson, 2005 ; Pettersson-Lidbom & Thoursie, 2013 ; De Paola *et al.*, 2014 ; Cazenave-Lacrouz & Godzinski, 2017 ; Pollak, 2017 ; Marie & Vall Castelló, 2020). Nous examinons enfin l'effet de ce type d'incitation sur les inégalités de revenus selon l'âge, le sexe, le contrat, la catégorie professionnelle (qui reflète le niveau de diplôme au moment du recrutement), les conditions de travail et la fonction exercée.

7. Les auteurs évoquent plusieurs explications possibles : les recruteurs pourraient allouer plus de ressources aux recrutements de longue durée, les remplaçants pourraient améliorer leurs compétences avec la durée de la mission, les remplaçants très productifs pourraient être plus enclins à accepter des missions de longue durée. En France, Benhenda (2022) montre que la probabilité qu'un enseignant soit remplacé augmente avec la durée de l'épisode d'absence.

ENCADRÉ 2 Sources et champ de l'étude**Les données administratives de l'éducation nationale**

Le service statistique du ministère chargé 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. Cette base de données individuelles fournit, pour chaque agent et pour chaque année scolaire, des informations sociodémographiques (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.). Les durées des congés de maladie ordinaire peuvent être reconstituées grâce aux dates de début et de fin de chaque épisode d'absence. Dans cette étude, les durées d'absence considérées comprennent les week-ends, les jours fériés et les vacances scolaires couverts par l'arrêt de travail.

Champ

Notre étude porte sur 98,5 % des personnels du secteur public de l'éducation nationale (hors apprentis, ingénieurs et personnels techniques de recherche et de formation) exerçant en France (hors Corse, hors DROM), soit environ 1 620 000 individus observés en moyenne sept 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 5,5 % des effectifs, le personnel d'encadrement (direction des établissements, inspection pédagogique) 1,8 % des effectifs, et le personnel médicosocial (infirmiers, médecins, psychologues, services sociaux) représente, quant à lui, 1,4 % des effectifs.

Des profils hétérogènes selon les fonctions exercées

Au cours de la période 2006-2019, le secteur public de l'éducation nationale emploie en moyenne 878 978 salariés, principalement affectés à l'enseignement primaire et secondaire (80 % des effectifs) ■ **TABLEAU 1.**

L'âge moyen des agents est de 42 ans, avec des disparités importantes entre les fonctions exercées : le personnel de vie scolaire⁸ 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 également fortement féminisé (70 %). Les femmes sont surreprésentées parmi le personnel médicosocial (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

8. Il s'agit des conseillers et assistants d'éducation.

■ **TABLEAU 1** Caractéristiques des personnels du secteur public de l'éducation nationale au cours de la période 2006-2019

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

Éducation & formations n° 106, DEPP, SIES

Lecture : entre 2006 et 2019, l'âge moyen dans le secteur public de l'éducation nationale est de 41,7 ans et les femmes représentent 70,4 % des effectifs.

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

Source : DEPP, base statistique des congés.

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).

Près de 94 % des personnels occupent un poste de catégorie A⁹. C'est le cas de la quasi-totalité des personnels enseignants, de vie scolaire et d'encadrement. Les personnels administratifs occupent plus souvent des postes de catégorie C (56 %) et, dans une moindre mesure, des postes de catégorie B (28 %) ou A (16 %).

Enfin, 12,5 % des personnels travaillent dans un établissement appartenant à une zone d'éducation prioritaire¹⁰. 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).

⁹. Les postes de catégorie A sont accessibles aux titulaires d'un diplôme de niveau bac + 3 ou plus, les postes de catégorie B aux titulaires d'un diplôme de niveau bac ou plus, tandis que les postes de catégorie C sont accessibles sans condition de diplôme. La catégorie du poste détermine le type de fonction exercée (conception/direction, exécution, application) ainsi que la rémunération.

¹⁰. La politique d'éducation prioritaire, mise en œuvre en France depuis 1981 par le ministère chargé 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.

Le recours aux congés de maladie ordinaire varie selon les caractéristiques sociodémographiques et professionnelles des agents et selon la période considérée

Au cours de 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 en moyenne au cours d'une année scolaire (colonne 1) ■ **TABLEAU 2**. 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) ■ **ENCADRÉ 1**. La fréquence des absences diminue mais leur durée augmente avec l'âge des salariés, ce qui est cohérent avec les résultats de la littérature (Afsa & Givord, 2009 ; Inan, 2013 ; Davie, 2015). Les femmes sont plus souvent et plus longtemps absentes pour raison de santé (CMO inclus)¹¹. C'est également le cas des personnels 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. Ce dernier résultat est cohérent avec la littérature montrant que les enseignants sont davantage absents dans les établissements qui accueillent des élèves issus de milieux défavorisés (Miller *et al.*, 2008 ; Clotfelter *et al.*, 2009). Cette situation est susceptible de refléter des conditions de travail plus difficiles (Inan, 2013 ; Davie, 2015 ; Fréchou *et al.*, 2019), mais soulève également la question des inégalités d'apprentissage des élèves, en particulier lorsque les absences sont peu remplacées ou lorsque les jours remplacés sont moins productifs que la normale (Clotfelter *et al.*, 2009 ; Benhenda, 2022).

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 épisode 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 composition (caractéristiques observées et inobservées distinctes)¹² ou une différence d'organisation du travail (flexibilité des horaires, conditions de travail) par exemple (Niedhammer *et al.*, 1998 ; Vahtera *et al.*, 2000 ; Melchior *et al.*, 2003, 2005 ; Schaufeli *et al.*, 2009 ; Niedhammer *et al.*, 2017).

Les absences de moins de 4 jours représentent 56 % des épisodes de maladie ordinaire mais seulement 12 % des jours de CMO annuels en moyenne. À 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 1** présente les évolutions annuelles du nombre d'épisodes (axe gauche) et du nombre de jours (axe droit) de congé de maladie ordinaire au cours de la période 2007-2019.

11. Les femmes, notamment autour de 30 ans, sont plus touchées par les CMO. Plusieurs études suggèrent que la grossesse est l'un des principaux facteurs explicatifs (Alexanderson *et al.*, 1996 ; Marbot & Pollak, 2015). Dans notre échantillon, 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, p. 219).

12. Par exemple, le **tableau 1** montre que la part des femmes, l'âge moyen et le type de contrat sont très variables selon la fonction exercée. Or la littérature montre que ces facteurs affectent à la fois la probabilité d'être absent et la durée des épisodes d'absence (Ichino & Moretti, 2009 ; Gilleskie, 2010 ; Herrmann & Rockoff, 2012). Les résultats présentés dans ce paragraphe ne tiennent pas compte de ces effets de composition.

■ **TABLEAU 2** Congés de maladie ordinaire 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
Ensemble	42,8	0,81	6,7	9,3
Âge				
Âge < 50	43,9	0,84	6,4	8,9
Âge ≥ 50	39,9	0,74	7,4	10,3
Sexe				
Femme	46,7	0,90	7,5	11,2
Homme	33,6	0,60	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	47,4	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

Education & formations n° 106, DEPP, SIES

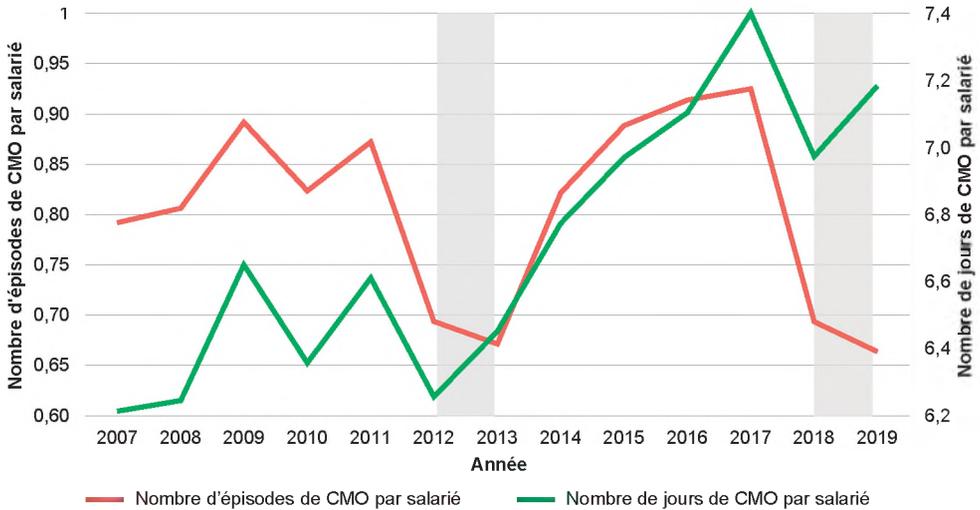
Lecture : en moyenne, sur la période 2006-2019, 42,8 % des personnels du secteur public de l'éducation nationale sont absents au moins un jour par an pour cause de maladie ordinaire. Ils sont absents en moyenne 6,7 jours par an pour cause de maladie ordinaire, et on comptabilise en moyenne 0,81 épisode de CMO par salarié.

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

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

Source : DEPP, base statistique des congés.

■ **FIGURE 1** 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



Éducation & formations n° 106, DEPP, SIES

Lecture : en 2011, les salariés du secteur public de l'éducation nationale ont eu en moyenne 0,87 épisode d'absence pour maladie ordinaire, et se sont absentés en moyenne 6,6 jours pour maladie ordinaire. 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 (hors DROM et Corse).

Source : DEPP, base statistique des congés.

Le nombre d'épisodes d'absence est plus faible en 2012-2013 et en 2018-2019, périodes concernées par l'application du jour de carence dans la fonction publique, avec moins de 0,7 épisode par salarié en moyenne, contre plus de 0,8 en dehors de ces périodes. Le nombre de jours de CMO est en forte croissance au cours de la période 2012-2017 : il passe de 6,3 en 2012 à 7,4 en 2017. Il est légèrement plus faible lors des périodes d'application du jour de carence, en 2012-2013 et 2018-2019, qu'en dehors de ces périodes.

L'effet du jour de carence sur l'incidence et la durée des congés de maladie ordinaire

Le **tableau 3** présente les résultats de l'estimation du modèle (1) ■ **ENCADRÉ 3**. La première ligne présente l'estimation du coefficient d'intérêt β , et la dernière ligne présente une version transformée de ce coefficient $(e^\beta - 1) * 100$. Celle-ci fournit une interprétation de l'effet du jour de carence en termes relatifs (%) par rapport à la situation contrefactuelle sans jour de carence.

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 concordantes avec les prédictions théoriques et les résultats de la littérature empirique qui suggèrent un effet

■ **TABLEAU 3** Estimation de l'effet du jour de carence pour l'ensemble des personnels du secteur public de l'éducation nationale (modèle 1)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	Nombre d'épisodes de CMO par salarié et par an : selon la durée de l'épisode							Nombre d'épisodes de CMO par salarié et par an	Nombre de jours de CMO par salarié et par an
	1 jour	2 jours	3 jours	4-7 jours	7-15 jours	15 jours - 3 mois	> 3 mois		
Jour de carence	- 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 (%)	- 44,4	- 26,7	- 25,7	- 12,2	- 4,1	- 1,2	- 2,4	- 22,9	- 5,7

Éducation & formations n° 106, DEPP, SIES

Significativité : * au seuil de 10 % ; ** au seuil de 5 % ; *** au seuil de 1 %.

Lecture : en moyenne, les épisodes de maladie ordinaire d'une durée de 1 jour diminuent de 44,4 % lorsque le jour de carence est appliqué (colonne 1). L'incidence des épisodes de CMO diminue de 22,9 % (colonne 8) et le nombre de jours de CMO diminue de 5,7 % (colonne 9) en moyenne lorsque le jour de carence est appliqué. 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 scolaires au cours du quadrimestre, le taux d'incidence des épidémies saisonnières (grippe et gastroentérite) au niveau régional, et une tendance temporelle (polynôme d'ordre 3).

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

Les coefficients d'intérêt β sont estimés à partir du modèle (1). Les écarts-types sont clusterisés au niveau académique et sont robustes à l'hétéroscédasticité et à l'autocorrélation.

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 (hors DROM et Corse).

Source : DEPP, base statistique des congés.

croissant des incitations financières avec leur intensité¹³. 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 courts¹⁴. Le **tableau 3** montre également qu'en moyenne le nombre d'épisodes de CMO est inférieur de 23 % (colonne 8) et le nombre de jours de CMO inférieur de 5,7 % (colonne 9), lorsque le jour de carence est appliqué dans la fonction publique¹⁵.

Les spécifications alternatives présentées en annexe confirment 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) du modèle (1) à l'exception des résultats obtenus pour les absences de plus de 3 mois. Les résultats sont également robustes à la mise en œuvre d'une estimation en double différence « locale » consistant à comparer les semaines qui précèdent et suivent le 1^{er} janvier (première différence) selon qu'une réforme a eu lieu ou non (seconde différence) à cette date ■ **ANNEXE 1**.

13. 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.

14. 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.

15. 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.

ENCADRÉ 3 Estimation de l'effet du jour de carence

Afin d'estimer 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 approche consiste à comparer les périodes où le jour de carence est appliqué aux périodes où il ne l'est pas (différence simple avec périodes de traitement multiples). Notre stratégie d'identification repose sur l'hypothèse d'exogénéité des réformes ayant introduit (1^{er} janvier 2012 et 1^{er} janvier 2018) et supprimé (1^{er} janvier 2014) le jour de carence dans le secteur public. Elle nécessite également de faire une hypothèse sur l'évolution des congés de maladie ordinaire en l'absence de réforme (situation contrefactuelle). Dans l'estimation principale, la tendance temporelle des absences est modélisée par un polynôme de degré 3 sur la période 2006-2019. Pour chaque individu i , quadrimestre $q \in \{1, 2, 3\}$ et année $a \in [2006, 2019]$, nous considérons le modèle de Poisson suivant :

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

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 gastroentérite) au niveau régional. L'indicatrice 1_q vaut 1 pour le quadrimestre d'observation q , et 0 sinon. 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 ■ **FIGURES 1 et 2.**

Nous choisissons de modéliser f par un polynôme de degré 3 (hypothèse de régularité) :

$$f(t(q, a)) = \delta_1 t + \delta_2 t^2 + \delta_3 t^3, \quad t \in [1, 39]$$

avec $t = q - 2 + 3 * (a - 2006)$. Le terme d'erreur v_{iqa} , supposé indépendant conditionnellement aux variables du modèle, satisfait $E[v_{iqa}] = 1$. Le coefficient α est une constante.

Soulignons que le modèle (1) 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 1^{er} janvier de l'année N. Or l'incidence de ces épisodes d'absence est attribuée à l'année N-1 lorsqu'elle coïncide avec la date de début du CMO. Pour contourner ce problème, le 3^e quadrimestre

(septembre à décembre) des années précédant une réforme (2012, 2014 et 2018) est exclu de l'analyse lorsque l'on s'intéresse à l'incidence des CMO d'une durée supérieure à 15 jours (il s'agit des CMO dont la catégorisation est susceptible de changer du fait de l'existence d'une réforme au 1^{er} janvier).

Le modèle (1) 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 (Cameron & Miller, 2015).

Sous certaines hypothèses, le paramètre d'intérêt β mesure l'effet du jour de carence sur le comportement d'absence pour maladie ordinaire des personnels du secteur public de l'éducation nationale.

Ces résultats diffèrent à plusieurs égards de ceux présentés par Cazenave-Lacroutz & Godzinski (2017) pour l'ensemble de la fonction publique d'État. À 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 sur les absences de 1 jour (- 2 %), de 3 jours (- 27 %), de 4 à 7 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 pour maladie dans le secteur public (+ 7 %), y compris lorsque le champ d'analyse est restreint aux enseignants. Plus généralement, Cazenave-Lacroutz & Godzinski (2017) notent des effets comparables pour les enseignants¹⁶ et les autres salariés de l'État (différences non significatives).

Plusieurs éléments sont susceptibles d'expliquer les différences avec la présente étude. En premier lieu, Cazenave-Lacroutz & Godzinski (2017) s'appuient sur les informations déclarées de l'enquête Emploi, qui portent principalement sur 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. En effet, les auteurs calculent la durée des épisodes d'absence pour maladie en se référant à 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. En outre, l'enquête Emploi ne permet pas de distinguer les absences pour « maladie ordinaire » des autres motifs d'absence pour raison de santé (« accident du travail », « maladie professionnelle », « maladie de longue durée », par exemple). Étant donné que seules les absences pour maladie ordinaire sont concernées par l'application

16. Les enseignants représentent 46 % de l'échantillon de salariés de la fonction publique d'État étudié par Cazenave-Lacroutz & Godzinski (2017), contre 80 % de l'échantillon (de salariés du secteur public de l'éducation nationale) de la présente étude.

du jour de carence, le manque d'informations sur les motifs d'absence peut contribuer à une sous-estimation de l'effet du jour de carence. Enfin, l'identification de Cazenave-Lacroutz & Godzinski (2017) repose sur une hypothèse de tendance commune entre les salariés du secteur public et du secteur privé (double différence)¹⁷ tandis que les résultats de la présente étude reposent sur une hypothèse de tendance paramétrique dans le secteur public de l'éducation nationale (différence simple). Une erreur de spécification (*i.e.* le rejet d'une hypothèse identifiante) pourrait expliquer les écarts observés. Nous montrons que nos résultats sont peu sensibles au choix de modélisation (spécification de la tendance temporelle des absences, variables de contrôle, période étudiée, réforme considérée), à l'exception des estimations obtenues pour les CMO de plus de 3 mois (ce qui est également le cas de Cazenave-Lacroutz & Godzinski, 2017), ces épisodes étant particulièrement rares. Nos résultats principaux sont également robustes à une estimation locale en double différence autour de la discontinuité introduite par l'application et la suppression du jour de carence aux 1^{er} janvier 2012, 2014 et 2018 ■ ANNEXE 1.

Des effets hétérogènes du jour de carence selon les caractéristiques sociodémographiques et selon la fonction principale exercée

Nous présentons (tableau non reporté) les résultats obtenus lorsque l'indicatrice du jour de carence (T) est interagie dans le modèle (1) avec quelques caractéristiques observables. Les estimations montrent que l'ampleur des effets du jour de carence varie selon les caractéristiques des individus et des emplois occupés, ces différences reflétant également des disparités de comportements d'absence antérieures à la mise en œuvre du jour de carence ■ TABLEAU 2. En particulier, les fonctionnaires (- 19 points de pourcentage par rapport aux CDD), les personnels administratifs (- 17 points de pourcentage par rapport aux enseignants du primaire), les personnels de vie scolaire (- 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 à ceux de catégorie 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) présentent les plus fortes diminutions de la fréquence de leurs épisodes de maladie ordinaire lorsque le jour de carence est appliqué¹⁸. Cette diminution de la fréquence des épisodes d'absence ne s'accompagne pas toujours d'une baisse du nombre de jours de CMO cumulé. Toutefois, l'application du jour de carence tend à réduire les écarts (de fréquence et de durée) d'absence en fonction des caractéristiques sociodémographiques et professionnelles présentées dans le tableau 2.

Le tableau 4 en annexe 2 présente les estimations du modèle (1) séparément selon le type de fonction principale (enseignement, encadrement, vie scolaire, santé et social, administratif). Les résultats reflètent, en partie, l'hétérogénéité des caractéristiques sociodémographiques et professionnelles (âge, sexe, temps partiel, catégorie, etc.) mises

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

18. Ces différences peuvent être interprétées de manière causale, en supposant qu'il existe une tendance commune en matière d'absences parmi ces différentes sous-populations.

en évidence précédemment. Nous constatons que le nombre d'épisodes de CMO a le plus diminué pour le personnel administratif (- 35 %) et le moins diminué pour le personnel de vie scolaire (- 18 %). En contraste, le nombre de jours de CMO a le plus diminué pour le personnel d'encadrement (- 8,7 %) et le moins diminué pour le personnel médico-social (- 2,7 %). Malgré cette hétérogénéité, les estimations sont comparables en matière de signe et d'ampleur, le message principal reste donc inchangé quelle que soit la fonction exercée. En particulier, nous constatons une diminution de la fréquence des épisodes d'absence les plus courts, qui sont également susceptibles d'être associés à des pertes de productivité quotidienne plus importantes (Herrmann & Rockoff, 2012 ; Benhenda, 2022).

Certaines populations sont davantage pénalisées financièrement par l'application d'un jour de carence

Si les salariés adaptent dans une certaine mesure leur comportement en matière d'absence, des différences importantes persistent en fonction des caractéristiques démographiques et professionnelles, 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 **tableaux 5a** et **5b** en **annexe 2** 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 (1)) au cours des périodes 2012-2013 et 2018-2019. Les estimations de la colonne (1) permettent d'identifier les populations les plus pénalisées financièrement par l'application du jour de carence. Les résultats montrent que les femmes, et plus encore celles ayant pris un congé de maternité au cours de l'année scolaire¹⁹ (congé non concerné par le jour de carence), 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.

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 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

¹⁹. 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).

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 7 jours) et n'est pas robuste pour les épisodes d'absence de plus de 3 mois. L'étude montre également que cette mesure pénalise financièrement davantage les catégories de la population qui s'absentent le plus fréquemment (mais pas nécessairement le plus longtemps) pour cause de maladie ordinaire – notamment les femmes, les moins de 40 ans, les plus de 50 ans, les personnels les moins qualifiés et les personnels travaillant en zone d'éducation prioritaire.

Toutefois, cette étude ne permet pas de conclure quant aux effets à long terme de ce type de mesure. 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. 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 sur les inégalités, les finances publiques et la performance des administrations.

Remerciements

Les auteurs expriment leur gratitude à la direction de l'évaluation, de la prospective et de la performance et tout particulièrement à l'équipe du bureau des études statistiques sur les personnels (DEPP-A5). Leur soutien a permis la réalisation de cette étude en établissant une convention avec l'École d'économie de Paris (PSE) puis avec l'Insee. Leur collaboration a été essentielle à la réussite de ce travail. Les auteurs remercient également les deux rapporteurs anonymes, les relecteurs de l'Insee, les participants et discutants des séminaires internes de la DEPP et de l'Insee, ainsi que la rédactrice en chef de la présente revue pour leurs remarques pertinentes et constructives.

ANNEXE 1 Tests de robustesse**Introduction, suppression et réintroduction du jour de carence**

Le modèle (1) suppose 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 à court terme.

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 (1) sur trois 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 contraints d'être les mêmes durant toute la période 2006-2019.

Les résultats obtenus montrent que l'estimation de l'effet du jour de carence sur les absences pour maladie ordinaire des personnels du secteur public de l'éducation nationale est robuste (en signe et en ampleur) au type de réforme (introduction ou suppression du jour de carence) et à la période d'étude considérée.

Tendance temporelle, effets fixes individuels et modèle linéaire

Les effets estimés sont légèrement plus faibles, mais pas significativement différents, lorsque l'on remplace la tendance temporelle polynomiale par une tendance linéaire dans le modèle (1). Les estimations (coefficients et écarts-types) sont également robustes à la prise en compte de l'hétérogénéité (constante dans le temps) inobservée des individus, capturée par des effets fixes individuels. Enfin, les résultats sont robustes à l'utilisation d'un modèle de régression linéaire plutôt qu'un modèle de Poisson.

Une estimation locale en double différence de l'effet du jour de carence sur les absences pour maladie ordinaire

Les résultats obtenus à partir du modèle (1) reposent sur une hypothèse paramétrique forte relative à la tendance temporelle des absences sur la période étudiée. Une erreur de spécification est susceptible d'introduire un biais d'estimation.

Afin de tester la robustesse des résultats principaux, nous estimons l'effet du jour de carence sur la fréquence et la durée des congés de maladie ordinaire en « double différence », en restreignant la période d'analyse aux quelques semaines qui précèdent et suivent le 1^{er} janvier de chaque année au cours de la période 2006-2019. L'approche consiste à exploiter la discontinuité introduite par l'application ou la suppression du jour de carence lors des 1^{er} janvier 2012, 2014 et 2018. Plus précisément, nous comparons les semaines qui précèdent et suivent le 1^{er} janvier (première différence) selon qu'une réforme a eu lieu ou non (seconde différence) à cette date. Les années scolaires qui ne sont pas concernées par l'application (ou par la suppression) du jour de carence au 1^{er} janvier servent ainsi de témoins aux années scolaires concernées par une réforme. La validité de cette approche 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 1^{er} janvier.

Malgré le caractère très conservateur de notre approche (l'estimation est réalisée sur données agrégées et sans variables de contrôle), les résultats sont très proches (en magnitude et en signe) des estimations principales.

ANNEXE 2

■ **TABLEAU 4** Estimation de l'effet du jour de carence pour l'ensemble des personnels du secteur public de l'éducation nationale (modèle 1) : résultats détaillés par fonction principale

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	Nombre d'épisodes de CMO par salarié et par an : selon la durée de l'épisode							Nombre d'épisodes de CMO par salarié et par an	Nombre de jours de CMO par salarié et par an
	1 jour	2 jours	3 jours	4-7 jours	7-15 jours	15 jours - 3 mois	> 3 mois		
Enseignement	- 0,573*** (0,0142)	- 0,296*** (0,00755)	- 0,294*** (0,0116)	- 0,120*** (0,00737)	- 0,0370*** (0,00407)	- 0,0180*** (0,00475)	- 0,0158 (0,0125)	- 0,258*** (0,00688)	- 0,0607*** (0,00325)
Variation relative ¹ (%)	- 43,6	- 25,6	- 25,5	- 11,3	- 3,6	- 1,8	- 1,6	- 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)	- 0,0757*** (0,0265)	- 0,0340 (0,0985)	- 0,299*** (0,0164)	- 0,0915*** (0,0266)
Variation relative ¹ (%)	- 65,3	- 50,9	- 38,2	- 28	- 17,4	- 7,3	- 3,3	- 25,8	- 8,7
Observations	625 725	625 725	625 725	625 725	625 725	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)	- 0,000208 (0,0120)	0,0601 (0,0387)	- 0,194*** (0,0124)	- 0,0409*** (0,0130)
Variation relative ¹ (%)	- 38,6	- 23,2	- 19,9	- 12,5	- 3,6	- 0,02	6,2	- 17,6	- 4
Observations	3 967 521	3 967 521	3 967 521	3 967 521	3 967 521	3 645 322	3 645 322	3 967 521	39 67 521
Administrations	- 1,194*** (0,0291)	- 0,698*** (0,0164)	- 0,486*** (0,0193)	- 0,260*** (0,0157)	- 0,105*** (0,0119)	- 0,0111 (0,0127)	- 0,0337 (0,0290)	- 0,430*** (0,0107)	- 0,0825*** (0,0105)
Variation relative ¹ (%)	- 69,7	- 50,2	- 38,5	- 22,9	- 10	- 1,1	- 3,3	- 35	- 7,9
Observations	1 881 084	1 881 084	1 881 084	1 881 084	1 881 084	1 738 340	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)	0,0164 (0,0223)	0,0197 (0,0783)	- 0,261*** (0,0138)	- 0,0276** (0,0124)
Variation relative ¹ (%)	- 54,3	- 38,6	- 27,2	- 16,6	- 5,5	1,7	2	- 23	- 2,7
Observations	480 660	480 660	480 660	480 660	480 660	442 810	442 810	480 660	480 660

Éducation & formations n° 106, DEPP, SIES

Significativité : * au seuil de 10 % ; ** au seuil de 5 % ; *** au seuil de 1 %.

Lecture : en moyenne, les épisodes de maladie ordinaire d'une durée de 1 jour diminuent de 43,6 % pour les enseignants lorsque le jour de carence est appliqué (colonne 1). L'incidence des épisodes de CMO diminue de 22,7 % (colonne 8) et le nombre de jours de CMO diminue de 5,9 % (colonne 9) en moyenne pour les enseignants lorsque le jour de carence est appliqué.

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 scolaires au cours du quadrimestre, le taux d'incidence des épidémies saisonnières (grippe et gastroentérite) au niveau régional, et une tendance temporelle (polynôme d'ordre 3).

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

Les coefficients d'intérêt β sont estimés à partir du modèle (1). Les écarts-types sont clusterisés au niveau académique et sont robustes à l'hétéroscédasticité et à l'autocorrélation.

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 (hors DROM et Corse).

Source : DEPP, base statistique des congés.

■ **TABLEAUX 5a ET 5b** Corrélation entre le nombre d'épisodes de CMO (respectivement le nombre de jours de CMO) et les caractéristiques sociodémographiques et professionnelles des personnels du secteur public de l'éducation nationale lorsque le jour de carence est appliqué (périodes 2012-2013 et 2018-2019)

■ **TABLEAU 5a**

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Nombre d'épisodes de CMO		Nombre de jours de CMO	
	Poisson	OLS	Poisson	OLS
Sexe (référence : 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)
Âge (référence : < 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 (référence : temps plein)				
Temps partiel	- 0,0168 (0,0104)	- 0,00506* (0,00247)	0,0638*** (0,00877)	0,144*** (0,0202)
Contrat (référence : 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 (référence : 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 (référence: non prioritaire)				
Éducation prioritaire	0,0909*** (0,00675)	0,0245*** (0,00211)	0,0536*** (0,00955)	0,133*** (0,0201)

Éducation & formations n° 106, DEPP, SIES

■ TABLEAU 5b

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Nombre d'épisodes de CMO		Nombre de jours de CMO	
	Poisson	OLS	Poisson	OLS
Fonction principale (référence: 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

Education & formations n° 106, DEPP, SIES

Significativité : * au seuil de 10 % ; ** au seuil de 5 % ; *** au seuil de 1 %.

Lecture : en moyenne, lorsque le jour de carence est appliqué, les femmes présentent 0,078 épisode de CMO de plus que les hommes chaque année (tableau 5a, colonne 2), ce qui correspond à un écart de 46 % ($(e^\beta - 1) * 100$ avec β reporté dans la colonne 1). Les femmes s'absentent également 0,59 jour de plus que les hommes chaque année (tableau 5a, colonne 4), soit un écart de 37 % ($(e^\beta - 1) * 100$ avec β reporté dans la colonne 3).

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 scolaires au cours du quadrimestre, le taux d'incidence des épidémies saisonnières (grippe et gastroentérite) au niveau régional, et une tendance temporelle (polynôme d'ordre 3).

Les écarts-types sont clusterisés au niveau académique et sont robustes à l'hétéroscédasticité et à l'autocorrélation.

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

Source : DEPP, base statistique des congés.

Références bibliographiques

Afsa, C., Givord, P. (2009). Le rôle des conditions de travail dans les absences pour maladie : le cas des horaires irréguliers. *Économie et Prévision*, 187(1), 83-103. <https://doi.org/10.3917/eccop.1870083>

Alexanderson, K., Hensing, G., Sydsjö, A., Sydsjö, G., Carstensen, J. (1996). Impact of Pregnancy on Gender Differences in Sickness Absence. *Scandinavian Journal of Public Health*, 24(3), 169-176. <https://doi.org/10.1177/140349489602400308>

Allen, S. G. (1983). How Much Does Absenteeism Cost? *The Journal of Human Resources*, 18(3), 379-393. <https://doi.org/10.2307/145207>

Benhenda, A. (2022). Absence, Substitutability and Productivity: Evidence from Teachers. *Labour Economics*, 76, 1-43. <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2022.102167>

Cameron, C. A., Miller, D. L. (2015). A Practitioner's Guide to Cluster-Robust Inference. *Journal of Human Resources*, 50(2), 317-372. <https://doi.org/10.3368/jhr.50.2.317>

Cazenave-Lacrouz, A., Godzinski, A. (2017). Effects of the One-Day Waiting Period for Sick Leave on Health-related Absences in the French Central Civil Service. Insee, série des documents de travail de la direction des études et synthèses économiques.

Chaupain-Guillot, S., Guillot, O. (2018). Sickness Benefit Rules and Work Absence: An Empirical Study Based on European Data. *Revue d'Économie Politique*, 127(6), 1109-1137. <https://doi.org/10.3917/redp.276.1109>

Clotfelter, C. T., Ladd, H. F., Vigdor, J. L. (2009). Are Teacher Absences Worth Worrying About in the United States? *Education Finance and Policy*, 4(2), 115-149. <https://doi.org/10.1162/edfp.2009.4.2.115>

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(9), 74-83. <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2017.09.004>

Davie, E. D. (2015). *Absence pour raisons de santé et lien avec les conditions de travail dans la fonction publique et le secteur privé*. Rapport annuel sur l'état de la fonction publique, DGAFP.

De Paola, M., Scoppa, V., 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. <https://doi.org/10.1086/674986>

DEPP. (2020). Bilan social 2019-2020 du ministère de l'Éducation nationale, de la Jeunesse et des Sports. Enseignement scolaire, 219. *Bilan Social*. DEPP, DGRH, DAF.

DNLF. (2017). Lutte contre la fraude aux finances publiques. *Bilan 2017*, 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.

DSS. (2022). *Rapport d'évaluation des politiques de sécurité sociale – Maladie*.

Duflo, E., Hanna, R., Ryan, S. P. (2012). Incentives Work: Getting Teachers to Come to School. *American Economic Review*, 102(4), 1241-1278. <http://dx.doi.org/10.1257/aer.102.4.1241>

Fouquet, M., Pollak, C. (2022). L'Assurance maladie publique contribue fortement à la réduction des inégalités de revenu. *Études et Résultats*, 1220.

Fourcade, N., Duval, J., Lardellier, R. (2013). Health Care Insurance in France: Its Impact on Income Distribution Between Age and Social Groups. *Revue d'Épidémiologie et de Santé publique*, 61(suppl. 3), S170-175. <https://doi.org/10.1016/j.respe.2013.05.015>

Fréchou, H., Hubert, T., Touahir, M. (2019). Résultats de la première enquête de climat scolaire auprès des personnels du second degré de l'Éducation nationale. *Note d'information*, 19.53. MEN-DEPP.

- Geoffard, P.-Y. (2000). Dépenses de santé : l'hypothèse d'aléa moral. *Économie & prévision*, 142(1), 123-135. <https://doi.org/10.3406/ecop.2000.5992>
- 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. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2009.09.012>
- Gourieroux, C., Monfort, A., Trognon A. (1984). Pseudo Maximum Likelihood Methods: Theory. *Econometrica*, 52(3), 681-700. <https://doi.org/10.2307/1913471>
- Henrekson, M., Persson, M. (2004). The Effects on Sick Leave of Changes in the Sickness Insurance System. *Journal of Labor Economics*, 22(1), 87-113. <https://doi.org/10.1086/380404>
- Herrmann, M. A., Rockoff, J. E. (2012). Worker Absence and Productivity: Evidence from Teaching. *Journal of Labor Economics*, 30(4), 749-782. <https://doi.org/10.1086/666537>
- Heymann, J., Rho, H. J., Schmitt, J., Earle, A. (2009). Contagion Nation: A Comparison of Paid Sick Day Policies in 22 Countries. Center for Economic and Policy Research, 5, 1-20.
- Ichino, A., Moretti, E. (2009). Biological Gender Differences, Absenteeism, and the Earnings Gap. *American Economic Journal: Applied Economics*, 1(1), 183-218. <https://doi.org/10.1257/app.1.1.183>
- Igas. (2017). L'évolution des dépenses d'indemnités journalières. *Revue des dépenses*, 2017-M-009, 2017-006R. Inspection générale des affaires sociales.
- Inan, C. (2013). Les absences au travail des salariés pour raisons de santé : un rôle important des conditions de travail. *Dares Analyses*, 9.
- Johansson, P., Palme, M. (2005). Moral Hazard and Sickness Insurance. *Journal of Public Economics*, 89(9-10), 1879-1890. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2004.11.007>
- Jusot, F., Legal, R., Louvel, A., Pollak, C., Shmueli, A. (2017). Assurance maladie et complémentaires santé : comment contribuent-elles à la solidarité entre hauts et bas revenus ? *Questions d'Économie de la Santé*, 225, 1-6.
- Marbot, C., Pollak, C. (2015). Les grossesses expliquent 37 % des différences d'arrêt maladie indemnisés entre femmes et hommes âgés de 21 à 45 ans. Les dépenses de santé en 2014. *Panoramas de la DREES*, 199-207.
- Marie, O., Vall Castelló, J. (2020). If Sick-Leave Becomes More Costly, Will I Go Back to Work? Could It Be Too Soon? *IZA Discussion Papers*, 13379. <https://doi.org/10.2139/ssrn.3685839>
- Markussen, S., Røed, K., Røgeberg, O. J., Gaure, S. (2011). The Anatomy of Absenteeism. *Journal of Health Economics*, 30(2), 277-292. <https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2010.12.003>
- Melchior, M., Niedhammer, I., Berkman, L. F., 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. <https://doi.org/10.1136/jech.57.4.285>
- Melchior, M., Krieger, N., Kawachi, I., Berkman, L. F., Niedhammer, I., 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. <https://doi.org/10.2105/AJPH.2004.048835>
- Miller, R. T., Murnane, R. J., 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. <https://doi.org/10.3102/0162373708318019>
- Nicholson, S., Pauly, M. V., Polsky, D., Sharda, C., Szrek, H., Berger, M. L. (2006). Measuring the Effects of Work Loss on Productivity with Team Production. *Health Economics*, 15(2), 11-123. <https://doi.org/10.1002/hec.1052>
- Niedhammer, I., Bugel, I., Goldberg, M., Leclerc, A., 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. <https://doi.org/10.1136/oem.55.11.735>

Niedhammer, I., Lesuffleur, T., Memmi, S., 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. <https://doi.org/10.1093/eurpub/ckx052>

Pauly, M. V., Nicholson, S., Xu, J., Polsky, D., Danzon, P. M., Murray, J. F., Berger, M. L. (2002). A General Model of the Impact of Absenteeism on Employers and Employees. *Health Economics*, 11(3), 221-231. <https://doi.org/10.1002/hec.648>

Pettersson-Lidbom, P., Thoursie, P. S. (2013). Temporary Disability Insurance and Labor Supply: Evidence from a Natural Experiment. *Scandinavian Journal of Economics*, 115(2), 485-507. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9442.2012.01746.x>

Pichler, S., Wen, K., Ziebarth, N. R. (2021). Positive Health Externalities of Mandating Paid Sick Leave. *Journal of Policy Analysis and Management*, 40(3), 715-743. <https://doi.org/10.1002/pam.22284>

Pichler, S., 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. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2017.07.003>

Pollak, C. (2017). The Impact of a Sick Pay Waiting Period on Sick Leave Patterns. *European Journal of Health Economics*, 18(1), 13-31. <https://doi.org/10.1007/s10198-015-0755-0>

Puhani, P. A., 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. <https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2010.01.003>

Raub, A., Chung, P., Batra, P., Earle, A., Bose, B., Jou, J., De Guzman Chorny, N., Wong, E., Franken, D., Heymann, J. (2018). *Paid Leave for Personal Illness: A Detailed Look at Approaches Across OECD Countries*. Report, WORLD Policy Analysis Center, 1-32.

Rhodes, S. R., Steers, R. M. (1990). *Managing Employee Absenteeism*. Addison-Wesley.

Schaufeli, W. B., Bakker, A. B., 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. <https://doi.org/10.1002/job.595>

Spasova, S., Bouget, D., Vanhercke, B. (2016). *Sick Pay and Sickness Benefit Schemes in the European Union*. Report, European Commission, 1-40.

Vahtera, J., Kivimäki, M., Pentti, J., Theorell, T. (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. <http://dx.doi.org/10.1136/jech.54.7.484>

Voss, M., Floderus, B., 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. <https://doi.org/10.1177/14034948010290030101>

Ziebarth, N. R., Karlsson, M. (2010). A Natural Experiment on Sick Pay Cuts, Sickness Absence, and Labor Costs. *Journal of Public Economics*, 94(11-12), 1108-1122. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2010.09.001>