

Turnover élevé du personnel soignant dans les Ehpad privés en France : impact de l'environnement local et du salaire

High turnover among nursing staff in private nursing homes for dependent elderly people (EHPADs) in France: impact of the local environment and the wage

Cécile Martin * et Mélina Ramos-Gorand **

Résumé – Le *turnover* élevé du personnel soignant travaillant en établissement d'hébergement pour personnes âgées dépendantes (Ehpad) en France a des conséquences négatives à la fois en termes de coûts et de qualité de prise en charge des résidents. Nous étudions les causes de ce *turnover* à partir de l'estimation d'un modèle *probit* sur deux échantillons de personnel travaillant en contrat à durée indéterminée dans des Ehpad privés, l'un de 5 478 infirmiers et l'autre de 13 444 aides-soignants. La probabilité de départ des infirmiers et des aides-soignants est significativement influencée par des facteurs liés à l'environnement local de leur lieu de domicile, calculés à une échelle géographique fine, tels que la proximité d'un hôpital, la concurrence entre établissements pour personnes âgées, la pénurie de personnel soignant et l'attractivité du secteur libéral pour les infirmiers. Le niveau de salaire, corrigé de l'endogénéité, a un effet positif sur la fidélisation des aides-soignants travaillant en Ehpad, mais ne semble pas avoir d'effet sur les infirmiers.

Abstract – *The high turnover among nursing staff working in nursing homes for dependent elderly people (EHPADs) in France has negative consequences in terms both of cost and of quality of care for the residents. We study the causes of this staff turnover using the estimate from a probit model estimated on two samples, one of 5,478 nurses and the other of 13,444 nursing auxiliaries working in private EHPADs under open-ended contracts. The probability of the nurses and nursing auxiliaries leaving is significantly influenced by factors related to the environment around the employee's place of residence, computed at a highly disaggregated geographical level, including closeness to a hospital, competition between residential care facilities for elderly people, shortage of nursing staff, and attractiveness of the self-employed professional sector for nurses. The wage level, corrected for endogeneity, has a positive effect on the retention of nursing auxiliaries working in EHPADs, but it does not seem to have an influence in the case of nurses.*

Codes JEL : C25, I11, J63

Mots clés : *turnover*, Ehpad, qualité, infirmiers, aides-soignants

Keywords: staff turnover, nursing homes for dependent elderly people, care quality

Rappel :

Les jugements et opinions exprimés par les auteurs n'engagent qu'eux mêmes, et non les institutions auxquelles ils appartiennent, ni a fortiori l'Insee.

* LEDa-LEGOS, Université Paris-Dauphine et Académie de Caen (cecile.martin@ac-caen.fr).

** Lab'Urba, Université Paris-Est Créteil et Caisse nationale d'assurance vieillesse (Cnav), Paris (melina.ramos-gorand@cnav.fr).

Remerciements : les auteures remercient la Direction de la recherche, des études, de l'évaluation et des statistiques (Drees) et le Centre Maurice Halbwachs pour l'accès aux données utilisées dans cette étude. Elles remercient également les deux rapporteurs anonymes pour l'ensemble de leurs suggestions et remarques.

Compte tenu de la médicalisation croissante des établissements d'hébergement pour personnes âgées dépendantes (Ehpad), le recours au personnel soignant dans ces établissements devrait s'intensifier ces prochaines années. Les postes d'infirmiers et d'aides-soignants représentaient déjà 4 équivalents temps plein (ETP) sur 10 dans les Ehpad en 2007 et en 2011¹. Or le secteur souffre d'un déficit d'attractivité et de fidélisation de ces professions, qui touche plus fortement les établissements privés et a des effets délétères sur la qualité de la prise en charge. Le taux de départ moyen des infirmiers est en effet de 61 % et celui des aides-soignants s'élève à 68 % dans les Ehpad privés en 2008². Ces départs sont plus importants que dans le secteur hospitalier. Les taux de *turnover*³ des infirmiers ne sont ainsi que de 22 % dans les cliniques privées associatives et de 30 % dans les cliniques privées à but lucratif en 2011 (Loquet & Nagou, 2014). Les causes des départs prématurés des infirmiers et des aides-soignants travaillant en Ehpad peuvent être diverses. Ceux-ci peuvent préférer aller travailler dans un Ehpad concurrent ou situé dans une autre zone géographique plus attractive. Ils peuvent également changer de mode d'exercice et choisir de travailler à l'hôpital, dans un service de soins à domicile, ou d'exercer en libéral. Barlet et Cavillon (2011) montrent ainsi que les infirmiers travaillant en établissement pour personnes âgées sont les plus nombreux à changer de mode d'exercice (6 % en moyenne chaque année contre 3 % pour l'ensemble des infirmiers entre 2004 et 2008).

Ce *turnover* important du personnel soignant peut avoir pour effet de dégrader la qualité de la prise en charge en Ehpad. Des départs massifs d'infirmiers ou d'aides-soignants peuvent en effet impliquer un fonctionnement temporaire de l'Ehpad en sous-effectif, alors que le taux d'encadrement est positivement corrélé à la qualité (Martin, 2014). Un fort *turnover* peut également provoquer des interruptions dans la continuité des soins (Cohen-Mansfield, 1997), engendrer des accidents iatrogènes dus à des erreurs de prescriptions et dégrader l'état de santé des résidents (Lerner et al., 2014 ; Antwi & Bowblis, 2016). Il empêche enfin les résidents de nouer des relations de confiance avec leurs soignants (Wiener et al., 2009). Comme l'indique une ancienne professionnelle du secteur, « le *turnover* important du secteur entraîne des conséquences : les nouveaux personnels ne connaissent pas les résidents, leurs pathologies, leurs besoins d'aide, leurs

habitudes, n'ont pas les formations nécessaires » (Némin & Lapart, 2011, p. 51). Outre les conséquences néfastes en termes de qualité qu'un fort *turnover* peut engendrer, il peut également être générateur de surcoûts pour l'établissement en raison du besoin de recrutement de personnel remplaçant, parfois intérimaire. Il peut également être à l'origine d'une réduction de la productivité, compte tenu du temps de formation nécessaire du nouveau personnel (Brannon et al., 2002).

Nous analysons dans cette étude les déterminants des départs du personnel soignant dans les Ehpad privés en France. En contrôlant pour les caractéristiques de l'emploi, de l'établissement et du personnel employé, nous étudions en particulier les effets du salaire et de l'environnement sous divers angles – pénurie de personnel soignant dans la zone géographique, présence d'un hôpital, concurrence entre établissements accueillant des personnes âgées, attractivité du secteur libéral – sur la probabilité de départ des infirmiers et des aides-soignants. Notre analyse est réalisée à partir de deux échantillons de personnel en contrat à durée indéterminée (CDI) dans des Ehpad privés en 2008 : un échantillon de 5 478 infirmiers et un échantillon de 13 444 aides-soignants. Cette étude présente une triple originalité. Premièrement, il n'existe pas d'autre étude économétrique qui examine les causes du *turnover* du personnel travaillant en Ehpad en France. Deuxièmement, nous prenons en compte le caractère endogène du salaire, ce qui a rarement été fait dans la littérature étrangère consacrée à ce sujet. Troisièmement, nous intégrons de nombreuses variables environnementales permettant d'analyser les motifs de départs du personnel. Nous utilisons pour cela des données géographiques fines, construites à partir des lieux de domicile de chaque salarié et calculées à l'échelle du bassin de vie⁴.

Nous présentons dans la section suivante les imperfections des études étrangères portant

1. Source : <http://www.data.drees.sante.gouv.fr> (30 mars 2017).
2. Le taux de départ des infirmiers (ou des aides-soignants) correspond au ratio du nombre d'infirmiers (respectivement d'aides-soignants) ayant quitté l'établissement dans l'année sur le nombre de postes infirmiers (resp. d'aides-soignants) dans l'établissement en fin d'année. Les calculs ont été effectués à partir de deux échantillons de 1 393 Ehpad (taux de départ des infirmiers) et 1 392 Ehpad (taux de départ des aides-soignants). Source : DADS 2008 (Insee) et enquête Ehpa 2007 (Drees), calculs des auteurs.
3. Les taux de *turnover* correspondent dans cette étude à la moyenne des taux d'entrée et des taux de départ. Ils peuvent donc être différents des taux de départ si le personnel sorti de l'établissement n'est pas remplacé dans l'année.
4. Voir infra.

sur l'analyse des causes du *turnover* du personnel soignant. Nous détaillerons ensuite les variables et les données utilisées, ainsi que notre démarche. Nous analyserons enfin les résultats avant d'apporter des éléments de conclusion.

L'analyse des départs du personnel soignant dans la littérature étrangère

Plusieurs études réalisées à partir de données américaines ont eu pour objectif d'identifier les causes du *turnover* du personnel dans les établissements accueillant des personnes âgées. La plupart d'entre elles présentent néanmoins deux limites.

Tout d'abord, beaucoup de ces études sont réalisées à l'échelle de l'établissement et les variables liées à l'environnement sont ainsi souvent mal intégrées. Castle et Engberg (2006), par exemple, ont cherché à mettre en évidence, par une régression binomiale négative, un nombre plus faible de départs du personnel soignant dans les maisons de retraite situées en milieu rural. Les infirmiers et les aides-soignants bénéficieraient en effet d'opportunités d'embauches moins importantes sur ces territoires. Ils observent néanmoins l'effet inverse, ce qui est probablement dû au fait qu'ils aient pris en compte la localisation de la maison de retraite et non celle de la commune ou de la ville de résidence des employés. Or, il est possible que les employés travaillant dans ces maisons de retraite rurales vivent en ville, ce qui leur impose de longs trajets domicile-travail qui sont sources d'insatisfaction. Brannon et al. (2002) ont également étudié, par un modèle logistique multinomial, les facteurs d'un faible taux de *turnover* des aides-soignants travaillant en maison de retraite (inférieur à 6,6 % en 6 mois) et ceux d'un taux élevé (supérieur à 64 %). Ils ont intégré quelques variables liées à l'environnement de marché, telle qu'une variable de concentration des établissements et le taux de chômage local. Ces variables ayant néanmoins été construites à partir de l'implantation de l'établissement et non du lieu de résidence des employés, aucun effet significatif n'a été observé.

Ensuite, le rôle du salaire est peu ou mal étudié. Celui-ci n'est pas toujours ajouté aux variables explicatives du *turnover*, à l'instar des travaux de Brannon et al. (2002) et de Castle et Engberg (2006). Or, cette omission biaise l'effet des variables environnementales si le salaire s'ajuste aux difficultés locales.

À partir d'une enquête qualitative réalisée auprès de 345 aides-soignants dans 18 maisons de retraite américaines, Dill et al. (2013) ont montré que lorsque les employés se sentent récompensés financièrement, cela impacte positivement leur intention de rester dans l'établissement. L'impact chiffré de ce salaire sur le *turnover* n'est en revanche pas aisé à identifier. Quelques auteurs ont intégré cette variable de salaire, comme Temple et al. (2009) qui ont étudié les facteurs liés à un faible et à un fort taux de *turnover* des aides-soignants (caractérisés par le premier et le dernier quartile de leur échantillon) par une régression logistique multinomiale. Wiener et al. (2009) ont également étudié l'effet du salaire et de l'environnement sur l'ancienneté de chaque aide-soignant travaillant en maison de retraite par une régression en moindres carrés ordinaires. Ces auteurs ont ainsi montré qu'une hausse du salaire diminuait la probabilité d'avoir un fort taux de *turnover* et augmentait l'ancienneté des aides-soignants dans les établissements. Ils n'ont néanmoins pas tenu compte de l'éventuelle endogénéité du salaire. Des facteurs non observés, tels que l'expérience ou le caractère plus ou moins revendicatif du personnel soignant, peuvent en effet être corrélés à la fois au salaire et au départ du personnel. En outre, un individu qui change régulièrement d'emploi peut avoir un salaire plus faible puisqu'il ne bénéficie pas de prime d'ancienneté.

Nous testons, dans cette étude, si les relations empiriquement observées dans ces travaux s'appliquent au cas français, en corrigeant ces deux écueils. L'endogénéité du salaire est corrigée par une instrumentation, à l'instar de Baughman et Smith (2012) qui ont analysé, par un modèle de durée, les déterminants de la probabilité que des aides-soignants aux États-Unis quittent l'organisation dans laquelle ils travaillent ; ils ont observé un effet négatif du salaire instrumenté sur la probabilité de départ, alors que celui-ci n'était pas significatif lorsqu'il n'était pas corrigé de l'endogénéité. Peu de variables liées à l'environnement sont néanmoins prises en compte dans leur étude, et celles qui le sont (taux de chômage, salaires moyens dans d'autres professions) sont calculées à l'échelle de l'État. Contrairement à ces auteurs, nous intégrons plusieurs variables environnementales construites avec une échelle géographique fine. Nous utilisons des données individuelles et construisons domicile par résidence ces variables d'environnement à partir du lieu de domicile des salariés et non du lieu d'implantation de l'établissement.

Variables et données mobilisées

Nous étudions la probabilité pour un infirmier et un aide-soignant de quitter leur établissement variable « *Départ* ». À l'instar de plusieurs modèles théoriques (Cohen-Mansfield, 1997), nous supposons que les départs du personnel soignant sont liés à deux types de facteurs : ceux susceptibles de générer une insatisfaction au travail, tels que les caractéristiques individuelles du salarié, les caractéristiques de son emploi et de son établissement, et ceux influençant la prise de décision de quitter l'établissement comme le marché local du travail. Les variables utilisées pour étudier empiriquement ces déterminants sont décrites ci-dessous et sont présentées dans le tableau 1.

Caractéristiques individuelles des infirmiers et des aides-soignants

Barlet et Cavillon (2011) ont observé une relation entre l'âge des infirmiers et leur probabilité de changer de mode d'exercice : cette probabilité semble plus forte avant 35 ans et plus faible après 45 ans. Des départs à la retraite, parfois anticipés, peuvent néanmoins avoir lieu après 50 ans. Pour tenir compte de ces motifs de départs, nous intégrons une variable d'âge (*Âge*) déclinée en plusieurs catégories : âge inférieur à 35 ans, compris entre 35 et 45 ans, entre 45 et 50 ans, entre 50 et 55 ans et supérieur à 55 ans. Nous ajoutons également une variable de genre (*Homme*). À l'instar des travaux de Wiener et al. (2009), nous attendons un effet positif de cette variable sur la probabilité de départ. Enfin, plus le trajet entre la commune de travail de l'employé et celle de son domicile est long (*Distance*), plus son insatisfaction au travail peut être grande. Puisque l'effet de cette variable n'est sans doute pas linéaire, nous la catégorisons en quatre modalités : distance inférieure à 5 km, comprise entre 5 et 10 km, entre 10 et 20 km et supérieure à 20 km. Nous ne disposons pas de données sur la situation maritale des employés ou leur nombre d'enfants. À partir de données recueillies auprès de 1 589 employés travaillant en maison de retraite aux États-Unis, Zhang et al. (2014) n'observent néanmoins pas de lien entre ces variables et l'intention du personnel de quitter leur établissement.

Caractéristiques de l'emploi et de l'établissement

Diverses sources d'insatisfaction sont liées aux conditions d'emploi et peuvent, de ce fait,

constituer des leviers d'action pour les directeurs d'Ehpad qui souhaiteraient réduire les taux de rotation de leur personnel (Anderson et al., 1997). Selon la théorie du salaire d'efficacité (Stiglitz, 1974 ; Salop, 1979), un salaire élevé peut être efficace dans la mesure où il incite le personnel à rester dans l'établissement et permet ainsi de réduire le *turnover*. Dans son rapport annuel en 2012, le groupe Le Noble Age indique ainsi avoir « *mis en place [...] une gestion favorable des rémunérations* », « *afin de limiter le risque de sous-effectif et d'augmentation du taux de rotation du personnel* » (p. 41). Nous intégrons donc le logarithme du salaire net annuel de l'employé (*Log_Salaire*). La possibilité de travailler la nuit (*Nuit*) dans l'établissement peut également avoir un effet sur l'insatisfaction, qui peut être positif lorsqu'il s'agit d'une obligation non souhaitée par le salarié, ou négatif s'il s'agit d'une possibilité offerte au salarié. La qualité de la prise en charge a probablement aussi un impact sur l'insatisfaction au travail et donc la probabilité de départ des salariés (Irvine & Evans, 1995). Nous choisissons d'inclure comme variable de qualité un ratio lié au taux d'encadrement en personnel de l'Ehpad dans lequel travaille l'employé. Cette variable est un bon *proxy* de la qualité puisqu'elle a un effet significatif sur le bien-être et l'état de santé des résidents (Spilsbury et al., 2011). En outre, un faible encadrement impacte les conditions de travail puisqu'il induit nécessairement une charge de travail plus lourde pour les employés de l'établissement. De manière à prendre en compte la diversité des besoins d'encadrement selon les Ehpad, nous calculons un encadrement théorique optimal (N^*) en fonction des catégories de dépendance (catégories liées aux groupes iso-ressources *GIR*) des résidents. Nous utilisons pour cela les recommandations du Plan Solidarité grand âge 2007-2012 : une personne en GIR 1 a ainsi besoin quotidiennement de 1 ETP, en GIR 2 de 0.84 ETP, en GIR 3 de 0.66 ETP, en GIR 4 de 0.42 ETP, en GIR 5 de 0.25 ETP et enfin en GIR 6 de 0.07 ETP (Ratte & Imbaud, 2011). Nous rapportons ensuite l'encadrement effectif de l'Ehpad (hors employés administratifs et services généraux) (N) à cet encadrement théorique calculé (N/N^*). Plusieurs auteurs ont montré que le taux d'encadrement pouvait avoir un impact important sur l'insatisfaction et le taux de *turnover* dans les maisons de retraite aux États-Unis (Temple et al., 2009). Certains auteurs mentionnent néanmoins le problème d'endogénéité que peut poser l'intégration de cette variable (Kash et al., 2006). Comme pour le salaire, la relation

Tableau 1
Définition des variables

Variable	Définition
Départ	Variable binaire égale à 1 si l'employé est parti au cours de l'année de l'établissement dans lequel il travaillait, 0 sinon.
Caractéristiques individuelles	
Âge	Variable catégorielle indiquant l'âge de l'employé : inférieur à 35 ans, compris entre 35 et 45 ans, entre 45 et 50 ans, entre 50 et 55 ans ou supérieur à 55 ans.
Homme	Variable binaire égale à 1 si l'employé est un homme, 0 s'il s'agit d'une femme.
Distance	Variable catégorielle indiquant si la distance parcourue par l'employé entre son domicile et l'Ehpad dans lequel il travaille est inférieure à 5 km, comprise entre 5 et 10 km, entre 10 et 20 km ou supérieure à 20 km.
Caractéristiques d'emploi et de l'établissement	
Log_Salaire	Logarithme du salaire net annuel de l'employé dont l'endogénéité est corrigée par instrumentation.
Nuit	Variable binaire égale à 1 si l'employé peut travailler la nuit dans son établissement, 0 sinon.
N/N*	Ratio de l'encadrement effectif de l'Ehpad dans lequel travaille l'employé sur les besoins calculés en personnel (en fonction des degrés de dépendance des résidents accueillis).
Statut	Variable binaire indiquant si l'Ehpad dans lequel travaille l'employé est de statut privé associatif ou à but lucratif.
N_Lits	Nombre de lits installés dans l'Ehpad dans lequel travaille l'employé.
% GIR1	Proportion de résidents fortement dépendants de groupe iso-ressources (GIR) 1 dans l'Ehpad dans lequel travaille l'employé.
% GIR2	Proportion de résidents fortement dépendants de GIR 2 dans l'Ehpad dans lequel travaille l'employé.
% GIR3	Proportion de résidents moyennement dépendants de GIR 3 dans l'Ehpad dans lequel travaille l'employé.
% GIR4	Proportion de résidents moyennement dépendants de GIR 4 dans l'Ehpad dans lequel travaille l'employé.
% GIR5	Proportion de résidents faiblement dépendants de GIR 5 dans l'Ehpad dans lequel travaille l'employé.
% GIR6	Proportion de résidents non dépendants de GIR 6 dans l'Ehpad dans lequel travaille l'employé.
Directeur > 2 ans	Variable binaire égale à 1 si le directeur est présent depuis plus de deux ans dans l'Ehpad dans lequel travaille l'employé, 0 sinon.
Environnement	
Hôpital	Coefficient de Huff mesurant l'attraction exercée par les emplois hospitaliers sur l'employé.
%Inf_libéraux_bv/pop	Ratio du nombre d'infirmiers libéraux travaillant dans le bassin de vie où est domicilié l'employé rapporté à la population (en milliers d'habitants).
HHI _{Ehpad} _bv	Indice d'Herfindhal-Hirschmann mesurant la concentration des emplois en Ehpa au sein du bassin de vie où est domicilié l'employé.
%Inf_résid_bv/pop	Ratio du nombre d'infirmiers salariés résidant dans le bassin de vie où est domicilié l'employé rapporté à la population (en milliers d'habitants).
%AS_résid_bv/pop	Ratio du nombre d'aides-soignants salariés résidant dans le bassin de vie où est domicilié l'employé rapporté à la population (en milliers d'habitants).
Paris	Variable binaire égale à 1 si l'employé est domicilié à Paris, 0 sinon.
Île-de-France	Variable binaire égale à 1 si l'employé est domicilié en Ile-de-France (hors Paris), 0 sinon.
Instruments exclus	
Ehpad non régulé	Variable binaire égale à 1 si le tarif hébergement de l'établissement dans lequel travaille l'employé est fixé librement, 0 s'il est fixé administrativement.
Taux d'occupation moyen_bv	Taux d'occupation moyen des Ehpad dans le bassin de vie dans lequel travaille l'employé.
Tarif dépendance moyen_dpt	Tarif dépendance moyen pour les personnes de GIR 1 et 2 résidant en Ehpad dans le département dans lequel travaille l'employé.
Groupe	Variable catégorielle indiquant si l'établissement dans lequel travaille l'employé est indépendant ou appartient à un groupe d'Ehpad inférieur à 5 établissements, comprenant entre 5 et 20 établissements, ou plus de 20 établissements.

de causalité peut être à double sens : de nombreux départs d'employés peuvent engendrer des difficultés de remplacement et un taux d'encadrement temporairement plus faible. Le ratio d'encadrement (N/N^*) est néanmoins calculé à partir de l'ensemble du personnel au contact des résidents et non pas uniquement des infirmiers et des aides-soignants, ce qui réduit le risque d'endogénéité. Nous avons vérifié que l'estimation de notre modèle sans cette variable d'encadrement ne changeait pas les résultats obtenus (cf. complément en ligne C1).

Certains facteurs propres à la structure de l'établissement peuvent avoir des impacts sur les départs du personnel. Plusieurs études américaines ont ainsi montré que les établissements privés à but lucratif étaient confrontés à un *turnover* plus important (Banaszak-Holl & Hines, 1996 ; Anderson et al., 1997 ; Brannon et al., 2002 ; Castle & Engberg, 2006). Selon Wiener et al. (2009, p. 200), « *les établissements à but non lucratif sont plus focalisés sur leur mission à accomplir que les établissements à but lucratif et ont un taux d'équipement plus élevé ainsi que d'autres caractéristiques qui peuvent améliorer la fidélisation du personnel* ». Le personnel peut préférer travailler dans un établissement dont la finalité n'est pas lucrative mais uniquement sociétale, *i.e.* dans lequel les dirigeants ont pour unique objectif d'améliorer le bien-être des résidents. Nous intégrons par conséquent une variable binaire indiquant si l'établissement dans lequel travaille l'employé est de statut privé non lucratif ou lucratif (*Statut*). La taille de l'établissement, *i.e.* le nombre de lits installés (N_Lits), semble avoir un effet plus indéterminé sur les départs : si Castle observe en 2005 un effet positif significatif du nombre de lits sur la probabilité d'avoir un fort *turnover* des infirmiers et des aides-soignants, Wiener et al. (2009) n'obtiennent pas d'effet significatif de la taille des établissements sur l'ancienneté des aides-soignants. Nous ajoutons également les proportions de résidents de chaque catégorie GIR dans l'Ehpad dans lequel travaille l'employé afin de prendre en compte leur degré de dépendance (% *GIR1* à % *GIR6*). Une variable binaire indiquant si le directeur est présent depuis plus de deux ans dans l'établissement (*Directeur > 2 ans*) est également intégrée au modèle. À l'instar de Castle (2005), nous nous attendons à ce qu'une plus grande stabilité du personnel de direction réduise la probabilité de départ des salariés, et cela pour les trois raisons mentionnées par l'auteur : une forte rotation du personnel de direction pourrait avoir une influence déstabilisante sur l'organisation,

générer un comportement de désengagement du personnel soignant vis-à-vis de l'institution, et enfin conduire à une dégradation de la qualité qui augmenterait de ce fait l'insatisfaction du personnel en place.

Facteurs environnementaux

La présence d'opportunités d'embauches extérieures peut inciter un employé non pleinement satisfait de son emploi à le quitter. Pour des infirmiers ou des aides-soignants travaillant en Ehpad, ces opportunités peuvent être de diverses natures.

Ils peuvent tout d'abord changer de mode d'exercice en se dirigeant vers le secteur hospitalier. Les rémunérations des infirmiers et des aides-soignants travaillant à l'hôpital sont proches de ceux exerçant en Ehpad. Selon l'Institut national de la statistique et des études économiques (Insee, 2011), en 2008, les salaires nets annuels des professions intermédiaires soignantes et sociales (intégrant les infirmiers, mais aussi les sages-femmes, les éducateurs spécialisés, les techniciens médicaux et les assistantes sociales) s'élèvent en moyenne à 24 820 euros dans les hôpitaux privés lucratifs et à 25 220 euros dans les hôpitaux privés non lucratifs. Or, dans notre échantillon, les infirmiers travaillant en Ehpad privé ont en moyenne une rémunération nette annuelle de 25 205 euros (cf. tableau 2). Si le secteur hospitalier est attractif, ceci serait alors plutôt lié à la nature du travail. « *Le travail en hôpital est perçu comme plus qualifiant [...] et moins limité car il semble plus facile de changer de service au sein de l'hôpital qu'en venant d'un Ehpad* » (Josse, 2012, p. 16). L'opportunité de trouver un poste à l'hôpital près de son lieu de résidence pourrait ainsi être une incitation à la mobilité professionnelle pour le personnel soignant travaillant en Ehpad. Nous calculons des coefficients de Huff (cf. encadré 1) pour mesurer l'attractivité exercée par la présence proche d'un hôpital sur chaque infirmier et chaque aide-soignant (*Hôpital*). Nous attendons un effet positif de cette variable sur la probabilité de départ du personnel soignant. Les infirmiers peuvent aussi se diriger vers le secteur libéral. Pour tenir compte de ce motif de départ, nous intégrons la densité pour 1 000 habitants des infirmiers libéraux exerçant dans le bassin de vie du lieu de résidence de chaque infirmier (%*Inf_libéraux_bv/pop*). Un autre mode d'exercice possible est celui des services d'aide et de soins à domicile, mais nous ne disposons pas de données pour pouvoir étudier l'attractivité de ce secteur.

Les départs peuvent également être intra-sectoriels, les infirmiers et les aides-soignants pouvant choisir d'exercer dans un autre établissement d'hébergement pour personnes âgées (Ehpa) (cf. encadré 2). Les possibilités d'embauches dans un autre Ehpa du bassin de vie dans lequel réside l'employé peuvent être évaluées par l'indice de concentration d'Herfindhal-Hirschmann (HHI_{EHPA_bv}). Nous utilisons pour calculer cet indice les parts de marché en termes de personnel, *i.e.* les parts en besoins théoriques d'encadrement (N^*) de chaque établissement i par rapport aux besoins des autres Ehpa du bassin de vie. L'indice d'Herfindhal est alors calculé de la manière suivante : $HHI_{EHPA_bv} = \sum_{i=1}^n s_i^2$, avec $s_i^2 = N_i^* / \sum_j N_j^*$ et n le nombre d'Ehpa dans

le bassin de vie. Plus cet indice d'Herfindhal est élevé et proche de 1, plus les offres d'emploi sont concentrées dans quelques Ehpa, et plus il est alors difficile pour les employés de changer d'établissement. Nous ajoutons enfin une variable de présence du personnel soignant dans le bassin de vie où réside l'employé, caractérisée par le ratio du nombre d'infirmiers salariés (respectivement d'aides-soignants salariés) domiciliés dans le bassin de vie sur la population (en milliers d'habitants) ($\%Inf_résid_bv/pop$ et $\%AS_résid_bv/pop$). La répartition du personnel soignant sur le territoire semble en

effet inégale. Les densités d'infirmiers sont par exemple beaucoup plus fortes dans les régions du Sud que dans le Nord de la France (Barlet & Cavillon, 2011). Nous nous attendons à un effet négatif de cette variable sur la probabilité de départ, ou autrement dit à un effet positif de la pénurie de personnel soignant. Cette pénurie localisée de personnel peut en effet expliquer certaines difficultés de fidélisation du personnel travaillant en Ehpad à double titre. D'une part, une pénurie globale de personnel soignant peut révéler des caractéristiques non attrayantes du bassin de vie (caractère rural, coût de la vie élevé, etc.) qui peuvent inciter le personnel à aller résider et travailler dans un autre bassin de vie. D'autre part, dans un marché fortement contraint par l'offre de travail, les opportunités d'embauches immédiates d'un infirmier ou d'un aide-soignant sont élevées et peuvent l'inciter à quitter son poste s'il n'en est pas satisfait.

Deux variables binaires indiquant si l'employé est domicilié ou non à Paris (*Paris*) ou en Île-de-France hors Paris (*Île-de-France*) sont également intégrées afin de tenir compte des spécificités de ces territoires.

Nous avons choisi de construire plusieurs des variables environnementales à l'échelle du bassin de vie, qui est défini par l'Insee (2003) comme « le plus petit territoire sur lequel les

Encadré 1

LE COEFFICIENT DE HUFF

Le modèle de Huff est un modèle gravitaire couramment utilisé en géographie (Pumain & Saint-Julien, 2010). Nous l'employons dans cette étude pour mesurer l'attraction exercée par les hôpitaux (hôpitaux publics et cliniques privées) sur les infirmiers et les aides-soignants. Nous considérons que plus la distance entre le lieu de domicile de ces professionnels et l'hôpital augmente, moins l'hôpital est attractif. Par ailleurs, plus le nombre de postes d'infirmiers ou d'aides-soignants dans l'hôpital est élevé, plus l'hôpital est attractif. Formellement, le professionnel résidant dans une commune i sera attiré par les hôpitaux d'une autre commune j proportionnellement au nombre de postes hospitaliers lui correspondant dans la commune j , mais en proportion inverse de la distance au carré séparant i et j :

$$A_{ij} = \frac{\text{Postes}_j}{D_{ij}^2}$$

avec A_{ij} l'attraction des postes hospitaliers de la commune j sur les professionnels résidant dans

la commune i ; Postes_j le nombre de postes hospitaliers dans la commune j ; D_{ij} la distance séparant les communes i et j .

Par convention, lorsqu'une commune dispose d'un hôpital, la distance entre les professionnels habitant cette commune et l'hôpital est de 1 km. Quand la distance séparant les communes i et j est supérieure à 250 km, l'attraction est considérée comme nulle.

Pour chaque professionnel de la commune i , nous pouvons ainsi calculer le potentiel de relation (PR_i) défini par Huff (1964), en effectuant la somme de tous les indicateurs d'attraction A_{ij} que nous divisons par 1 000 pour en réduire l'ampleur. Nous obtenons ainsi un indicateur synthétique de l'attraction exercée par les hôpitaux des communes j environnantes sur les professionnels résidant dans la commune i :

$$PR_i = \frac{1}{1000} \sum_j A_{ij}$$

habitants ont accès à la fois aux équipements et à l'emploi ». On dénombre, à partir de 1999 et jusqu'en 2012, 1 916 bassins de vie en France. Bien que l'échelle de la zone d'emploi soit habituellement utilisée pour ce type d'étude, un zonage plus fin par bassin de vie nous semble ici plus approprié. 67 % des infirmiers et 70 % des aides-soignants de notre échantillon travaillent en effet dans un Ehpad situé dans le bassin de vie de leur lieu de domicile. Ce zonage est en outre construit pour mieux qualifier l'espace à dominante rurale. Or, une de nos hypothèses est que les établissements en milieu rural rencontrent davantage de difficultés à recruter et fidéliser leur personnel, en raison d'une main d'œuvre peu nombreuse à proximité. Nous testons néanmoins la robustesse des résultats en les confrontant à ceux obtenus par des régressions effectuées à partir de données environnementales construites à l'échelle de la zone d'emploi (cf. complément en ligne C2).

Bases de données utilisées

Les données sur les départs d'infirmiers et d'aides-soignants travaillant en Ehpad, ainsi que leur salaire et leur âge, proviennent des *Déclarations annuelles de données sociales (DADS)*. Tous les établissements doivent fournir annuellement à la Caisse nationale d'assurance vieillesse (Cnav) des informations relatives à chacun de leurs salariés : salaire net, ETP, âge, type de contrat, départ en cours d'année, etc. Ces données sont ensuite retraitées par l'Insee. Elles permettent également d'avoir des informations précises sur le lieu de résidence de chaque employé, ce qui constitue un véritable atout pour ce type d'étude. Nous avons ainsi pu construire des variables environnementales à partir du lieu de domicile de l'employé et non uniquement à partir de son lieu de travail. Nous avons utilisé les *DADS* de 2008 afin de pouvoir apparier ces données avec la base *Ehpa* 2007 de la Direction de la recherche, des études, de l'évaluation et des statistiques (Drees).

L'enquête *Ehpa* est réalisée tous les quatre ans auprès de l'ensemble des établissements hébergeant des personnes âgées (Ehpad, logements-foyers, unités de soins de longue durée, etc.). 79 % des *Ehpa* ont répondu à cette enquête en 2007 (Perrin-Haynes, 2010). Celle-ci comporte plusieurs questions sur le fonctionnement de l'établissement (tarifs, nombre de places, statut, etc.), sur les employés, les résidents et les locaux au 31 décembre 2007. Elle nous a ainsi fourni des renseignements sur la plupart des

variables liées aux caractéristiques de l'emploi et de l'établissement.

L'identifiant de l'Ehpad utilisé dans les données *DADS* est le numéro Siret, alors qu'il s'agit du numéro Finess dans l'enquête *EHPA*. Une extraction de la base Finess en 2007 nous a permis de disposer des correspondances entre ces identifiants et d'apparier les deux bases de données. Plusieurs de ces correspondances sont néanmoins manquantes, ce qui nous a conduit à exclure des établissements. L'extraction Finess 2007 a également permis d'obtenir les codes des communes des établissements nécessaires pour mesurer la distance entre le lieu de domicile de chaque salarié et son lieu de travail.

Les données sur les infirmiers libéraux travaillant dans le bassin de vie proviennent quant à elles de la base permanente des équipements (BPE) 2007 de l'Insee.

Modèle estimé et échantillon d'étude

Modèle estimé

Nous estimons la probabilité pour un infirmier ou un aide-soignant de quitter son établissement par un modèle *probit*, en corrigeant l'endogénéité de la variable de salaire. Le modèle estimé est le suivant :

$$y_i^* = \eta + x_i\alpha + \omega_i\beta + \mu_i$$

$$\omega_i = \delta + x_i\Pi_x + z_i\Pi_z + v_i$$

avec $i \in [1 ; N]$, N correspondant au nombre d'infirmiers ou d'aides-soignants étudiés, ω_i le logarithme du salaire de l'employé i considéré comme endogène, z_i un vecteur de 1^*k_z variables instrumentales, x_i un vecteur de 1^*k_x variables exogènes du modèle liées aux caractéristiques individuelles de l'employé i , aux facteurs environnementaux définis à partir de son lieu de résidence, à ses conditions d'emploi et aux caractéristiques de l'établissement dans lequel il travaille. Les termes d'erreurs (μ_i, v_i) suivent une distribution normale multivariée d'espérance nulle.

Nous n'observons pas la variable latente y_i^* , mais nous observons une variable dépendante dichotomique :

$$\text{Départ} = \begin{cases} 0 & \text{si } y_i^* < 0 \\ 1 & \text{si } y_i^* \geq 0 \end{cases}$$

Le modèle est estimé par maximisation d'une fonction de vraisemblance. η , α et β correspondent au terme constant et aux vecteurs des paramètres du modèle. δ , Π_x et Π_z caractérisent le terme constant et les vecteurs des paramètres de l'équation d'instrumentation du salaire. Ces derniers sont estimés conjointement avec η , α et β ; si les instruments sont correctement spécifiés, cette méthode de correction de l'endogénéité permet d'obtenir des estimateurs non biaisés (Cameron & Trivedi, 2009).

Plusieurs instruments exclus sont intégrés à l'estimation de première étape (cf. tableau 1). Ils sont supposés avoir un effet sur la variable de salaire mais n'ont pas d'effet direct sur la probabilité de départ du personnel soignant.

Nous utilisons tout d'abord une variable binaire indiquant si le tarif hébergement de l'établissement dans lequel travaille l'employé est fixé librement, *i.e.* n'est pas régulé (*Ehpad non régulé*). La liberté de fixation des prix dans les Ehpad privés, et par répercussion des salaires, est variable selon le mode de régulation de l'établissement⁵ (cf. encadré 2). Les établissements dont les tarifs hébergement ne sont pas régulés devraient pouvoir ajuster les salaires de

5. Puisque la régulation des tarifs hébergement concerne davantage les Ehpad non lucratifs (cf. encadré 2), il est probable que la variable Ehpad non régulé ait également un effet direct sur la probabilité de départ du personnel par le biais du statut. Cet effet est néanmoins contrôlé puisqu'une variable de statut est intégrée dans la régression principale. Cela permet de garantir la condition d'exclusion de la variable Ehpad non régulé.

Encadré 2

AJUSTEMENT DES RÉMUNÉRATIONS ET RÉGULATION TARIFAIRE DES EHPAD

Les établissements d'hébergement pour personnes âgées (EHPA) regroupent essentiellement des Ehpad (établissements d'hébergement pour personnes âgées dépendantes), mais également des unités de soins de longue durée (USLD) très médicalisées ou, à l'inverse, des établissements non médicalisés tels que des logements-foyers accueillant des personnes âgées non ou peu dépendantes et dans lesquels peu de personnel soignant exerce. En 2007, les Ehpad concernaient 67 % des Ehpa et 75 % des places en Ehpa (Prévo, 2009).

Contrairement aux établissements publics pour lesquels les salaires sont fixés par une grille indiciaire nationale, les directeurs d'Ehpad privés ne sont contraints que par des conventions collectives spécifiques, et ne le sont souvent que pour un montant plancher et non plafond des rémunérations. Ils pourraient donc en théorie élever les niveaux des salaires de leurs employés afin de compenser les bénéfices recherchés par la mobilité et ainsi les fidéliser. Cette hausse peut néanmoins être limitée pour des raisons budgétaires lorsque les prix ne peuvent pas suivre l'évolution des salaires, notamment en raison de leur régulation par les pouvoirs publics.

La tarification des Ehpad est ternaire : trois tarifs journaliers sont fixés et correspondent aux trois activités principales des Ehpad que sont l'hébergement, la prise en charge de la dépendance et les soins. Les charges sont réparties entre ces trois catégories selon des clés de répartition légalement imposées. Les charges de personnel infirmier sont par exemple en théorie couvertes par le tarif soins, tandis que celles liées aux aides-soignants le sont à la fois par le tarif soins et par le tarif dépendance. L'étanchéité des sections tarifaires ne semble cependant pas toujours parfaite. Martin (2014) a observé que le niveau de rémunération des aides-soignants pouvait

avoir un effet positif sur les tarifs hébergement des Ehpad privés.

Les tarifs de la dépendance et des soins sont déterminés administrativement par les Conseils départementaux et les Agences régionales de santé (ARS). Plusieurs tarifs sont fixés et correspondent aux différentes catégories de dépendance (groupes iso-ressources, GIR) des résidents. La mesure de la dépendance en Ehpad est en effet définie par une grille nationale Autonomie, gérontologie, groupes iso-ressources (AGGIR), permettant de classer les individus dans six GIR selon les activités qu'ils parviennent ou non à faire seuls, des individus les plus dépendants (GIR 1) aux moins dépendants (GIR 6). Ces tarifs étaient jusqu'en 2016 fixés de manière rétrospective, en fonction des coûts annoncés par les établissements (voir Bozio et al., 2016). Des forfaits globaux relatifs aux soins et à la dépendance sont désormais fixés depuis le 1^{er} janvier 2017 en fonction des catégories GIR et des pathologies des résidents (décret n° 2016-1814 du 21 décembre 2016).

Certains Ehpad ont également des tarifs hébergement fixés par les Conseils départementaux. Il s'agit des établissements habilités à accueillir des résidents bénéficiaires de l'aide sociale départementale, cette aide financière permettant de couvrir tout ou partie des frais liés à l'hébergement. Les Ehpad non habilités à recevoir des bénéficiaires de l'aide sociale départementale peuvent quant à eux déterminer librement leurs tarifs hébergement à l'entrée des résidents, leur évolution est néanmoins ensuite encadrée par un pourcentage fixé par arrêté ministériel (article L 342-3 du CASF). Cela concerne 15 % des Ehpad privés associatifs et 78 % des Ehpad privés à but lucratif en 2007 (Perrin-Haynes, 2010) ; ces ratios sont respectivement de 10 % et 66 % en 2011 (Volant, 2014).

manière à recruter et retenir plus aisément leur personnel à un niveau d'encadrement souhaité. Ces Ehpad peuvent toutefois être également contraints dans la fixation de leurs tarifs hébergement par le degré concurrentiel du marché et la solvabilité de la demande dans leur secteur géographique. Lorsque la part de marché d'un Ehpad dans une zone géographique donnée est faible, celui-ci est preneur de prix : il ne peut pas faire varier son prix en réponse à un ajustement nécessaire des salaires. À l'inverse, un établissement seul ou qui détient une forte part de marché peut plus facilement ajuster son prix et par conséquent les rémunérations de son personnel. Une variable du taux d'occupation moyen des établissements dans le bassin de vie où est situé l'Ehpad dans lequel travaille l'employé est donc aussi intégrée (*Taux d'occupation moyen* $_{bv}$). Lorsque le nombre de places vacantes est important (*i.e.* lorsque le taux d'occupation est faible), la possibilité d'augmenter les prix afin d'ajuster les salaires est probablement plus limitée. Pour appréhender le degré concurrentiel des Ehpad sur le marché des résidents, le zonage par bassin de vie est mieux adapté car la plupart des personnes âgées hébergées dans un Ehpad résidaient précédemment à proximité. En 2011, 75 % des résidents étaient ainsi dans un Ehpad situé à moins de 15 kilomètres de leur domicile précédent (Martin, 2014). Puisque les tarifs soins et dépendance sont déterminés par les autorités de tutelle (cf. encadré 2), nous ajoutons une variable mesurant les choix des Conseils départementaux dans la fixation de ces tarifs ; nous prenons pour cela la moyenne des tarifs dépendance pour les résidents de GIR 1 et 2 dans le département dans lequel travaille l'employé (*Tarif dépendance moyen* $_{dpt}$). Plus ce tarif est élevé, plus les établissements peuvent proposer des salaires élevés à leur personnel soignant. Nous intégrons enfin une variable catégorielle indiquant si l'établissement appartient à un groupe d'Ehpad (*Groupe*). Elle est décomposée en trois modalités : inférieure à 5 établissements, entre 5 et 20 établissements, et supérieure à 20 établissements. Cette variable peut avoir deux effets en sens inverse sur les salaires. Les établissements appartenant à une chaîne peuvent d'une part profiter d'économies d'échelle, ce qui peut leur permettre de proposer des salaires plus élevés en cas de difficultés locales d'attractivité et de fidélisation du personnel. D'autre part, certains établissements peuvent subir une pression financière exercée par leur société-mère, qui peut les contraindre à limiter les niveaux de rémunérations de leur personnel ou à réduire les taux d'encadrement (que nous avons intégré comme variable de contrôle

dans notre modèle principal). L'appartenance à un groupe pourrait donc avoir un effet indirect sur le *turnover* via les salaires et les taux d'encadrement, mais il est peu probable que cet effet soit direct. À partir de données américaines, Castle et Engberg (2006) n'observent ainsi pas d'impact significatif de l'appartenance à une chaîne sur le *turnover* du personnel soignant en maison de retraite. Brannon et al. (2002) et Castle (2005) observent un effet positif de cette variable sur le *turnover* mais ils n'ont pas intégré le salaire comme variable explicative dans leur modèle ; l'effet observé est donc probablement un effet indirect lié à l'impact de l'appartenance à une chaîne sur le salaire.

Échantillon d'étude

Les départs des salariés peuvent être volontaires (démissions) ou subis (licenciements, fins de contrat, départs à la retraite, démissions pour des déménagements contraints par des raisons extra-professionnelles). Nous ne disposons malheureusement pas des motifs de départs dans les données DADS 2008. Puisque nous cherchons à étudier les causes des départs volontaires, nous n'avons pris en compte que les employés disposant d'un contrat de travail à durée indéterminée (CDI) ; les étudiants stagiaires, le personnel intérimaire, ainsi que le personnel en contrat à durée déterminée (CDD) ont donc été exclus. Seuls les salariés âgés de moins de 60 ans ont également été intégrés à nos échantillons afin de ne pas prendre en compte les départs à la retraite. Certains salariés peuvent néanmoins être partis à la retraite avant 60 ans ; nous avons intégré une catégorie d'âge de 55 ans ou plus comme variable explicative dans nos estimations pour isoler ces départs.

Nous nous intéressons dans cette étude uniquement aux départs des infirmiers et des aides-soignants travaillant dans les Ehpad privés. Ces derniers représentent 49 % des Ehpad en 2007 et 51 % en 2011 (Volant, 2014). Les taux de départ moyens sont beaucoup plus faibles dans les établissements publics, ils s'élèvent à 26 % pour les infirmiers et à 21 % pour les aides-soignants en 2008⁶. Puisqu'une grande majorité de ces départs sont liés à des sorties de personnel en CDD⁷ (59 % des départs d'infirmiers et 68 % des départs d'aides-soignants), le nombre de

6. Les calculs ont été effectués à partir de deux échantillons de 1 169 Ehpad (taux de départ des infirmiers) et 1 184 Ehpad (taux de départ des aides-soignants). Source : DADS 2008 (Insee) et enquête Ehpad 2007 (Drees), calculs des auteurs.

7. Ce phénomène est commun à l'ensemble des organisations dans le secteur tertiaire (Bourieau et al., 2014).

départs volontaires dans les Ehpads publics est trop faible pour pouvoir en étudier les causes. Deux raisons peuvent expliquer ce faible nombre de départs volontaires. D'une part, les Ehpads publics emploient principalement des fonctionnaires ; ils représentent en effet 71 % des infirmiers et 75 % des aides-soignants en 2008. Ces derniers ne vont quitter leur établissement que s'ils trouvent un autre emploi dans la fonction publique, et ont de ce fait peut-être moins d'opportunités. D'autre part, il est possible que les infirmiers et les aides-soignants qui ont fait le choix de travailler dans la fonction publique recherchent plus de stabilité dans leur emploi que les individus non titulaires.

Nous présentons, dans le tableau 2, les statistiques descriptives de chacune des variables utilisées pour les infirmiers et les aides-soignants. Nous observons peu de différences entre ces deux catégories de professionnels, excepté le fait que l'âge, le salaire et la distance parcourue entre leur domicile et leur lieu de travail sont un peu plus faibles pour les aides-soignants que pour les infirmiers.

Résultats : les motifs de départs des infirmiers et des aides-soignants

Nous présentons les effets sur les salaires des différentes variables du modèle et des instruments exclus dans le tableau 3.

Les directeurs d'Ehpads ne semblent pas adapter les niveaux de salaires aux difficultés territoriales. Seul le fait d'être domicilié à Paris ou en Île-de-France et la présence d'infirmiers libéraux ont un effet significatif sur les salaires. Les variables d'attraction des hôpitaux, de pénurie d'infirmiers et d'aides-soignants, et de concentration en termes de postes n'ont pas d'impact sur les niveaux des rémunérations. Les établissements sont peut-être contraints dans la fixation des salaires par des tarifs régulés, ou des tarifs librement fixés mais dont la hausse est limitée par la concurrence. Le degré concurrentiel du marché, mesuré par le taux d'occupation dans le bassin de vie, a effectivement un impact positif sur les salaires des aides-soignants : plus les taux d'occupation sont élevés, plus les directeurs d'Ehpads peuvent ajuster leurs prix pour permettre une hausse des rémunérations de leur personnel.

Plusieurs tests ont été menés pour valider les instruments. Des tests de Fisher de significativité globale, réalisés à partir de régressions en

moindres carrés ordinaires de la variable de salaire sur les instruments et les variables exogènes du modèle, ont permis d'écarter l'hypothèse nulle d'instruments faibles. La statistique de Fisher est néanmoins plus faible pour la régression portant sur les infirmiers, la corrélation entre les instruments et la variable explicative est ainsi moins forte, ce qui peut nuire à la justesse des résultats. Des tests de suridentification d'Amemiya-Lee-Newey ont permis de vérifier l'exogénéité des instruments. Nous avons également réalisé des tests de Wald pour tester l'exogénéité de la variable de salaire. L'hypothèse nulle d'exogénéité du salaire des aides-soignants est rejetée, mais elle ne l'est pas pour celui des infirmiers. Cette même régression sans instrumentation du salaire conduit à des estimations similaires des effets des facteurs environnementaux, mais indique un impact positif du salaire sur la probabilité de départ des infirmiers qui semble biaisé (cf. complément en ligne C3). Ce même impact est observé lorsque l'endogénéité de la variable de salaire des aides-soignants n'est pas corrigée. Il nous semble donc préférable de présenter et d'analyser les résultats des estimations obtenues avec instrumentation du salaire pour chaque catégorie de personnel.

Nous présentons dans le tableau 4 la moyenne des effets marginaux, c'est-à-dire l'impact moyen de chaque variable sur la probabilité de départ des aides-soignants et des infirmiers.

Concernant tout d'abord les effets des caractéristiques personnelles sur la probabilité de départ des employés, l'âge semble avoir peu d'impact sur la mobilité. Seuls les aides-soignants âgés de 45 à 50 ans ont une plus forte probabilité de départ (de 4 à 5 points de pourcentage) que les aides-soignants âgés de moins de 35 ans. Quant à la distance, l'impact est sans surprise positif : plus les aides-soignants habitent loin de leur établissement, plus leur probabilité de départ est importante. Cet effet est toutefois moindre pour les infirmiers : seuls ceux qui habitent à plus de 20 km ont une plus forte probabilité de départ. Les hommes sont également plus mobiles, la probabilité qu'ils quittent leur établissement est plus importante de 7 points de pourcentage.

Les impacts des conditions d'emploi et des caractéristiques de l'établissement varient selon la profession d'infirmier ou d'aide-soignant. Le niveau de rémunération a ainsi un effet fortement significatif sur la fidélisation des aides-soignants : une hausse de 1 % de leur salaire net diminue leur probabilité de départ

Tableau 2
Statistiques descriptives relatives aux infirmiers et aides-soignants travaillant en CDI dans un Ehpad privé en France

Variables	Infirmiers			Aides-soignants		
	Médiane	Moyenne	(σ)	Médiane	Moyenne	(σ)
Salaire (en euros)	24 449	25 205	(5 629)	17 379	17 848	(3 180)
N/N* (ratio encadrement)	0.783	0.798	(0.173)	0.782	0.801	(0.175)
N_Lits	80	82.94	(34.15)	80	84.48	(36.01)
% GIR1	0.178	0.183	(0.092)	0.176	0.183	(0.095)
% GIR2	0.327	0.328	(0.102)	0.321	0.325	(0.103)
% GIR3	0.140	0.148	(0.065)	0.138	0.145	(0.064)
% GIR4	0.186	0.192	(0.086)	0.186	0.192	(0.085)
% GIR5	0.061	0.073	(0.056)	0.063	0.075	(0.058)
% GIR6	0.051	0.076	(0.087)	0.052	0.080	(0.090)
Hôpital (coeff. de Huff)	0.068	0.860	(2.670)	0.047	0.556	(1.681)
%Inf_libéraux_bv/pop	0.797	0.992	(0.606)	-	-	-
HHI _{EHPA} _bv (indice H-H)	0.092	0.200	(0.258)	0.110	0.213	(0.263)
%Inf _{resid} _bv/pop	7.695	7.721	(2.228)	-	-	-
%AS _{resid} _bv/pop	-	-	-	6.817	7.051	(2.167)
Taux d'occupation moyen_bv	0.949	0.945	(0.038)	0.953	0.948	(0.038)
Tarif dépendance moyen_dpt	17.35	17.45	(1.40)	17.35	17.46	(1.39)

	N	%
Départ = non	4 371	79.8
Départ = oui	1 107	20.2
Âge < 35	1 515	27.6
Âge [35 ; 45[1 313	24.0
Âge [45 ; 50[881	16.1
Âge [50 ; 55[1 035	18.9
Âge ≥ 55	734	13.4
Homme = non	5 024	91.7
Homme = oui	454	8.3
Distance < 5km	1 974	36.0
Distance [5km ; 10km[1 160	21.2
Distance [10km ; 20km[1 360	24.8
Distance ≥ 20km	984	18.0
Nuit = non	615	11.2
Nuit = oui	4 863	88.8
Statut = privé associatif	3 514	64.1
Statut = privé lucratif	1 964	35.9
Directeur ≤ 2 ans	1 116	20.4
Directeur > 2 ans	4 362	79.6
Paris = non	5 425	99.0
Paris = oui	53	1.0
Île-de-France = non	4 923	89.9
Île-de-France = oui	555	10.1
Ehpad non régulé = non	3 102	56.6
Ehpad non régulé = oui	2 376	43.4
Groupe < 5 Ehpad	4 093	74.7
Groupe [5 ; 20[Ehpad	882	16.1
Groupe ≥ 20 Ehpad	503	9.2

	N	%
	11 058	82.3
	2 386	17.7
	5 191	38.6
	4 075	30.3
	1 960	14.6
	1 425	10.6
	793	5.9
	12 464	92.7
	980	7.3
	5 375	40.0
	2 842	21.1
	3 207	23.9
	2 020	15.0
	1 457	10.8
	11 987	89.2
	9 368	69.7
	4 076	30.3
	2 606	19.4
	10 838	80.6
	13 335	99.2
	109	0.8
	12 387	92.1
	1 057	7.9
	8 254	61.4
	5 190	38.6
	9 891	73.6
	2 425	18.0
	1 128	8.4

Note : la partie supérieure du tableau présente les statistiques descriptives (médiane, moyenne et écart-type (σ)) des variables continues utilisées dans les estimations. La partie inférieure présente les proportions de chaque modalité des variables catégorielles.

Lecture : dans le cadre de l'estimation portant sur les départs des infirmiers, le pourcentage médian (resp. moyen) de résidents en GIR 1 dans les établissements étudiés s'élève à 17.8 % (resp. 18.3 %). 64.1 % de ces établissements sont des Ehpad privés associatifs.

Champ : 5 478 infirmiers et 13 444 aides-soignants travaillant en CDI dans un Ehpad privé en France.

Source : Insee, DADS 2008 ; Drees, enquête Ehpas 2007 ; Insee, base permanente des équipements (BPE) 2007 ; Drees, répertoire Finess 2007 ; calculs des auteurs.

Tableau 3
Effets des variables exogènes du modèle et des instruments exclus sur le salaire

	Infirmiers		Aides-soignants	
	Coeff.	(σ)	Coeff.	(σ)
Caractéristiques individuelles				
Age < 35	ref	ref	ref	ref
Âge [35 ; 45[0.094***	(0.007)	0.047***	(0.003)
Âge [45 ; 50[0.140***	(0.008)	0.074***	(0.004)
Âge [50 ; 55[0.155***	(0.007)	0.084***	(0.005)
Âge \geq 55	0.169***	(0.008)	0.099***	(0.006)
Homme	0.032***	(0.009)	0.021***	(0.005)
Distance < 5	ref	ref	ref	ref
Distance [5 ; 10[ns		ns	
Distance [10 ; 20[ns		ns	
Distance \geq 20	0.015**	(0.007)	ns	
Caractéristiques d'emploi et de l'établissement				
Nuit	0.017*	(0.010)	ns	
N/N*	- 0.118**	(0.060)	ns	
(N/N*) ²	ns		- 0.014***	(0.003)
Statut = privé associatif	ref	ref	ref	ref
Statut = privé lucratif	ns	ns	- 0.056***	0.004
N_Lits	0.001***	(0.0002)	0.001***	(0.0001)
N_Lits ² (coeff. par 10 ⁻⁶ et σ par 10 ⁻⁷)	- 2.38***	(8.13)	- 1.74***	(4.04)
% GIR1	ref	ref	ref	ref
% GIR2	ns		ns	
% GIR3	ns		ns	
% GIR4	- 0.114***	(0.036)	- 0.054***	(0.019)
% GIR5	ns		ns	
% GIR6	ns		ns	
Directeur > 2 ans	0.014**	(0.006)	0.008**	(0.003)
Environnement				
Hôpital (coeff. de Huff)	ns		ns	
%Inf_libéraux_bv/pop	0.008*	(0.005)	-	-
HHI _{EHPAD} _bv (indice H-H)	ns		ns	
%Inf_résid_bv/pop	ns		-	-
%AS_résid_bv/pop	-	-	ns	-
Paris	0.164***	(0.050)	0.048*	(0.027)
Île-de-France	0.085***	(0.011)	0.039***	(0.006)
Instruments exclus				
Ehpad non régulé	ns		ns	
Taux d'occupation moyen_bv	ns		0.088***	(0.031)
Tarif dépendance moyen_dpt	ns		ns	
Groupe < 5 Ehpad	ref	ref	ref	ref
Groupe [5 ; 20 Ehpad[- 0.018**	(0.007)	- 0.020***	(0.004)
Groupe \geq 20 Ehpad	- 0.029***	(0.009)	- 0.009**	(0.004)
δ	10.086***	(0.095)	9.616***	(0.039)
Tests				
Test de Fisher				
H0 : instruments faibles				
Statistique de test	F(5.5446) = 3.25		F(5.13413) = 7.49	
p-value	0.0062		0.0000	
Test d'Amemiya-Lee-Newey				
H0 : instruments exogènes				
Statistique de test	Chi ² (4) = 5.101		Chi ² (4) = 0.907	
p-value	0.2771		0.9235	
Test de Wald				
H0 : Log_Salaire exogène				
Statistique de test	Chi ² (1) = 1.18		Chi ² (1) = 28.35	
p-value	0.2772		0.0000	

Note : le tableau donne les estimations des paramètres de l'équation d'instrumentation permettant de corriger l'endogénéité de la variable Log_Salaire. Les coefficients ont été estimés par maximisation de fonctions de vraisemblance (cf. supra). Les astérisques indiquent le degré de significativité des coefficients : *** : significatif à 1 % ; ** : significatif à 5 % ; * : significatif à 10 % ; ns signifie que les coefficients ne sont pas significatifs. Des tests d'exogénéité et de validité des instruments sont présentés dans la partie inférieure du tableau.

Champ : 5 478 infirmiers et 13 444 aides-soignants travaillant en CDI dans un Ehpad privé en France.

Source : Insee, DADS 2008 ; Drees, enquête Epha 2007 ; Insee, BPE 2007 ; Drees, répertoire Finess 2007 ; calculs des auteurs.

de 1.2 à 1.3 %. Celui-ci n'a en revanche pas d'impact significatif sur la probabilité de départ des infirmiers. Ces derniers ont un niveau de salaire plus important que les aides-soignants, ils gagnent en moyenne 40 % de plus (cf. tableau 2). Ils rencontrent donc probablement

moins de difficultés financières dans leur vie quotidienne et sont alors sensibles à d'autres caractéristiques de leurs conditions de travail comme la qualité, évaluée ici par le ratio lié à l'encadrement. Plus l'encadrement augmente, plus la probabilité de départ des infirmiers

Tableau 4
Effets marginaux sur la probabilité de départ des infirmiers et des aides-soignants
(modèle *probit* avec correction de l'endogénéité du salaire)

	Infirmiers		Aides-soignants	
	Coeff.	(σ)	Coeff.	(σ)
Caractéristiques individuelles				
Âge < 35	<i>ref</i>	<i>ref</i>	<i>ref</i>	<i>ref</i>
Âge [35 ; 45[ns		ns	
Âge [45 ; 50[ns		0.044*	(0.026)
Âge [50 ; 55[ns		ns	
Âge \geq 55	ns		ns	
Homme	0.072***	(0.023)	0.073***	(0.012)
Distance < 5	<i>ref</i>	<i>ref</i>	<i>ref</i>	<i>ref</i>
Distance [5 ; 10[ns		0.021**	(0.009)
Distance [10 ; 20[ns		0.026***	(0.009)
Distance \geq 20	0.080***	(0.017)	0.095***	(0.015)
Caractéristiques d'emploi et de l'établissement				
Log_Salaire	ns		- 1.215***	(0.246)
Nuit	ns		ns	
N/N*	- 0.417***	(0.125)	ns	
(N/N*) ²	0.200***	(0.073)	- 0.026***	(0.008)
Statut = privé associatif	<i>ref</i>	<i>ref</i>	<i>ref</i>	<i>ref</i>
Statut = privé lucratif	0.095***	(0.016)	ns	
N_Lits	ns		0.001**	(0.0003)
N_Lits ² (par 10 ⁻⁶)	ns		- 2.72**	(1.12)
% GIR1	<i>ref</i>	<i>ref</i>	<i>ref</i>	<i>ref</i>
% GIR2	0.172*	(0.088)	0.084*	(0.050)
% GIR3	0.278***	(0.095)	ns	
% GIR4	ns		ns	
% GIR5	ns		ns	
% GIR6	0.254***	(0.095)	ns	
Directeur > 2 ans	ns		ns	
Environnement				
Hôpital (coef. Huff)	0.008*	(0.004)	0.008*	(0.004)
%Inf_libéraux_bv/pop	0.029***	(0.010)	-	-
HHI _{Ehpa} _bv (indice H-H)	- 0.038*	(0.023)	- 0.024*	(0.014)
%Inf_résid_bv/pop	ns		-	-
%AS_résid_bv/pop	-	-	- 0.007***	(0.002)
Paris	- 0.154***	(0.060)	ns	
Île-de-France	0.117**	(0.050)	0.059***	(0.014)

Note : le tableau présente la moyenne des effets marginaux des différentes variables du modèle sur la probabilité de départ dans l'année des infirmiers et des aides-soignants. L'endogénéité de la variable Log_Salaire a été corrigée par instrumentation. Les astérisques indiquent le degré de significativité des coefficients : *** : significatif à 1 % ; ** : significatif à 5 % ; * : significatif à 10 % ; ns signifie que les coefficients ne sont pas significatifs.

Lecture : le fait pour un infirmier d'être domicilié à Paris réduit par exemple sa probabilité de départ de 15 à 16 % en moyenne, avec un degré de significativité de 1 %.

Champ : 5 478 infirmiers et 13 444 aides-soignants travaillant en CDI dans un Ehpad privé en France.

Source : Insee, DADS 2008 ; Drees, enquête Ehpa 2007 ; Insee, BPE 2007 ; Drees, répertoire Finess 2007 ; calculs des auteurs.

diminue, et cela d'autant plus pour les établissements ayant un faible ratio d'encadrement car le coefficient associé à $(N/N^*)^2$ est positif. Le travail de nuit n'a quant à lui pas d'effet direct sur la fidélisation du personnel, mais il peut en avoir via l'effet sur le salaire (cf. tableau 3). Une hausse de la proportion de résidents de GIR 2 et 3, par rapport à la catégorie de référence GIR 1, augmente la probabilité de départ des infirmiers. Ces derniers préfèrent probablement réaliser des soins techniques plutôt que des soins de *nursing* et restent donc plus longtemps dans les Ehpads dans lesquels ils peuvent mettre en pratique leur savoir-faire (*i.e.* lorsque l'état de santé des résidents est très dégradé). Cet effet est également positif mais moins fortement significatif pour les aides-soignants. Plus l'établissement est grand, plus la rotation des aides-soignants est également importante. La taille de l'Ehpad influe probablement sur les relations qu'entretient l'équipe de direction avec le personnel. Dans les petits établissements, les directeurs peuvent être plus proches des salariés, plus à l'écoute de leurs souhaits en termes d'organisation du travail, d'horaires. Les départs d'infirmiers sont aussi plus élevés dans les Ehpads privés à but lucratif, mais le statut n'a pas d'impact sur les départs des aides-soignants. Enfin, la présence dans l'établissement d'un directeur depuis plus de deux ans n'a pas d'impact direct sur la fidélisation du personnel, mais il peut en avoir de manière indirecte par le salaire (cf. tableau 3).

Concernant enfin l'impact de l'environnement local, la présence proche d'un hôpital a un effet positif et significatif sur les départs d'infirmiers et d'aides-soignants. Ceux-ci sont alors davantage incités à changer de mode d'exercice et à partir vers le secteur hospitalier, qui peut proposer des évolutions de carrières plus intéressantes et une plus grande diversité de postes et de secteurs. Pour les infirmiers, la présence d'infirmiers libéraux travaillant dans leur bassin de vie a également un effet positif et significatif sur leur probabilité de départ. Ceci constitue une autre opportunité de changement de mode d'exercice. Il existe une forte inégalité territoriale en termes de densité d'infirmiers libéraux. Dans les territoires où cette densité est élevée, les infirmiers libéraux réalisent en proportion moins d'actes médicaux infirmiers (AMI) et plus de soins de *nursing* ou actes infirmiers de soins (AIS) (Barlet & Cavillon, 2011). Dans les régions sous dotées en infirmiers libéraux, ces soins de *nursing* sont effectués par des services d'aides à domicile. Cette substitution d'actes de nature différente permet aux infirmiers libéraux de conserver

un niveau d'activité convenable même lorsque l'offre est importante, ce qui peut attirer les infirmiers salariés résidant dans ces territoires⁸. La variable de concentration a un effet négatif significatif : plus le marché est concentré en termes de postes de personnel soignant, moins le personnel est incité à quitter son établissement. Nous observons également que plus leur bassin de vie est fortement doté en aides-soignants relativement à la population locale, moins les aides-soignants quittent leur emploi. Les raisons peuvent être d'une double nature. Les aides-soignants conservent d'une part leur emploi car les opportunités d'embauches sont rares compte tenu du nombre élevé d'aides-soignants sur le marché du travail local. D'autre part, ils travaillent probablement dans un bassin de vie relativement attractif et ne cherchent donc pas à travailler dans une autre localité. Enfin, le personnel est plus mobile en Île-de-France, en raison peut-être d'un meilleur réseau de transport en commun que dans les autres régions françaises. Les infirmiers domiciliés à Paris ont quant à eux une propension plus faible à quitter leur emploi. Ces infirmiers ont probablement choisi de payer plus cher leur logement pour réduire leur temps de transport et sont par conséquent moins disposés à changer d'établissement si cela joue sur leur trajet domicile-travail.

* *
*

Nous avons mis en évidence l'existence de difficultés locales de fidélisation du personnel soignant au sein des Ehpads privés : la présence proche d'un hôpital, la densité d'infirmiers libéraux, une pénurie globale d'aides-soignants et une pression concurrentielle accrue entre Ehpads peuvent inciter les infirmiers et les aides-soignants à quitter les établissements dans lesquels ils travaillent.

Les niveaux de salaires ont également un effet sur le comportement des aides-soignants. Plus ils sont élevés, plus leur probabilité de départ est faible. Une compensation salariale pourrait être un moyen pour réduire l'effet des disparités territoriales sur le *turnover* de cette catégorie de personnel. Cependant, leurs rémunérations

8. Depuis 2011, le conventionnement des infirmiers libéraux dans les zones « sur dotées » ne peut plus intervenir qu'en remplacement d'un départ (avenant n°3 à la convention nationale des infirmières et des infirmiers libéraux). Cet effet est donc probablement fortement atténué.

ne sont actuellement pas fixées en fonction de ces difficultés locales car elles sont plafonnées par les tarifs des Ehpad. Les tarifs soins et dépendance, qui couvrent en théorie les charges de personnel soignant, sont fixés administrativement par les Conseils départementaux et les Agences régionales de santé (ARS). Les tarifs hébergement peuvent parfois compenser l'insuffisance des rémunérations ; néanmoins, lorsqu'ils ne sont pas eux-mêmes également régulés, ils peuvent être contraints par une concurrence en prix, ce que nous observons dans certains bassins de vie. La probabilité pour les infirmiers de quitter leur emploi n'est quant à elle pas impactée par le salaire. Leur offre de travail semble ainsi inélastique au prix et déterminée par d'autres facteurs tels que la qualité mesurée par l'encadrement en personnel, ou les degrés de dépendance des résidents qui influent sur la nature du travail à effectuer.

Les directeurs d'établissements ont ainsi peu de leviers à disposition pour faire face au *turnover* de leur personnel soignant. La présence d'un directeur de plus de deux ans et le travail de nuit n'ont pas d'impact sur leur fidélisation. Seules une augmentation des salaires et un renforcement de l'encadrement en personnel semblent être en mesure de réduire la probabilité de départ des salariés. Or, ces mesures nécessitent une hausse de la masse salariale et, par répercussion, des tarifs soins et dépendance des Ehpad. Puisque ces tarifs sont respectivement couverts par l'Assurance maladie et en grande partie par les Conseils départementaux via le versement de l'Allocation personnalisée d'autonomie (APA), ces mesures induiraient

un surcoût pour les finances publiques. Elles semblent néanmoins indispensables compte tenu de l'impact que peut avoir une réduction du *turnover* du personnel soignant sur la qualité de la prise en charge des résidents.

Cette étude économétrique est la première à analyser les motifs de départ du personnel soignant en Ehpad en France. Il pourrait être intéressant, dans des études complémentaires, d'analyser plus en détail l'impact de certaines variables, notamment de qualité, sur les décisions de démission du personnel soignant. Nous ne disposons malheureusement que du taux d'encadrement qui ne permet bien évidemment pas d'approcher toute la multi-dimensionnalité de la qualité de la prise en charge. Nous manquons également dans cette étude de données sur les caractéristiques sociodémographiques des infirmiers et des aides-soignants, ainsi que sur la culture organisationnelle et la politique managériale du directeur d'établissement. Or, plusieurs auteurs ont montré que l'implication du personnel soignant dans la gestion des emplois du temps ou dans les décisions administratives peut avoir un impact non négligeable sur leur satisfaction au travail, et donc sur leur choix de rester travailler dans l'établissement (Donoghue & Castle, 2007). Enfin, nous ne disposons ici que de données en coupe qui, contrairement aux données de panel, ne permettent pas de corriger l'endogénéité liée à l'hétérogénéité non observée. Or, il se peut que les employés qui décident de quitter leur établissement aient des caractéristiques particulières qui ne soient pas toutes prises en compte par les variables explicatives du modèle. □

BIBLIOGRAPHIE

Anderson, R. A., Issel, L. M. & McDaniel, R. R. (1997). Nursing staff turnover in nursing homes: A new look. *Public Administration Quarterly*, 21(1), 69–95.

Antwi, Y. A. & Bowblis, J. R. (2016). The impact of nurse turnover on quality of care and mortality in nursing homes: Evidence from the Great Recession. *Upjohn Institute working paper*, 16–249. http://research.upjohn.org/cgi/viewcontent.cgi?article=1267&context=up_workingpapers

Banaszak-Holl, J. & Hines, M. A. (1996). Factors associated with nursing home staff turnover. *The Gerontologist*, 36(4), 512–517.

Barlet, M. & Cavillon, M. (2011). La profession d'infirmière : situation démographique et trajectoires professionnelles. Drees, *Etudes et Résultats* N° 759. <http://drees.social-sante.gouv.fr/IMG/pdf/er759.pdf>

Baughman, R. A. & Smith K. E. (2012). Labor mobility of the direct care workforce: Implications

- for the provision of long-term care. *Health Economics*, 21(12), 1402–1415.
- Bourieau, P., Paraire, X. & Sanzeri, O. (2014).** Les mouvements de main-d'œuvre en 2013. Forte augmentation des entrées en CDD dans le tertiaire. *Dares, Dares Analyses* N° 094. <http://travail-emploi.gouv.fr/IMG/pdf/2014-094.pdf>
- Bozio, A., Gramain, A. & Martin, C. (2016).** Quelles politiques publiques pour la dépendance ? *Les notes du Conseil d'analyse économique* N° 35. <http://www.cae-eco.fr/IMG/pdf/cae-note035v2.pdf>
- Brannon, D., Zinn, J. S., Mor, V. & Davis, J. (2002).** An exploration of job, organizational, and environmental factors associated with high and low nursing assistant turnover. *The Gerontologist*, 42(2), 159–168. <https://doi.org/10.1093/geront/42.2.159>
- Cameron, A. C. & Trivedi, P. K. (2009).** *Microeconometrics using Stata*. Stata Press.
- Castle, N. G. (2005).** Turnover begets turnover. *The Gerontologist*, 45(2), 186–195. <https://doi.org/10.1093/geront/45.2.186>
- Castle, N. G. & Engberg, J. (2006).** Organizational characteristics associated with staff turnover in nursing homes. *The Gerontologist*, 46(1), 62–73. <https://doi.org/10.1093/geront/46.1.62>
- Cohen-Mansfield, J. (1997).** Turnover among nursing-home staff. *Nursing management*, 28(5), 59–64.
- Dill, J. S., Morgan, J. C. & Marshall, V.W. (2013).** Contingency, employment intentions, and retention of vulnerable low-wage workers: An examination of nursing assistants in nursing homes. *The Gerontologist*, 53(2), 222–234. <https://doi.org/10.1093/geront/gns085>
- Donoghue, C. & Castle, N.G. (2007).** Organizational and environmental effects on voluntary and involuntary turnover. *Health Care Management Review*, 32(4), 360–369.
- Huff, D. L. (1964).** Defining and estimating a trading area. *Journal of Marketing*, 28(3), 34–38.
- Insee (2003).** Structuration de l'espace rural : une approche par les bassins de vie. Rapport de l'Insee pour la Datar.
- Insee (2011).** Emploi et salaires, *Insee Références*, édition 2011. <http://documentation.fhp.fr/documents/17274P2.pdf>
- Irvine, D. M. & Evans, M. G. (1995).** Job satisfaction and turnover among nurses: Integrating research findings across studies. *Nursing Research*, 44(4), 246–253.
- Josse, F. (2012).** Recrutement en Ehpad : y'a quelqu'un ? *Mensuel des maisons de retraite*, 153, 15–20.
- Kash, B. A., Castle, N. G., Naufal, G. S. & Hawes, C. H. (2006).** Effect of staff turnover on staffing: A closer look at registered nurses, licensed vocational nurses, and certified nursing assistants. *The Gerontologist*, 46(5), 609–619. <https://doi.org/10.1093/geront/46.5.609>
- Le Noble Age (2012).** *Rapport financier annuel 2012*. http://www.lenobleage-groupe.com/sites/default/files/finance/rapport_financier_annuel_2012.pdf
- Lerner, N. B., Johantgen, M., Trinkoff, A. M., Storr, C. L. & Han, K. (2014).** Are nursing home survey deficiencies higher in facilities with greater staff turnover ? *JAMDA*, 15, 102–107.
- Loquet, J. & Nagou, G. (2014).** Le turnover du personnel infirmier en France : une analyse empirique à partir des déclarations annuelles de données sociales. *Journées des Économistes de la Santé français*, Collège des Économistes de la Santé, Bordeaux, décembre. http://www.ces-asso.org/sites/default/files/Loquet_Nagou.pdf
- Martin, C. (2014).** Concurrence, prix et qualité de la prise en charge en Ehpad en France : Analyses micro-économétriques. Thèse de doctorat, Université Paris-Dauphine.
- Némin, F. & Lapart, S. (2011).** *L'or gris*. Flammarion.
- Perrin-Haynes, J. (2010).** Les établissements d'hébergement pour personnes âgées : activité, personnel et clientèle au 31 décembre 2007. Drees, *Document de travail - Série statistiques* N° 142. <http://drees.social-sante.gouv.fr/IMG/pdf/series-tat142-2.pdf>
- Prévot, J. (2009).** L'offre en établissements d'hébergement pour personnes âgées en 2007. Drees, *Études et Résultats* N° 689. <http://drees.social-sante.gouv.fr/IMG/pdf/er689.pdf>
- Prévot, J., Tugores, F. & Bertrand, D. (2007).** Les établissements d'hébergement pour personnes âgées. Activité et personnel au 31 décembre 2003.

Drees, *Document de travail - Série statistiques* N° 106.
<http://drees.social-sante.gouv.fr/IMG/pdf/seriestat106.pdf>

Pumain, D. & Saint-Julien, T. (2010). *Analyse Spatiale, les interactions* (2^e éd.). Armand Colin.

Ratte, E. & Imbaud, D. (2011). Accueil et accompagnement des personnes âgées en perte d'autonomie. Rapport du groupe de réflexion n°3 sur la dépendance, Ministère des solidarités et de la cohésion sociale.
<http://www.ladocumentationfrancaise.fr/var/storage/rapports-publics/114000334.pdf>

Salop, S. C. (1979). A Model of the Natural Rate of Unemployment. *American Economic Review*, 69(1), 117–254.
https://www.researchgate.net/profile/Steven_Salop/publication/4722803_A_Model_of_the_Natural_Rate_of_Unemployment/links/5463626f0cf2837efdb3005a.pdf

Spilsbury, K., Hewitt, C., Stirk, L. & Bowman, C. (2011). The relationship between nurse staffing and quality of care in nursing homes: A systematic review. *International Journal of Nursing Studies*, 48(6), 732–750.

Stiglitz, J. E. (1974). Alternative theories of wage determination and unemployment in LDC's: The labor turnover model. *The Quarterly Journal of Economics*, 88(2), 194–227.
<https://opendocs.ids.ac.uk/opendocs/bitstream/handle/123456789/480/dp125part1-318303.pdf?sequence=1>

Temple, A., Dobbs, D. & Andel, R. (2009). Exploring correlates of turnover among nursing assistants in the national nursing home survey. *Health Care Management Review*, 34(2), 182–190.

Volant, S. (2014). L'offre en établissements d'hébergement pour personnes âgées en 2011. Drees, *Études et résultats* N°877.7.
<http://drees.social-sante.gouv.fr/IMG/pdf/er877.pdf>

Wiener, J. M., Squillace, M. R., Anderson, W. L. & Khatutsky, G. (2009) Why do they stay? Job tenure among certified nursing assistants in nursing homes. *The Gerontologist*, 49(2), 198–210.
<https://doi.org/10.1093/geront/gnp027>

Zhang, Y., Punnett, L., Gore, R. & The CPH-NEW Research Team (2014). Relationships among employees' working conditions, mental health, and intention to leave in nursing homes. *Journal of Applied Gerontology*, 33(1), 6–23.