



HAL
open science

Concurrence, prix et qualité de la prise en charge en EHPAD en France : Analyses micro-économétriques

Cécile Martin

► **To cite this version:**

Cécile Martin. Concurrence, prix et qualité de la prise en charge en EHPAD en France : Analyses micro-économétriques. Economies et finances. Université Paris Dauphine - Paris IX, 2014. Français. NNT : 2014PA090003 . tel-01021277

HAL Id: tel-01021277

<https://theses.hal.science/tel-01021277>

Submitted on 9 Jul 2014

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.

UNIVERSITE PARIS-DAUPHINE
ECOLE DOCTORALE DE DAUPHINE
LEDa-LEGOS

THÈSE

pour le doctorat en Sciences Economiques

présentée et soutenue publiquement le 24 janvier 2014

par

Cécile MARTIN

sous la direction de

Brigitte DORMONT

**Concurrence, prix et qualité de la prise en charge en
EHPAD en France**

Analyses micro-économétriques

JURY

RAPPORTEURS

Laurent GOBILLON
Agnès GRAMAIN

*Chargé de Recherche à l'INED
Professeur à l'Université Paris 1*

SUFFRAGANTS

Brigitte DORMONT
Franck VON LENNEP
Jérôme WITTEWER

*Professeur à l'Université Paris-Dauphine
Directeur de la DREES
Professeur à l'Université Bordeaux Segalen*

L'Université PARIS-DAUPHINE n'entend donner aucune approbation ni improbation aux opinions émises dans cette thèse ; ces opinions doivent être considérées comme propres à leurs auteurs.

Remerciements

Je souhaite tout d'abord exprimer ma gratitude à Brigitte Dormont qui m'a proposé de travailler sur ce thème de recherche et qui a accepté de diriger cette thèse. Un grand merci pour ses précieux conseils, pour avoir su me montrer la direction à suivre et pour m'avoir fait confiance.

Je tiens à remercier également Laurent Gobillon et Agnès Gramain pour avoir été les rapporteurs de ce travail, ainsi que Franck Von Lennep et Jérôme Wittwer pour avoir accepté de participer à mon jury de thèse en tant qu'examineurs.

Cette thèse a été réalisée au sein du LEGOS à l'Université Paris-Dauphine. J'adresse mes remerciements à tous les membres de ce laboratoire, ainsi qu'à l'équipe de doctorants pour tous les moments conviviaux partagés lors de soirées ou de pauses-café.

Une grande partie de mes travaux a également été effectuée à la DREES pour pouvoir accéder aux bases de données utilisées dans cette thèse. Je remercie Anne-Marie Brocas et Franck Von Lennep, directeurs successifs de la DREES, ainsi que Joëlle Chazal et Rémy Marquier pour m'avoir chaleureusement accueillie et m'avoir fourni des conditions de travail optimales. Je remercie du fond du cœur tous les membres de l'ancien bureau ESPAS pour m'avoir fait profiter de leur bonne ambiance d'équipe. Des remerciements spéciaux vont à mon ancienne collègue de bureau, Yara, pour sa bonne humeur communicative et à Mélina pour nos nombreuses discussions aussi utiles qu'agréables. Notre collaboration est à la source de plusieurs travaux présentés dans cette thèse et j'espère qu'elle pourra se poursuivre.

Je remercie chaleureusement Nicolas Drouhin et Sabine Sépari qui m'ont permis d'effectuer mon monitorat au département d'Economie-Gestion à l'ENS de Cachan. Ce fut à chaque fois pour moi un plaisir de venir y travailler et de pouvoir discuter avec d'anciens camarades et enseignants.

Cette thèse est l'aboutissement de nombreuses années d'études commencées en classe

préparatoire et poursuivies à l'ENS de Cachan et à l'université. Je remercie tous ceux qui m'ont accompagnée dans ma formation, en particulier mon ancien professeur de prépa, Mostafa Settaf, qui m'a enseigné les bases en économie et m'a permis de continuer dans cette voie. Je tiens aussi à remercier Hélène Huber qui a dirigé mon mémoire de Master et qui m'a conseillée pour ma poursuite en thèse.

Merci également aux amis de Cachan qui m'ont permis d'avoir une vie étudiante épanouie. Un merci en particulier à Tiphaine, collègue et amie, pour nos longues discussions réconfortantes.

Mes derniers remerciements vont à mes parents et ma famille pour m'avoir transmis l'envie d'apprendre et m'avoir encouragée non seulement pendant ma thèse mais aussi depuis le début de mes études. Merci enfin à Yann d'être à mes côtés et de m'avoir toujours soutenue, en particulier lors de l'été 2013 consacré à la rédaction de nos thèses.

Résumé

En France, les prix des EHPAD sont élevés au regard d'une qualité qui semble insuffisante. Des projets de réformes sont en discussion, mais les pouvoirs publics sont face à un dilemme : toute recherche de réduction des coûts risque de dégrader la qualité plus qu'elle ne l'est déjà et toute amélioration de la qualité serait probablement inflationniste. L'objectif de cette thèse est d'étudier si ce dilemme peut être résolu, en analysant en particulier le rôle de la concurrence, réelle et par comparaison, qui pourrait être introduite dans ce secteur. Par une approche micro-économétrique, nous organisons notre analyse autour de trois questions de recherche : (i) que peut-on attendre des réformes proposées de la tarification et de l'augmentation de la capacité des établissements ? (ii) comment le développement du secteur privé lucratif pourrait permettre de réduire les prix et d'améliorer la qualité ? (iii) existe-t-il des contraintes environnementales responsables de la faible qualité des EHPAD ? Nous observons, d'une part, que les projets de réforme permettraient de réduire l'inefficacité et donc éventuellement les prix des EHPAD, mais au détriment de leur qualité. D'autre part, nous constatons que l'essor des EHPAD lucratifs s'accompagne d'une augmentation des tarifs et d'une dégradation de la qualité de la prise en charge, qui pourraient être modérées par une structure de marché plus concurrentielle. Enfin, les EHPAD sont confrontés à des difficultés locales de fidélisation du personnel soignant qui affectent leur qualité et qui ne semblent pas pouvoir être résolues par un ajustement des salaires. Ces résultats peuvent servir de repères à la mise en place d'une politique publique adaptée.

Mots clés : Dépendance - Etablissement d'hébergement pour personnes âgées dépendantes - Efficacité - Qualité des soins - Concurrence - Econométrie - Economie de la santé

Classification JEL : C21, C23, C26, I11, I18, L10, L11

Abstract

High prices and insufficient quality of care are observed in nursing homes in France. Reforms are currently under discussion, but governments are facing a dilemma : any measure of price cut is likely to affect quality and any improvement in quality would probably be inflationary. This work analyzes if this dilemma can be solved by focusing more particularly on the potential effect of real and yardstick competition that could be introduced in this long term care sector. Using a micro-econometric framework, we organize this analysis into three research issues : (i) What might be expected from the pricing reform and the increase in the number of beds in nursing homes currently proposed? (ii) How the development of for-profit nursing homes could reduce prices and improve quality? (iii) Are there local difficulties responsible for the poor quality of nursing homes? Several implications for public policy may be involved. Using cost frontier estimates, we demonstrate that the reform plans would reduce inefficiency and nursing home prices, but at the expense of their quality. The rise of for-profit nursing homes leads to high prices and a deterioration of the quality of care which could be tempered however by a more competitive market structure. Nursing homes face local difficulties in nursing staff retention, affecting their quality and which do not seem to be solved by adjusting wages.

Keywords : Dependence - Nursing homes - Efficiency - Quality of care - Competition - Econometrics - Health economics

JEL codes : C21, C23, C26, I11, I18, L10, L11

Table des matières

Introduction générale	19
I L'arbitrage coût-qualité des EHPAD régulés	35
1 Quality of service and cost-efficiency of French nursing homes	37
1.1 Introduction	39
1.2 Institutional background	41
1.2.1 French organization of long-term care services	41
1.2.2 Payment system	42
1.2.3 Low quality of services	44
1.3 Concerns for quality in the literature devoted to efficiency in nursing homes	45
1.4 Methods	47
1.4.1 Specification	47
1.4.2 Estimation	48
1.4.3 Variables	51
1.5 Data	57
1.6 Results	62
1.7 Conclusion	69
1.8 Appendix for chapter 1	70
1.8.1 Instrumental variable method	70
1.8.2 Impact of quality on costs and efficiency : further analysis	71

1.8.3	Robustness check for quantile regression : comparison with other quantiles	73
2	Quelle est la taille optimale des EHPAD en France ? Analyse des écono- mies d'échelle et de gamme	75
2.1	Introduction	76
2.2	Contexte des soins de long terme en institution en France	77
2.2.1	Objet d'étude	77
2.2.2	Variabilité de la taille et des activités des maisons de retraite	78
2.3	Littérature existante	80
2.4	Méthodologie	85
2.4.1	Modélisation	85
2.4.2	Méthodes d'estimation	87
2.4.3	Calcul des économies d'échelle et de gamme	90
2.4.4	Variables	95
2.5	Données	97
2.6	Résultats	98
2.6.1	Etude des économies d'échelle globales	98
2.6.2	Etude des économies de gamme et des économies d'échelle spécifiques	103
2.7	Conclusion	106
2.8	Annexes du chapitre 2	108
2.8.1	Présentation de la méthode d'enveloppement de données	108
2.8.2	Impact de la qualité sur l'estimation de la taille critique	111
2.8.3	Analyse des économies de gamme liées au mode d'hébergement	116
2.8.4	Tableaux des résultats d'estimation	118
II	Prix et qualité des EHPAD privés lucratifs	123
3	Les circonstances de la croissance des EHPAD privés lucratifs en France	125

3.1	Introduction	126
3.2	Quelle attractivité du secteur de la prise en charge de la dépendance?	127
3.2.1	Une forte concentration locale	127
3.2.2	Une faible contestabilité du marché	133
3.3	Quelles stratégies pour les EHPAD privés lucratifs?	135
3.3.1	Stratégies d’implantation des EHPAD privés lucratifs	135
3.3.2	Stratégies concurrentielles des EHPAD privés lucratifs	137
3.4	Conclusion	142
4	L’efficacité des groupes d’EHPAD privés lucratifs	145
4.1	Introduction	146
4.2	Spécificités des EHPAD appartenant à des groupes	147
4.3	Littérature existante	150
4.4	Méthodologie	151
4.4.1	Modèles de coût et de profit	151
4.4.2	Méthode d’estimation	152
4.4.3	Variables	154
4.5	Données	157
4.6	Résultats	159
4.6.1	Analyse des coûts et de l’efficacité-coût des groupes d’EHPAD privés lucratifs	159
4.6.2	Analyse du profit et de l’efficacité économique des groupes d’EHPAD privés lucratifs	163
4.7	Conclusion	168
5	Concurrence, prix et qualité des EHPAD privés lucratifs	171
5.1	Introduction	172
5.2	Contexte de l’étude	174
5.2.1	Mesure de la concentration locale des EHPAD privés lucratifs	174

5.2.2	Variabilité des prix et des niveaux de qualité	176
5.3	Littérature existante	179
5.4	Méthodologie	182
5.4.1	Modèle théorique	182
5.4.2	Méthode d'estimation	185
5.4.3	Variables	186
5.5	Données	190
5.6	Résultats	190
5.7	Conclusion	195
5.8	Annexes du chapitre 5	198
5.8.1	Démonstration des résultats du modèle théorique	198
5.8.2	Calcul du score de qualité hôtelière - méthodologie retenue	201
5.8.3	Tests de validité des instruments	202

III Une qualité contrainte par le fonctionnement du marché du travail dans le secteur des services à la personne 203

6 Analyse des causes du turnover du personnel soignant en EHPAD en France : disparités territoriales et compensation salariale 205

6.1	Introduction	206
6.2	Contexte de l'étude	208
6.2.1	Impact du turnover du personnel soignant sur la qualité et sur les coûts en EHPAD	208
6.2.2	Pénurie de personnel soignant et turnover : des déterminants spatiaux ?	210
6.2.3	Formation des salaires dans les EHPAD en France	212
6.3	Littérature existante	215
6.4	Méthodologie	217
6.4.1	Variables	218
6.4.2	Méthodes d'estimation	226

6.4.3	Instrumentation de la variable de salaire	228
6.5	Données	230
6.6	Résultats	232
6.6.1	Effets des facteurs environnementaux sur la rotation du personnel soignant (sans intégration du salaire)	232
6.6.2	Ajustement des salaires aux conditions environnementales et effets sur la fidélisation du personnel	236
6.7	Conclusion	238
6.8	Annexes du chapitre 6	240
6.8.1	Pourquoi une étude du turnover?	240
6.8.2	Une pénurie localisée de personnel soignant	241
6.8.3	Instrumentation du salaire : résultats d'estimation et tests de validité	244
	Conclusion générale	249
	Bibliographie	257

Introduction générale

*"Nous vivons une révolution : celle de la longévité"*¹. Selon de récentes estimations de l'Institut National de la Statistique et des Etudes Economiques (*INSEE*), le nombre de personnes âgées de plus de 75 ans, qui s'élevait à 5,9 millions en 2011, passera à 6 millions en 2015 et à 8,4 millions en 2030 (Blanpain et Chardon, 2010 [14]). En raison de l'existence de pathologies invalidantes liées au grand âge, telles que la maladie d'Alzheimer et d'autres maladies neurodégénératives, la hausse estimée de l'espérance de vie risque d'être supérieure à celle de l'espérance de vie sans incapacité. L'accroissement de la longévité s'accompagnera probablement d'une augmentation du nombre de personnes âgées dépendantes, i.e. de *"personnes qui, nonobstant les soins qu'elles sont susceptibles de recevoir, ont besoin d'une aide pour l'accomplissement des actes essentiels de la vie ou dont l'état nécessite une surveillance régulière"* (article L.232-1 du Code de l'action sociale et des familles (CASF)). Consacré aux perspectives démographiques et financières de la dépendance, le rapport Charpin (2011) [27] anticipe un doublement du nombre de personnes âgées en perte d'autonomie entre 2010 et 2060, qui passerait ainsi de 1,15 millions à 2,3 millions de personnes. Afin d'appréhender au mieux cette "révolution", un grand débat national sur la dépendance a été organisé au cours de l'année 2011 et des pistes de réforme du secteur des soins de long terme ont été lancées. Les discussions se sont focalisées principalement sur deux questions. La première fut celle du financement des dépenses liées à la prise en charge de la perte d'autonomie des personnes âgées, qui représentent 1,3% du PIB en 2010 (Fragonard, 2011 [64]). La question de savoir s'il faut privilégier une couverture publique universelle, mettre en place un système d'assurances privées obligatoires, ou seulement encourager les assurances facultatives, reste ouverte. La deuxième interrogation a porté sur les moyens d'encouragement au maintien à domicile des personnes âgées. La priorité donnée aux services à domicile, supposés permettre une meilleure qualité de vie aux personnes âgées et à moindre coût que l'hébergement en institution, n'est pas nou-

1. *Source : Plan Solidarité Grand Age 2007-2012*, présenté par Philippe Bas, ancien Ministre délégué à la Sécurité sociale, aux Personnes âgées, aux Personnes handicapées et à la Famille, en juin 2006.

velle. Les plans *Vieillesse et Solidarités 2004-2007*, *Solidarité Grand Age 2007-2012*, et *Alzheimer 2008-2012*, ont tous renforcé les dispositions en faveur du maintien à domicile : accroissement des places en SSIAD (services de soins infirmiers à domicile), aides aux aidants familiaux, adaptation des logements et développement de structures de répit (hébergement temporaire, accueil de jour). En revanche, les projets de réformes concernant les institutions de soins de long terme, sans être inexistantes, sont plus rares et moins souvent concrétisés². Ceci ne s'explique pas par une moindre fréquentation des établissements. Beaucoup de personnes âgées doivent être institutionnalisées car elles ne peuvent pas rester à domicile à cause d'un état de santé trop dégradé ou parce qu'elles sont isolées et ne disposent pas d'un accompagnement suffisant. Sur 1,15 millions de personnes âgées dépendantes en 2010, près de la moitié vit ainsi en EHPAD³ (Etablissement d'Hébergement pour Personnes Agées Dépendantes)⁴. Et cette proportion pourrait augmenter en raison d'une probable raréfaction des aidants familiaux liée à la croissance de l'emploi des femmes, à la réduction de la taille des ménages et à la mobilité géographique des jeunes générations. Le manque d'intérêt politique jusqu'ici porté aux EHPAD ne se justifie pas non plus par l'absence de difficultés dans ce secteur qui fait face à de nombreux problèmes tels que la hausse des prix et une qualité de la prise en charge vraisemblablement insuffisante en France.

Certes, les années 2000 ont vu une *"amélioration de la qualité de l'accompagnement des personnes âgées en établissement, [obtenue] en renforçant la médicalisation et le taux d'encadrement"* (Ratte et Imbaud, 2011 [125]). Mais cette avancée n'est pas suffisante selon plusieurs associations et selon les professionnels du secteur. Les taux d'encadrement restent en effet trop faibles puisqu'ils sont en moyenne de 5,7 employés (en équivalents temps plein) pour 10 résidents en EHPAD en France en 2007 (Ratte et Imbaud, 2011 [125]), alors que cette proportion moyenne s'élèverait à plus de 10 au Danemark, en Suisse et en Suède (Némin et Lapart, 2011 [112]). En outre, les besoins en personnel des EHPAD

2. De récentes réflexions portant sur la qualité de vie en EHPAD ont été menées en 2013 en vue de rédiger la future loi sur la dépendance (rapport Aquino, 2013 [6]). Celle-ci entrera probablement en vigueur en 2015 et devrait intégrer des mesures d'amélioration de l'accueil en EHPAD.

3. Les EHPAD, dont le statut a été défini par la loi n° 97-60 du 24 janvier 1997, regroupent les maisons de retraite, mais également quelques unités de soins de longue durée et logements-foyers qui accueillent des personnes âgées dépendantes et qui sont par conséquent médicalisés. En contrepartie du financement pour leur médicalisation, les EHPAD doivent signer tous les cinq ans une convention tripartite avec le Conseil Général et l'Agence Régionale de Santé (ARS).

4. Selon l'enquête EHPA 2007, les EHPAD accueillent 494 709 résidents en 2007 (Perrin-Haynes, 2010 [121]).

s'accroissent puisque le niveau de dépendance des résidents augmente, à cause d'un âge d'entrée toujours repoussé par les mesures d'encouragement au maintien à domicile. La faiblesse des taux d'encadrement, à laquelle s'ajoute parfois un manque de formation du personnel, affecte la qualité de la prise en charge de la dépendance et des soins délivrés en EHPAD. Les témoignages de professionnels et d'anciens professionnels du secteur décrivent cette dégradation de la qualité dans certains établissements : pose de protections à des personnes non incontinentes et mises sous tranquillisants (Réjault, 2009 [127]), *"les résidents sont douchés une fois par mois [...], la distribution des médicaments est souvent réalisée sans contrôle des prises ou respect des ordonnances"* (Némin et Lapart, 2011 [112]), *"les personnes âgées n'ont pas d'autre choix que de prendre leur repas en dix ou quinze minutes"* (Champvert, 2012 [25]). Trois raisons principales peuvent expliquer ce défaut de qualité. Premièrement, selon plusieurs directeurs d'EHPAD rencontrés, les budgets alloués aux établissements seraient insuffisants pour recruter le personnel nécessaire à une prise en charge de qualité. Deuxièmement, le marché est faiblement concurrentiel. Toute création d'établissement est en effet soumise à une autorisation préalable des autorités publiques locales et doit répondre à un appel à projets. Or, le nombre de ces appels d'offres semble être insuffisant. Le groupe d'EHPAD privés lucratifs Medica estime ainsi que *"l'offre globale de prise en charge de la dépendance disponible est historiquement sous-capacitaire et ne suffit pas à couvrir les besoins des personnes les plus dépendantes [...] le nombre de places en institutions étant en effet inférieur aux besoins de prise en charge de cette population dépendante"*⁵. Les établissements ne sont alors pas incités à prendre des mesures de qualité, puisque la rareté des lits rend la demande peu sensible à cette qualité. Troisièmement, la qualité de la prise en charge en EHPAD est peu observable en France. Il est toujours difficile pour un futur résident et ses proches de s'informer sur la disponibilité du personnel et l'attention portée aux résidents avant l'entrée dans un établissement. Cette difficulté est d'autant plus grande en France qu'il n'existe aucun indicateur pouvant guider les personnes âgées et leur famille dans le choix de l'institution. Une obligation de transparence des EHPAD sur certains indicateurs de qualité tels que le taux d'encadrement, la lutte contre les maladies nosocomiales ou les services de restauration, a été proposée par Roselyne Bachelot, alors Ministre des Solidarités et de la Cohésion Sociale, en 2011⁶. Cette proposition n'a néanmoins pas été concrétisée. Or, sans de tels indicateurs, même dans une structure de marché plus concurrentielle, les établissements ne peuvent pas être

5. *Source* : Document de référence 2011, Medica.

6. *Source* : *Capital.fr*, 28/03/2011.

encouragés à développer leur qualité. La mise en place dans certains Etats américains de "*quality reports cards*", fournissant des informations comparables sur divers aspects de la qualité des maisons de retraite, a légèrement mais significativement amélioré la qualité dans ces établissements (Mukamel et Spector, 2003 [107]). Dans un tel contexte peu incitatif, seule une réglementation pourrait imposer un niveau minimal de qualité. Or, les normes de qualité imposées aux EHPAD en France semblent insuffisantes ou mal adaptées. Elles concernent principalement leurs équipements (par exemple les articles D.312-160 et D.312-161 du CASF imposant l'installation d'une pièce rafraîchie et l'article R.313-32 du CASF concernant l'obligation de disposer d'un groupe électrogène qui ont fait suite à l'épisode de canicule de 2003) ou des formalités administratives diverses que doivent remplir les établissements. La loi n° 2002-2 du 2 janvier 2002 oblige par exemple les EHPAD à élaborer un projet d'établissement, à remettre un livret d'accueil aux résidents et à organiser un conseil de la vie sociale. Néanmoins, contrairement aux Etats-Unis ou à certains de nos voisins européens (Royaume-Uni, Suisse), aucune norme d'encadrement n'est encore imposée aux EHPAD en France. Concernant le bien-être des résidents, seules des recommandations de bonnes pratiques professionnelles (sur la qualité de vie en EHPAD, la bientraitance, etc.) sont proposées par l'Agence nationale de l'évaluation et de la qualité des établissements et services sociaux et médico-sociaux (ANESM), mais il ne s'agit pas de normes opposables aux EHPAD.

Si l'amélioration de la qualité en EHPAD n'est pas une priorité, c'est probablement en raison de son coût. Les normes relevant de la loi n° 2002-2 ont sensiblement augmenté les charges des établissements (Fermon, Martin et Sibille, 2012 [55]). L'impact sur les charges serait évidemment plus important si des normes d'encadrement ou de pratiques de soins étaient ajoutées. Or, toute hausse des coûts des EHPAD pèse sur la solidarité publique ou sur le reste à charge déjà élevé des résidents, alors que la réduction des restes à charge constitue un objectif affiché des pouvoirs publics.

Le prix d'une place en EHPAD se décompose en trois sections tarifaires⁷ : hébergement, dépendance et soins. Les charges des établissements sont réparties entre ces sections selon des clés de répartition imposées par la loi : les charges de personnel infirmier sont, par exemple, couvertes par le tarif soins, alors que celles liées au personnel d'animation

7. La tarification des EHPAD a été réformée par le décret n° 99-316 du 26 avril 1999.

le sont par le tarif hébergement. Les tarifs soins sont financés par des dotations annuelles versées par l'Assurance Maladie, et ceux concernant la dépendance le sont en grande partie par l'Allocation Personnalisée d'Autonomie (APA) versée par les Conseils Généraux à tous les résidents en fonction de leur degré de dépendance. Ces tarifs sont donc naturellement administrés, i.e. fixés par les autorités de tutelle (Conseils Généraux et ARS). Les recettes liées à l'hébergement peuvent représenter jusqu'à 70% du chiffre d'affaires d'un EHPAD (Xerfi-Precepta, 2009 [144]). Elles résultent du tarif hébergement, lequel est à la charge du résident. Une aide sociale départementale peut néanmoins lui être versée pour couvrir une partie de ce tarif, sous conditions de ressources et uniquement lorsque son EHPAD est habilité à recevoir des bénéficiaires de cette aide sociale. Les tarifs hébergement des établissements habilités à l'aide sociale sont alors fixés par les Conseils Généraux⁸, tandis que ceux des établissements non habilités sont libres ; les proportions des établissements régulés et non régulés sont présentées dans le tableau 1 (*page 33*). Les tarifs moyens d'hébergement ont fortement augmenté au cours des années 2000 sous les effets conjugués de la croissance des normes d'équipement, de la hausse du prix du foncier et du développement du secteur privé lucratif. Lorsque les résidents ne percevaient pas l'aide sociale départementale, leur reste à charge s'élevait en moyenne à 2 200 euros en 2009 (IGAS, 2009 [81]) et représentait entre 90% et 130% de leur revenu disponible en 2008 (Ernst&Young, 2008 [50]). En conséquence, certaines personnes peuvent rencontrer des difficultés pour financer un hébergement en institution. Selon le rapport Ratte qui propose une réflexion sur les modalités d'accueil et d'accompagnement des personnes âgées dépendantes, "*la maîtrise de ce reste à charge est [...] un axe de réflexion prioritaire*" des pouvoirs publics et nécessite un "*arrêt de l'augmentation des normes*" (Ratte et Imbaud, 2011 [125]). En cas de marges importantes, une hausse des charges ne doit pas se traduire automatiquement par une hausse des prix des établissements. Pour les EHPAD régulés, cependant, l'impact des coûts sur les tarifs est direct pour les tarifs soins, dépendance et pour les tarifs hébergement. En effet, les tarifs sont actuellement fixés de manière rétrospective, i.e. en fonction des coûts observés des établissements. En revanche, les tarifs hébergement sont fixés librement par les EHPAD non régulés, qui relèvent majoritairement du secteur privé lucratif. Mais ces derniers peuvent répercuter la hausse des coûts sur leurs tarifs de manière à préserver leurs marges en raison d'un marché faiblement concurrentiel.

8. Quelques EHPAD habilités, minoritaires, peuvent fixer librement le tarif hébergement pour leurs résidents non bénéficiaires de l'aide sociale ; il s'agit principalement d'établissements habilités partiellement pour moins de 50% de leur capacité.

Si aucune réforme n'a encore été engagée, quelques projets sont actuellement en discussion ; ils permettraient de diminuer les coûts des EHPAD, afin de réduire à la fois les dépenses publiques et les restes à charge des résidents. Une réforme de la régulation tarifaire suscite notamment de vifs débats. Il s'agirait de passer à une tarification à la ressource avec des tarifs dépendance et soins fixés au niveau départemental ou national en fonction du degré de dépendance et des pathologies des résidents. L'objectif de ce projet, qui s'inspire de la tarification à l'activité (T2A) mise en place en 2004 dans le secteur hospitalier pour les moyens et courts séjours, serait d'inciter les établissements à être plus efficaces en termes de coûts. Une augmentation de la capacité des EHPAD a également été proposée par le rapport Ratte (2011) [125] afin de réduire leurs coûts en profitant d'éventuelles économies d'échelle. Deux remarques peuvent être effectuées quant à ces projets. D'une part, si la priorité est certes de diminuer les coûts, les réformes proposées ne doivent pas pour autant dégrader la qualité de la prise en charge plus qu'elle ne l'est déjà. Or, rien n'a pour le moment été envisagé pour pallier les nouveaux problèmes de qualité qui pourraient être générés par de telles mesures. Réformer le mode de régulation tarifaire sans imposer des normes de qualité qui pourraient servir de garde-fous à une diminution des taux d'encadrement peut sembler dangereux. Augmenter la taille des établissements sans se préoccuper de l'impact potentiel sur le bien-être des résidents paraît également discutabile. D'autre part, ces projets s'inscrivent dans un secteur marqué par de fortes tendances à la concentration, tendances contraires à une plus grande mise en concurrence des établissements. La réforme envisagée de la régulation tarifaire consiste à introduire une concurrence fictive, "une concurrence par comparaison" (Shleifer, 1985 [132]) entre les EHPAD régulés, visant à inciter les établissements à une plus grande efficacité. Or, le secteur est devenu très peu concurrentiel en raison notamment de barrières légales imposées par les autorités locales. Depuis 2009, la loi Hôpital, Patients, Santé et Territoires (loi HPST) impose que toute création d'EHPAD réponde à un appel à projets. La menace de concurrents éventuels, qui pourrait inciter des établissements non régulés à être plus efficaces et à réduire leurs prix, est donc très faible. En outre, ce système d'appels à projets encourage la concentration des EHPAD en groupes, les dotant d'un pouvoir de marché propre à favoriser les hausses de prix.

Ces attermoiments politiques montrent l'importance d'engager une réflexion globale sur la régulation des soins de long terme en institution. Ce travail de recherche vise à apporter

des pistes de réflexion sur les conséquences en termes de prix et de qualité des projets de réformes et des changements structurels qui s'opèrent dans ce secteur. Est-il possible de réduire les prix des EHPAD sans dégrader la qualité de la prise en charge et des soins qui y sont délivrés ? Peut-on même envisager d'améliorer cette qualité tout en diminuant les prix ? Et si oui, de quelle manière ? Nous étudions en particulier le rôle de la concurrence, réelle et fictive (i.e. induite par la régulation tarifaire), sur ces deux objectifs de prix et de qualité qui semblent à première vue antinomiques.

Bien que constituant un enjeu social et politique important, l'intérêt académique porté à la régulation des EHPAD est presque inexistant en France. Certes, la question de la dépendance a fait l'objet de nombreuses recherches, notamment sur l'aide à domicile (Gramain et Xing, 2012 [71]), sur le rôle des aidants familiaux (Fontaine *et al.*, 2009 [59]) ou encore sur l'assurance dépendance (Fontaine *et al.*, 2012 [60]). Mais très peu de travaux ont porté sur les établissements d'hébergement. Seule une étude visant à analyser les économies d'échelle et les effets potentiels du changement de tarification sur les coûts des EHPAD a été réalisée par Dervaux *et al.* (2006) [40] à partir de données régionales. Ces auteurs n'étudient cependant pas l'impact de telles réformes sur la qualité. La littérature anglo-saxonne sur les prix et la qualité des maisons de retraite est en revanche plus fournie. La plupart des décisions politiques concernant les soins de long terme sont prises de manière décentralisée aux Etats-Unis : divers modes de tarification, structures de marché, mesures de transparence de la qualité et systèmes d'autorisation et de certification sont par conséquent en vigueur selon les Etats fédérés. La comparaison des effets de ces diverses politiques sur les prix et la qualité en institution a fait l'objet de plusieurs études. Certains auteurs ont par exemple analysé l'impact des modes ou des niveaux de financement de Medicaid sur les coûts et la qualité des maisons de retraite (Grabowski 2001 [68], Zinn *et al.* 2003 [148]). D'autres se sont intéressés à l'effet du statut des établissements (Spector *et al.* 1988 [133], Grabowski *et al.* 2013 [69]) ou du degré concurrentiel du marché (Gulley et Santerre, 2007 [75]) sur les prix et la qualité. Cependant, les résultats de ces études ne sont pas applicables au secteur des soins de long terme en France compte tenu de fortes spécificités nationales. D'une part, le mode de tarification est différent dans les maisons de retraite américaines puisque ces dernières accueillent deux types de résidents, des résidents privés et des résidents subventionnés par Medicaid ou Medicare. Si les prix pour les résidents Medicaid sont fixés par les autorités de tutelle, ceux pour les résidents privés

sont libres, et ce quelle que soit l'institution⁹. Cela peut conduire à des phénomènes particuliers : Nyman [113], en 1985, a ainsi montré qu'une hausse du tarif Medicaid pouvait engendrer une baisse de la qualité en présence d'excès de demande, car les institutions ne se concurrencent alors plus sur le segment des patients privés. D'autre part, les maisons de retraite sont majoritairement de statut privé lucratif aux Etats-Unis, ce qui peut les conduire à poursuivre des objectifs différents de ceux des EHPAD français, qui sont pour la plupart publics ou associatifs (*tableau 1*). Enfin et surtout, compte tenu du développement de divers substituts, le marché de l'hébergement des personnes âgées dépendantes ne semble plus présenter d'excès de demande aux Etats-Unis (Grabowski *et al.* 2003 [70]). La situation est tout autre en France, puisque les taux d'occupation des EHPAD sont proches de 100%. Nous appliquons ces questions de recherche au cas de la France en adaptant et en approfondissant les méthodes d'analyse empiriques développées dans la littérature anglo-saxonne.

*

* *

Cette thèse vise à étudier les conséquences des projets de réformes du secteur des EHPAD en France sur les prix et la qualité des services délivrés par ces établissements. L'analyse est résolument empirique, avec une approche micro-économétrique. Elle est organisée en six chapitres correspondant à six études distinctes, regroupées en trois parties.

La première partie est constituée de deux études réalisées sur des données d'EHPAD régulés de statuts public et associatif. Nous analysons *a priori* les effets que pourraient avoir les réformes envisagées sur l'efficacité-coût de ces établissements et la qualité de leurs services.

Le chapitre 1 est consacré aux conséquences potentielles de la mise en place d'une tarification forfaitaire. Cette réforme est pertinente si elle incite les établissements à réduire leurs coûts sans dégrader leur qualité. Mais les gains en efficacité semblent à première vue limités, car une grande partie des coûts des établissements correspondent soit à des charges exogènes liées à l'immobilier, soit à des charges de personnel. Or, l'encadrement en personnel est une dimension importante de la qualité de la prise en charge en EHPAD. Selon

9. Cette double tarification existe aussi en France dans certains EHPAD habilités partiellement régulés. Ils sont néanmoins minoritaires puisqu'ils représentent moins de 10% des établissements (*tableau 1*).

le rapport Ratte (2011) [125], "*les gains de productivité ne peuvent qu'être très marginaux en raison de l'importance de la masse salariale dans le coût global de la dépendance*". Un tel diagnostic n'est acceptable, toutefois, que si la variabilité des charges de personnel ne reflète que des différences de qualité et non de productivité. Pour vérifier cette hypothèse et évaluer la part des coûts qui pourraient être réduits par une telle réforme, une analyse approfondie de l'effet de la qualité sur les coûts et sur l'inefficacité-coût des établissements est nécessaire. Cet aspect a été peu traité, même dans la littérature internationale consacrée aux questions d'efficacité des établissements de prise en charge de la dépendance. Nous estimons des frontières de coût par diverses méthodes paramétriques (analyse stochastique de frontière, régression quantile et modèle à effets aléatoires corrélés) en utilisant conjointement une méthode de variables instrumentales de manière à traiter la non-exogénéité de nos indicateurs de qualité. Nous trouvons un effet positif et significatif de la qualité instrumentée sur les coûts; la modification de la tarification pourrait par conséquent inciter les EHPAD à réduire la qualité de leur prise en charge pour diminuer leurs coûts.

Au chapitre 2, nous examinons la possibilité d'économies d'échelle et d'économies de gamme dans le secteur des EHPAD. Les autorités locales encouragent actuellement les regroupements d'établissements et la création d'EHPAD de grande capacité afin de réduire leurs coûts, sous une hypothèse implicite de rendements croissants. De fait, la médicalisation croissante des établissements en raison de l'admission plus tardive, avec des niveaux de dépendance plus dégradés, des personnes, et l'imposition récente de normes d'équipement, ont entraîné des investissements importants qui ont probablement favorisé l'émergence d'économies d'échelle dans ce secteur. Il ne semble pas néanmoins exister de consensus sur la taille critique des EHPAD. Les autorités publiques l'évaluent entre 80 et 100 lits (Ratte et Imbaud, 2011 [125]), tandis que certaines études mentionnent une taille plus faible, comprise entre 60 et 70 lits (Ernst&Young 2008 [50], Dervaux *et al.* 2006 [40]). Les calculs d'économies d'échelle et de gamme sont très sensibles à la méthode d'estimation retenue, à l'échantillon utilisé et à la modélisation de la fonction de coût, comme le prouvent certains résultats contradictoires observés dans la littérature anglo-saxonne et détaillés dans ce chapitre 2. De ce fait, nous apportons un soin particulier à la recherche d'une robustesse des résultats, en employant plusieurs méthodes d'estimation, paramétriques (moindres carrés ordinaires et analyse stochastique de frontière) et non paramétrique (méthode d'enveloppement de données), pour estimer deux modèles de coût différents sur un échantillon national d'EHPAD. L'impact de la taille des établissements sur la qualité des services est également

étudié en annexe de ce chapitre. La taille optimale des EHPAD semble comprise entre 67 et 95 lits et varie selon le statut de l'établissement : les EHPAD publics ont une taille critique estimée plus élevée que celle des établissements privés associatifs. Des déséconomies de gamme sont par ailleurs observées entre les diverses catégories de dépendance des résidents accueillis.

La deuxième partie est consacrée aux EHPAD privés lucratifs non régulés ou partiellement régulés. Ces établissements ne représentaient que 18,9% des EHPAD en 2007 (*tableau 1*) mais sont actuellement en pleine expansion.

Nous menons au chapitre 3 une analyse descriptive des stratégies concurrentielles et des causes du développement des EHPAD privés lucratifs. Leur croissance semble s'expliquer par une forte attractivité du secteur liée à son faible degré concurrentiel. La plupart des EHPAD lucratifs se différencient verticalement en proposant un confort hôtelier haut de gamme à prix élevé, parfois au détriment d'autres dimensions de qualité moins observables. L'émergence et le développement de ce type d'offre ne sont donc pas nécessairement conformes aux objectifs de baisse des prix et de hausse de la qualité actuellement recherchés. Dans les chapitres 4 et 5 sont présentées deux études menées en complément de cette approche descriptive.

Dans le chapitre 4, on s'intéresse au fait que l'expansion des EHPAD privés lucratifs s'accompagne de l'essor de grandes chaînes d'établissements. Quatre groupes d'EHPAD (*Orpéa*, *DVD*, *Korian* et *Medica*) dominent le secteur privé lucratif en France ; ils représentent 45% des lits en 2011. Nous analysons cette concentration en étudiant l'origine des marges élevées réalisées par ces groupes d'établissements : sont-ils plus efficaces, avec des coûts plus bas, ou bien bénéficient-ils d'avantages en termes de chiffre d'affaires grâce à un plus grand pouvoir de marché ? L'idée qu'un regroupement permettrait de réduire les coûts grâce à des économies d'échelle liées à la taille du groupe est répandue. Les chaînes d'établissements pourraient être plus efficaces en répliquant leurs bonnes pratiques managériales ou en regroupant leurs achats. Cette plus grande efficacité pourrait favoriser une baisse des prix dans le secteur. Une telle perspective justifierait la politique actuellement menée par les pouvoirs publics, qui vise à encourager la formation des groupes plutôt qu'à les freiner, notamment via les systèmes d'appels d'offres. Nous testons cette hypothèse en comparant des scores d'efficacité d'établissements indépendants et de groupes d'EHPAD. Ces scores sont obtenus par des estimations en analyse stochastique de frontières de coût

et de profit. Cette étude permet également d'identifier les facteurs de coût et de profit des EHPAD privés lucratifs ; nous pouvons ainsi analyser l'effet de diverses variables de qualité sur leurs marges de manière à évaluer s'ils peuvent être incités, sans réglementation, à développer cette qualité. Nous observons que les EHPAD appartenant à des groupes ont des coûts plus élevés en raison d'une plus grande inefficacité. Ces suppléments de coûts sont néanmoins plus que compensés par des prix plus élevés, ce qui explique la supériorité de leurs marges.

L'étude des stratégies concurrentielles des EHPAD privés lucratifs est approfondie au chapitre 5. Nous regardons si ces stratégies sont liées à la structure de marché. La concentration locale et la présence de barrières à l'entrée pourraient en effet expliquer la faible qualité et les prix élevés des établissements lucratifs (chapitre 3). La littérature anglo-saxonne décrit une concurrence en prix entre les maisons de retraite, mais non en qualité. Cependant, l'endogénéité due à la simultanéité des décisions de prix et de qualité est rarement traitée, ce qui peut biaiser les résultats de ces études. Nous analysons l'effet de la concurrence sur la formation des prix et sur les choix de qualité des EHPAD lucratifs par une estimation en triples moindres carrés d'un modèle à équations simultanées. L'effet du prix sur la qualité et celui de la qualité sur le prix sont ainsi pris en compte et étudiés. Plusieurs mesures de concurrence sont utilisées, dont des indicateurs d'Herfindhal-Hirschmann et des parts de marché calculées à une échelle géographique fine afin de respecter les zones de chalandise des EHPAD. Cette étude permet d'évaluer la possibilité de concilier les deux objectifs de réduction des prix et d'augmentation de la qualité par une libéralisation du secteur. Selon nos estimations, la concentration du secteur semble à la fois augmenter les prix et réduire la qualité des services.

Dans une troisième et dernière partie, nous évaluons dans quelle mesure la qualité peut être limitée par des facteurs exogènes à l'établissement, notamment par le fonctionnement du marché du travail dans le secteur des services à la personne. Une hausse des tarifs administrés, la mise en place de normes d'encadrement ou d'éventuelles réformes incitant à plus de qualité ne peuvent avoir des effets que si les établissements sont en mesure de fournir cette qualité. Or, les EHPAD semblent connaître en France des difficultés de recrutement et de fidélisation de leur personnel soignant, qui peuvent expliquer une partie des déficiences en matière de qualité des services. En effet, on observe dans ce secteur des taux de turnover extrêmement élevés pour les infirmiers et les aide-soignants : ils s'élèvent

respectivement à 52,5% et 48,3% en 2008¹⁰. Si un turnover non nul peut être avantageux car il permet de se séparer du personnel inefficace et de réduire les charges de personnel liées à l'ancienneté (Brannon *et al.*, 2002 [16]), des taux élevés comme ceux observés en France ont des effets négatifs sur la qualité. Une forte rotation du personnel peut impliquer un fonctionnement temporaire de l'EHPAD en sous-effectif, affectant indirectement la qualité de la prise en charge et des soins. Elle peut également dégrader directement la qualité en empêchant, par exemple, les résidents de nouer des relations de confiance avec leurs soignants ou en augmentant la probabilité d'erreurs de prescriptions et d'accidents iatrogènes. Diverses raisons peuvent être à l'origine des difficultés de fidélisation du personnel et sont probablement identiques à celles du recrutement : les soignants peuvent préférer aller travailler en hôpital, dans une autre zone géographique plus attractive, ou encore dans un autre EHPAD dans lequel les conditions de travail sont plus avantageuses. Ils peuvent notamment choisir de quitter un établissement lorsque la qualité des services est trop dégradée, ce qui peut alors accentuer les déficiences en matière de qualité et générer un cercle vicieux pour les EHPAD concernés. Par régressions binomiales négatives des départs annuels d'infirmiers et d'aides-soignants, nous étudions l'impact de chacune de ces causes possibles. Nous analysons également comment les salaires s'ajustent aux difficultés locales de fidélisation du personnel soignant et comment le personnel réagit à ces variations de salaires. Nous montrons que la fidélisation du personnel soignant est déterminée par les divers facteurs environnementaux cités ci-dessus. En revanche, l'ajustement des salaires n'a pas d'effet significatif sur le turnover.

*

* *

Cette thèse a été réalisée en partie à la DREES¹¹, dans le cadre d'une convention de recherche, ce qui a permis un accès à des données particulièrement riches. Plusieurs bases de données ont ainsi pu être mobilisées.

L'enquête EHPA (*DREES*) a été utilisée pour chacune de nos études. Il s'agit d'une enquête quadriennale réalisée auprès de l'ensemble des établissements d'hébergement pour personnes âgées. Elle fournit des informations sur l'activité des établissements, leurs tarifs, leurs équipements, le profil des résidents accueillis, les équivalents temps plein (ETP) du

10. Source : DADS 2008, *INSEE - Calculs C.Martin*.

11. Direction de la Recherche, des Études, de l'Évaluation et des Statistiques, Ministère des Affaires Sociales et de la Santé.

personnel salarié de l'établissement et leur ancienneté. Le taux de réponse des établissements à cette enquête est élevé ; il est par exemple proche de 80% en 2007. Selon les études, nous avons travaillé sur les résultats des enquêtes 2003, 2007 ou 2011.

Nous avons également utilisé les *Déclarations Annuelles de Données Sociales* (DADS) de l'INSEE. Il s'agit de données administratives transmises chaque année par toutes les entreprises relevant du régime général et des collectivités publiques en France. Ces données portent sur les caractéristiques des postes occupés, ce qui permet d'avoir des informations sur les rémunérations versées dans chaque établissement, mais également sur les caractéristiques des salariés (date d'arrivée dans l'établissement, commune de résidence, etc.). Depuis 2008, les données exhaustives concernant les EHPAD sont accessibles à la DREES. Nous avons donc utilisé, selon les études, les bases exhaustives DADS 2008 et DADS 2010, ainsi que la base DADS 2003 correspondant à un échantillon au 1/12^e.

Plus ponctuellement, diverses autres bases de données ont été nécessaires. L'enquête MAUVE 2010 (*DREES, CNSA et DGCS*), réalisée auprès des établissements proposant un accueil de jour ou un hébergement temporaire à des patients atteints d'Alzheimer ou de maladies apparentées, nous a renseigné sur les tarifs de ces structures de répit en EHPAD (chapitres 1 et 2). L'enquête *Écoles auprès des formations aux professions de santé* 2008 (*DREES*) recueille des informations sur les nombres d'infirmiers et d'aides-soignants diplômés par centre de formation. Ces derniers ont été utilisés à l'annexe du chapitre 6 pour étudier les sources de pénurie de ces professions. Les données sur les dépenses départementales d'aide sociale en faveur des personnes âgées, intégrées aux études des chapitres 1 et 2, ont été obtenues à partir des résultats de l'enquête *Aide sociale auprès des Conseils Généraux et des services déconcentrés de l'État* 2005 (*DREES*). Quelques statistiques descriptives sur les revenus et les catégories socio-professionnelles des résidents en EHPAD, présentées au chapitre 3, ont nécessité l'utilisation de l'enquête *Handicap-Santé-Institutions* (2009) réalisée par l'INSEE auprès de personnes résidant en institutions spécialisées.

Enfin, pour avoir des informations sur les coûts des EHPAD privés lucratifs (chapitres 3 et 4), nous avons utilisé la base DIANE qui recueille les comptes sociaux des entreprises françaises issus des Greffes des tribunaux de Commerce. Cette base est disponible à l'université Paris-Dauphine et a pu être appariée avec la base EHPA 2011 (*DREES*) dans le cadre d'une convention de prêt de données.

Outre l'accès à ces diverses bases de données, le déroulement d'une partie de ma thèse

dans les locaux de la DREES m'a permis d'être au plus près des sphères d'analyse de l'action publique et ainsi de mieux comprendre les problématiques propres au secteur de la dépendance. Entre 2010 et 2012, j'ai également eu l'occasion de participer à une commission "Normes et Moyens" mise en place par la CNSA ¹² et regroupant notamment des directeurs d'associations de professionnels du secteur de la dépendance (AD-PA ¹³, FNA-QPA ¹⁴), ainsi que des membres de la DGCS ¹⁵ et de l'ANESM. L'objectif de ce groupe de travail était d'évaluer les coûts et donc les moyens nécessaires à attribuer aux EHPAD pour qu'ils puissent respecter les nouvelles normes de qualité. Dans le cadre de cette mission, j'ai eu l'opportunité de rencontrer des directeurs d'établissements et des médecins coordonnateurs. Si ces travaux n'étaient pas en lien direct avec ma thèse, ils ont néanmoins fortement contribué à enrichir ma compréhension du secteur et à affiner les questions de recherche traitées dans ce manuscrit. Les lectures de nombreux témoignages de professionnels et d'anciens professionnels du secteur (Régault 2009 [127], Escribano 2007 [51], Nénin et Lapart 2011 [112], etc.) ont également été une aide précieuse.

*

* *

Deux points importants de la méthodologie utilisée doivent être soulignés.

Cette thèse porte sur les EHPAD. Le champ des établissements étudiés varie néanmoins selon les chapitres. De manière à comparer des établissements relativement homogènes, les chapitres 1 et 2 portent sur les EHPAD publics et privés associatifs entièrement régulés qui étaient anciennement des maisons de retraite. A l'inverse, les chapitres 3, 4 et 5 concernent uniquement les établissements privés lucratifs non ou partiellement régulés. L'analyse présentée au chapitre 6 porte quant à elle sur tous les EHPAD. Nous avons fait le choix d'exclure de notre analyse les établissements n'accueillant pas de personnes âgées dépendantes, tels que les logements-foyers non EHPAD ou les résidences services. Les questions liées à ces établissements, tant en termes de qualité que de prix, sont très différentes. Le choix de la personne âgée d'y être hébergée est notamment beaucoup moins contraint que celui d'être institutionnalisée en EHPAD. Les établissements étudiés sont situés en France

12. Caisse Nationale de Solidarité pour l'Autonomie.

13. Association des Directeurs au service des Personnes Agées.

14. Fédération Nationale Avenir et Qualité de vie des Personnes Agées.

15. Direction Générale de la Cohésion Sociale.

métropolitaine hors Corse. Nous n'avons pas pu intégrer à nos analyses des EHPAD de la région Corse, car ils sont en trop faible nombre : sur 21 EHPAD implantés en Corse en 2007, seuls 18 ont répondu à l'enquête EHPA 2007. Parmi ces établissements, certains n'ont pas renseigné toutes les variables utilisées dans nos études, d'autres n'ont pas pu être appariés avec les autres bases de données utilisées.

TABLE 1 – Proportions des EHPAD selon le statut et le mode de régulation tarifaire en 2007

	N.EHPAD	% EHPAD	N.places	% places EHPAD
<u>EHPAD publics</u>	3 347	50,6%	274 595	55,1%
... dont maisons de retraite publiques	-	37,3%	-	42,5%
EHPAD publics entièrement régulés*	-	48,3%	-	-
EHPAD publics partiellement régulés**	-	1,3%	-	-
EHPAD publics non régulés***	-	1,0%	-	-
<u>EHPAD privés associatifs</u>	1 870	28,5%	131 452	26,4%
... dont maisons de retraite associatives	-	25,3%	-	24,1%
EHPAD associatifs entièrement régulés*	-	21,7%	-	-
EHPAD associatifs partiellement régulés**	-	2,5%	-	-
EHPAD associatifs non régulés***	-	4,3%	-	-
<u>EHPAD privés lucratifs</u>	1 343	20,9%	91 313	18,5%
... dont maisons de retraite privées lucratives	-	20,6%	-	18,3%
EHPAD privés lucratifs entièrement régulés*	-	1,6%	-	-
EHPAD privés lucratifs partiellement régulés**	-	3,1%	-	-
EHPAD privés lucratifs non régulés***	-	16,2%	-	-
Total EHPAD	6 560	100%	497 360	100%
Total EHPA (EHPAD, logements-foyers, USLD)	10 302		683 993	

Source : enquête EHPA 2007 (DREES) (Perrin-Haynes, 2010 [121])

N.EHPAD et N.places sont exhaustifs (données issues du fichier administratif des établissements).

% EHPAD et % places EHPAD sont calculés à partir des données redressées de la non-réponse.

- : aucune information dans Perrin-Haynes (2010) [121].

*Les EHPAD entièrement régulés sont ici assimilés aux EHPAD habilités à recevoir des bénéficiaires de l'aide sociale totalement ou partiellement pour plus de 50% des places.

**Les EHPAD partiellement régulés sont assimilés aux EHPAD habilités partiellement pour moins de 50% des places.

***Les EHPAD non régulés correspondent aux EHPAD non habilités.

Dans le cadre de cette thèse, nous avons porté une attention particulière à l'identification de variables pertinentes de qualité. L'analyse de la qualité est délicate, et ce d'autant plus pour le secteur des soins de long terme au sein duquel la qualité de la relation humaine, peu observable, constitue une dimension tout aussi importante que la qualité des

soins. Il est donc nécessaire de trouver des variables approchant cette multidimensionnalité de la qualité. Cette difficulté est accentuée par la rareté des données disponibles, le recueil d'indicateurs de qualité étant à un stade encore embryonnaire en France comparativement aux avancées des pays anglo-saxons dans ce domaine.

Trois catégories de variables peuvent être utilisées selon la typologie de Donabedian (1966) [41]. Les variables de *structure* correspondent aux facteurs de production de l'établissement (taux d'encadrement en personnel, qualification, confort hôtelier, etc.). Elles sont facilement mesurables, mais ne sont pas forcément de bons indicateurs de la qualité de la prise en charge et des soins délivrés dans l'établissement. Les variables de *processus* décrivent la manière dont les résidents sont pris en charge. Plusieurs variables de *processus* sont utilisées dans la littérature anglo-saxonne telles que la pose de cathéters, l'utilisation de la contention ou la prescription de psychotropes. Leur utilisation nécessite néanmoins un jugement sur le caractère approprié ou non de ces pratiques, selon l'état du patient, qui n'est pas aisé. Le recours à des variables de *résultats* est par conséquent préféré. Ces dernières peuvent être liées à la qualité des soins (taux de prévalence de l'incontinence, d'escarres, d'ulcères, etc.) ou à la qualité de vie des résidents (taux de satisfaction, état dépressif, etc.).

Nous disposons essentiellement de variables de *structure* pour réaliser nos études. Nous utilisons ainsi, selon les chapitres, des variables de qualification du personnel, de taux d'encadrement ajustés aux besoins des résidents, de turnover ou d'ancienneté du personnel, ainsi que des variables liées au confort hôtelier (surface des chambres, proportion de chambres à un lit, etc.). Nous nous sommes néanmoins assurés au préalable (aux chapitres 1 et 6) que ces indicateurs étaient bien corrélés à des variables de *résultats* comme l'incontinence des résidents, leur moral et la prévalence de leurs chutes, et pouvaient de ce fait constituer des indicateurs pertinents de qualité¹⁶. Nous ne disposons cependant de ces variables de *résultats* que pour un échantillon restreint de résidents : elles ne peuvent donc pas être utilisées comme telles dans notre étude. Seule une variable caractérisant l'état de santé des résidents (la proportion des décès de personnes âgées institutionnalisées depuis moins d'un an) a pu être intégrée dans nos estimations (chapitre 1).

16. D'autres auteurs ont également montré, à partir de données américaines, ces mêmes relations entre la qualité des soins/de vie des résidents et le taux d'encadrement (Zhang et Grabowski 2004 [146], Castle et Engberg 2007 [22]) ou les taux de turnover du personnel (Castle *et al.* 2007 [24]).

Première partie

L'arbitrage coût-qualité des EHPAD
régulés

Chapitre 1

Quality of service and cost-efficiency of French nursing homes

Les établissements d'hébergement des personnes âgées dépendantes (EHPAD) sont actuellement régulés selon une tarification de nature rétrospective qui n'incite pas à l'efficacité. Une réforme est à l'étude, qui viserait à instaurer une tarification forfaitaire afin de les inciter à réduire leurs coûts. La notion d'efficacité n'est pas évidente lorsque l'activité productive étudiée est une activité de service à la personne, dont la qualité est fortement liée à l'accompagnement de la personne dépendante. Ce chapitre étudie l'impact de la qualité des services sur les coûts des établissements, sur leur efficacité-coût et sur l'évaluation de cette efficacité. Nous disposons d'informations microéconomiques sur les coûts des établissements, les degrés de dépendance de leurs résidents et la composition de leur personnel pour un échantillon de 997 EHPAD publics et privés à but non lucratif, observés en 2007. Ces informations sont également disponibles en 2003 pour un sous-échantillon de 797 établissements, ce qui permet de réaliser des estimations sur données de panel. La qualité est mesurée par des variables de confort hôtelier, de qualification du personnel et par un ratio mesurant l'écart entre l'encadrement disponible et le niveau qui serait requis, compte tenu du degré de dépendance des résidents. Un échantillon de données individuelles relatives à 5 646 résidents permet d'examiner le lien entre ces indicateurs de qualité et des indicateurs de résultat concernant l'état de santé des résidents, tels que leur degré d'incontinence, l'occurrence d'un état dépressif et de chutes. En considérant une fonction de coût *translog*, nous évaluons l'efficacité des EHPAD par différentes méthodes : estimation d'une frontière stochastique, utilisation d'une régression quantile, estimation d'un modèle à effets aléatoires corrélés sur le panel d'EHPAD. Les résultats montrent que la qualité des soins, telle que nous la mesurons, élève significativement les coûts des EHPAD. Un

régulateur voulant introduire un système de paiement prospectif par cas doit donc intégrer des indicateurs de qualité des soins dans le calcul des forfaits. Si tel n'était pas le cas, la concurrence entre établissements créerait des incitations à réduire la qualité des services, déjà relativement basse en France. Par ailleurs, nous ne trouvons pas que l'évaluation de l'efficacité-coût (la distance à la frontière) soit sensible à la prise en compte des indicateurs de qualité. Mais il faut pour cela que l'estimation tienne compte de la non exogénéité de la qualité. Au total, les EHPAD publics et privés à but non lucratif ont un taux d'inefficacité non significativement différent, qui représente entre 5 et 10% de leurs coûts. En revanche, les EHPAD publics rattachés juridiquement à des hôpitaux sont beaucoup plus inefficaces (de 14% à 22%).

Abstract : This study examines the impact of the quality of services on costs and cost-efficiency of French nursing homes, in the context of a possible reform of the current retrospective payment system. We have at our disposal cross-sectional data relative to 997 private non-profit and public nursing homes in 2007, with information about costs, staff composition and the dependency level of residents. Observations for years 2003 and 2007 are available for a substantial sub-sample of 797 nursing homes, which makes panel data estimations possible. Quality of service is measured by skilled staff indicators, variables related to the comfort of the housing and the gap between a norm for the nurse/resident ratio and the actual level. Endogeneity is corrected by an instrumental variables method. In our sample, these indicators are correlated with incontinence, falls and depression. We use a stochastic frontier analysis, a quantile regression approach and an error component model to estimate a *translog* cost function. Depending on estimation methods, inefficiency raises costs by 5% to 10% for public and private non-profit nursing homes, but the extra cost is higher, 14% to 22%, for public nursing homes that are associated to hospitals. Taking the quality of service into account leads to a slight improvement in estimated efficiency. No huge differences between private non-profit and public nursing homes appear to be significant in terms of cost-efficiency.

1.1 Introduction

Public spending devoted to long-term care services amounts to 1.3% of the GDP in France in 2010 (Fragonard, 2011 [64]). These expenditures are likely to rise in the future because of the expected growing share of very-old and frail individuals in total population. Currently, various measures are planned by French public authorities to contain costs of long-term care facilities (nursing homes, but also long stay units and special residential homes).

One of them is a reform of the payment system inspired by the introduction, in 2004, of a prospective payment system in the French hospital sector. The general idea is to replace the current system, which is mostly based on retrospective cost-reimbursement, with a prospective-payment system based on lump-sum payments by resident-day, depending on the person's degree of dependency. This reform aims at reducing the unexplained cost heterogeneity between facilities. Indeed a huge variability of daily cost per resident is currently observed, depending on the spatial location and ownership of long-term care facilities (public, private non-profit or private for-profit). Some associations fight against this reform because it might create incentives for patient selection and induce a decrease in the quality of services.

It is true that a prospective payment system based on lump-sum payments per resident-day would create a yardstick competition and provide strong pressures towards lower costs. The seminal model of Shleifer (1985) [132] assumes that the level of quality is fixed. Actually, the quality of services is generally costly and endogenous : adjustments towards lower costs can be obtained through jeopardizing quality. Our concern for quality of services in nursing homes and for possible adverse effects of a payment reform on quality is particularly high because it appears that the quality level is particularly low in France, mostly because of a lack of resources of many long-term care facilities.

The purpose of this chapter is (i) to examine the impact of quality of care services on the costs of nursing homes ; (ii) to examine whether the inclusion of quality indicators influences the assessment of nursing home efficiency ; (iii) to compare efficiency of French public and private non-profit nursing homes.

We have at our disposal two samples : a cross-section of 997 nursing homes observed in 2007 and a panel of 797 nursing homes observed in 2003 and 2007. Hence it is possible

to use panel data econometrics in our empirical analysis. We consider a *translog* cost function. Cross-sectional estimations use two approaches to evaluate the distance to the frontier defined by the cost-function : classical stochastic cost frontier analysis and quantile regressions. Panel data estimations consider a random effect model, allowing for a possible correlation of random effects with regressors. These estimates make it possible to examine the part of cost variability due to factor prices (wages), resident characteristics and nursing home inefficiencies. In any case, we estimate the link between the estimated inefficiency and variables describing the nursing home ownership (public or private non-profit), the proportion of low-income residents and public generosity at local level.

Our indicators of service quality are structural indicators. However, we have at our disposal a sample of 5,646 residents in 1,927 long-term care facilities which makes it possible to examine the link of our structural indicators with outcomes. With observations at the resident level, we check that there is a negative link between our structural quality indicators and the occurrence of adverse outcomes at individual level such as incontinence, depression and falls. Our structural indicators are two set of variables : one describes the gap between the number of people in the actual staff (N) and the theoretical optimal staff (N^*), the other one includes ratios of high skilled staff (doctors and nurses) on total staff, and medium skilled staff (nursing assistants) on total staff except doctors and nurses. Two other quality indicators are related to the comfort of the housing : the proportion of one-bed rooms and surface area per resident. Obviously, our quality indicators are likely to be not exogenous : quality level results from decisions of the nursing home's manager. We have at our disposal valid instruments that enabled us to correct the estimates for potential endogeneity biases. Actually the results are strongly influenced by the treatment of endogeneity.

This study is the first one that examines quality and cost-efficiency on French nursing homes. Its originality lies in the attention paid to the quality of services : we managed to test the credibility of our quality indicators and we take their potential non-exogeneity into account. In the literature devoted to nursing home efficiency, quality indicators are rarely considered. When they are taken into account, their link with outcomes are not examined and estimates are not corrected for their potential endogeneity.

It is well known that stochastic frontier analysis rely on strong parametric assumptions and that several methods have to be performed in order to check the result robustness. We

used three very different ways for inefficiency assessment : cross-sectional stochastic cost frontier estimations, quantile regressions and estimations of an error component model on our two-year panel of nursing homes. We find that quality, as measured by a gap between actual and optimal staff, raises costs significantly. Hence a prospective payment system is likely to induce a reduction in quality. Taking into account the non exogeneity of quality indicators changes strongly the results : public nursing homes which are not hospital based appear to be more efficient than private non-profit nursing homes if we introduce directly quality variables ; they appear to have the same level of efficiency than private non-profit nursing homes when instrumental variables are used. In any case, public nursing homes that are hospital based are the less efficient, while not hospital based public and private non-profit nursing homes have the same level of efficiency. On the whole, we find that taking into account quality in the cost function does not influence diagnosis on efficiency, provided that quality endogeneity is allowed for.

1.2 Institutional background

1.2.1 French organization of long-term care services

Nursing homes with different ownerships share the long-term care market for dependent elderly. In 2007¹, 30.4% of the French nursing homes are private non-profit (*Priv.NP*) organizations. 24.8% belongs to the private for-profit sector ; we do not study here these nursing homes because we have no data on them. Public nursing homes represent 44.8% of the market and are either hospital based (*Pub.HB*) (16.6%) or non-hospital based institutions (*Pub.NHB*) (28.2%). In the early 20th century, some beds were reserved in acute care hospitals for nursing care provision to elderly patients. This quota of beds has grown into units for frail elderly, and then into legally dependent institutions of the hospital but that may be geographically distant. Today these nursing homes operate identically to the non-hospital based ones, with identical average resident characteristics. However, they have a larger size. Moreover, elderly might enter naturally into such facilities after a stay in the corresponding hospital. According to a recent report of the General Inspection of Social Affairs [81], some cost and quality differences seem to exist between hospital based and non-hospital based institutions. For all of these reasons, we have split up public nursing homes into these two categories. Proportions of each of these institutional forms are highly variable depending on the geographical location : for instance, the ratio of public nursing

1. Source : EHPA 2007 survey (*DREES*) (Perrin-Haynes, 2010 [121]).

homes ranges from 20% in some local subdivisions (called *département*) to almost 90% in 2007.

Nursing homes face the same legal constraints whatever their ownership. Especially, creation or extension of a nursing home must first be accepted by public authorities. Thus, the number of beds is an exogenous variable for any institution. The occupancy rate is always close to 100%. Public nursing homes employ mostly civil servants², whose wage levels are set exogenously. When they are not civil servants, staff have more often temporary contracts in the public sector than in the private sector³. Social subsidies for institutionalized aged people have the same level, regardless the nursing home ownership, provided their fees are regulated : this is the case in most public and *PNP* nursing homes, but not often in the private for-profit sector.

1.2.2 Payment system

Currently, nursing homes receive retrospective payments based on three daily fees corresponding to three main activities : housing, nursing care and medical care. The payment scheme allows regulated nursing homes to set their fees so that they are equal to their current average costs. For each of these fees, residents are more or less subsidized. For medical care expenditure, residents are fully covered by the National Health Insurance. Concerning the price of nursing care, all of the institutionalized people get the Personal Independence Allowance (PIA) ; its level depends on their degree of dependency and on the nursing care fee of the nursing home. The third and last part refers to housing, which is in charge of the resident except for low-income residents who might benefit of an additional social allowance : the Health Area Social Allowance. The eligibility threshold for the latter depends on local authorities (at the level of *département*).

Public authorities in each *département* set the nursing care fees and medical care fees for each nursing home on the basis of observed costs. More precisely, three levels are set for each fee, depending on degree of dependency of residents.⁴ In most *PNP* and public facilities (that we study in this chapter), housing fees are also fixed by local authorities

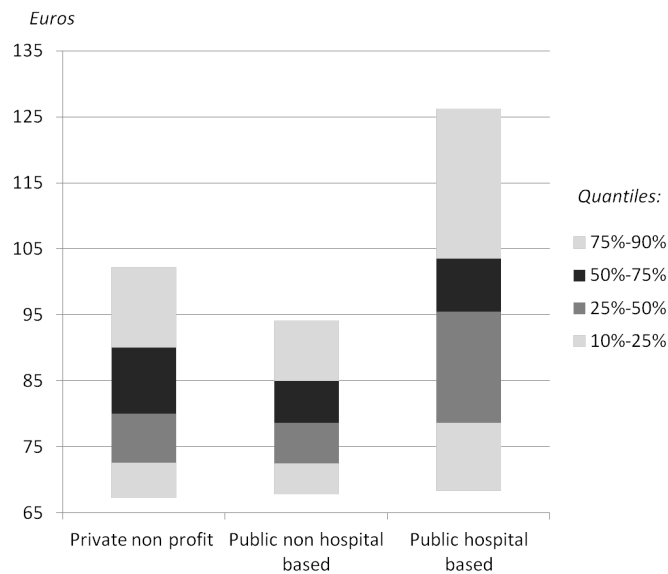
2. According to the EHPA 2007 survey (*DREES*), the part of civil servant nurses is on average 91.3% in *Pub.NHB* nursing homes and 93.6% in *Pub.HB* nursing homes (*Calculations B.Dormont and C.Martin*).

3. According to the EHPA 2007 survey (*DREES*), the part of nurses with temporary contracts is on average 7.2% in public nursing homes compared to 6.2% in *PNP* nursing homes (*Calculations B.Dormont and C.Martin*).

4. The notion of dependence and its measure are defined by a national scale, that allows to classify aged people in six resource utilization groups (*Groupes Iso-Ressources, GIR*), depending on different stages of loss of autonomy. The most dependent people are classified in *GIR 1*, then *GIR 2*, until the less dependent in *GIR 6*.

on the basis of costs. Obviously, such payment system does not provide any incentive for cost-containment in nursing homes.

This could probably explain a part of the per resident average cost variability among institutions (*figure 1*), in particular regarding on the institutional form. Average cost is higher and more variable for *Pub.HB* nursing homes. This daily cost is almost the same for the two first quartiles of *PNP* and *Pub.NHB* nursing homes, however, it is higher for the two last quartiles of *PNP* organizations.



Sample of 3,339 nursing homes in 2007

Source : EHPA 2007 survey (DREES) - Calculations B.Dormont and C.Martin

FIGURE 1.1 – Average daily cost per resident in nursing homes (in current euros)

To reduce this cost variability and to provide more incentives for cost-efficiency, a payment reform with a transition to a per case prospective payment system is planned. Nursing homes would be funded according to degrees of dependency and diseases of their residents.

But this kind of payment mechanism involves some usual risks - of a decline of quality and patient selection - which slowdown the implementation of the reform. There is an additional issue with this reform because the housing price is suggested to remain a cost-based one. Thus, what we expect is a transfer of expenses on this pricing category if nursing care and medical care fixed rates are not perfectly suitable, and this could generate some affordability problems. Yet, what residents and their families have to pay is already quite

high (2,200 euros per month on average according to the General Inspection of Social Affairs [81]). This could probably explain why aged people are entering increasingly later in nursing homes. They prefer to opt for solutions of formal or informal care as long as possible.

The aim of our study is to analyze the possible consequences of such a pricing reform, by examining cost differences and their causes between nursing homes with several empirical frontier methods. We sum up in table 1.1 the current pricing mechanism and the reform project for each of the pricing categories.

TABLE 1.1 – Summary : the current payment system and the reform project for regulated nursing homes

	Current payment system	Suggested reform	Who pays ?
Housing	Cost-based payment	Cost-based payment	Social Allowance <i>(if insufficient resources)</i>
Nursing care	Cost-based payment	Case-based prospective payment	Personal Independence Allowance <i>(depending on dependence degrees and nursing home prices)</i>
Medical care	Cost-based payment	Case-based prospective payment	National Health Insurance

1.2.3 Low quality of services

Staff ratios seem to be already low in France - 5.7 per 10 residents (Ratte and Imbaud, 2011 [125]) - compared to other European countries like Germany where the average staff ratio in nursing homes is 12 (Létard *et al.*, 2004 [99]). Recent books which recount experience of some French nursing homes employees describe adverse effects of staff shortage on quality of care, such as diaper wearing by non incontinent people, excessive use of sleeping pills or malnutrition : *"Staff ratios in nursing homes are well below those of hospitals. Of course people need fewer treatments, but we should be capable of ensuring a sufficient relational quality [...] In order to working today in a nursing home without suffering from depression, we need to belittle residents and treat them as if they were a piece of furniture"* (translated from Réjault, 2009) [127].

If efficiency gains can only be obtained with a cost-quality trade-off, the relevance of the pricing reform in France would be limited. Thus, the question is that of a possible reduction in costs unrelated to costs linked to quality of care.

What we propose in this chapter is to decompose staff resources between two parts : a part of quality and a part of inefficiency. To do this, we use an instrumental variables method, by projecting staff indicators on various quality variables (seniority of staff, length of life of residents). Looking for quality variables in this manner, while dealing with their endogenous issue, is an original contribution of our study. We prove that the estimation results obtained by incorporating quality variables untreated for endogeneity, like Farsi and Filippini (2004) [53], quite differ from those achieved by including instrumented quality variables.

1.3 Concerns for quality in the literature devoted to efficiency in nursing homes

Cost functions and inefficiencies in nursing homes have been studied for years. Thus, from the beginning of the 1980s, some cost factors are highlighted with ordinary least squares (OLS) methods (McKay 1988 [104], Dor 1989 [43]). However, the use of more specific efficiency analysis methods to study this sector is relatively recent. Filippini (1999) [57] et Farsi *et al.* (2005) [54] have studied efficiency of Swiss nursing homes in this way, with several parametric methods : panel data model fitted to efficiency analysis, stochastic and determinist frontier methods. To test the robustness of their results, some authors have also resorted to quantile regressions, in the manner of Knox *et al.* (2007) [90].

The aim of these studies is to identify the main cost factors of nursing homes so as to adjust the case-based payment mechanism in an appropriate way. Thus, many authors were interested in analyzing efficiency with regard to various structural variables like the geographical environment, the occupancy rate and the facility size. Few, however, have examined the effect of quality on costs and efficiency. This can probably be explained by the difficulty of finding some relevant quality proxies. Gertler et Waldman (1992) [66] found a method to overcome this problem : without quality variables, they succeed in estimating quality-adjusted cost functions by building a proxy defined by the proportion of private patients demand relative to Medicaid/Medicare patients demand. However, such a strategy is only feasible in a context where funding sources of residents can be different within the same nursing home, which is not possible in France. Some authors integrate quality as variables of health status of residents or of quality of care. Thus, Laine *et al.* (2005) [93] includes

the prevalence of pressure ulcers, of the use of restraints and of weekly use of depressants and hypnotics. Similarly, Weech-Maldonado (2006) [141] used variables of pressure ulcers worsening and mood decline. These authors noted that costs may be negatively correlated to the quality thus measured! The drawback of such studies is that, although controlling for case-mix of the residents, we are not sure that these health status variables clearly reflect the quality of care and not the unobservable characteristics of the residents. Farsi and Filippini (2004) [53] integrated as quality variables in their cost model nursing staff ratios and find a positive impact of quality on costs. Inclusion of such a variable presents nevertheless an econometric problem since there is probably an endogeneity issue the authors did not take into account ; indeed, it is likely that the budget, and therefore the costs of the nursing home, constrain the staff recruitment. Moreover, this variable undoubtedly captures a quality dimension, but may also characterize some technical inefficiency : integration as such in a cost function generates a significant underestimation of inefficiencies. Given these issues related to the inclusion of quality variables, most studies on the nursing home sector do not incorporate it (Chattopadhyay and Hefley, 1994 [28]). But in general terms, missing variables can also bias the results because nursing homes considered as the more inefficient ones would provide in fact a higher level of quality. This is all the more true for the long-term care sector in which quality of care varies according to staff availability for residents. And wages bill represent about 80% of operating costs in nursing homes. So, looking for efficiency incentives in this sector is a completely different issue than in the hospital one. We can suppose that each gain in "efficiency" would be due to staff cuts or skill mix changes and, so, to a quality reduction.

Some authors compared the impacts of ownership on nursing homes costs and efficiency. With a Texan nursing homes sample from 1999 to 2002, Knox *et al.* (2007) [90] observed that private non-profit institutions were less efficient relative to private for-profit nursing homes. Nevertheless, few empirical studies have compared efficiency of public and private non-profit nursing homes. According to Newhouse (1970) [110], resource allocation in private non-profit health organization is often not optimal because of too high quality of care. Conversely, theories of public economics allocate different objective functions depending on ownership : most of them assign to the public sector budget balance or size maximization objectives, but not profit maximization that would be specific to private for-profit sector. However, there is no clear cut prediction as concerns the performance of private non-profit organizations. Filippini (1999) [57] found a higher efficiency of private non-profit nursing

homes compared to public institutions. In France it could be the case also, not because of differences in objectives, but because the management of human resources is strongly constrained in the public sector by the rules of civil service : in particular, civil servants cannot be fired and their wages are set exogenously.

1.4 Methods

1.4.1 Specification

It is assumed that nursing homes are transforming some inputs (several staff categories L_i , $i=nurses, nursing\ auxiliaries\ and\ support\ staff$) into resident-days of permanent, temporary stays and day care (output Y). Quality of care (q) is included in the model as an output characteristic. We also made the assumption that several variables ($z = \sum_k z_k$)⁵ which characterize some cost specificities of the nursing home, as well as variables related on degrees of dependency of residents (G), may affect the production of resident-days. Thus, production technology of a nursing home may be written as follows : $F(Y, q, L_i, G, z, u) = 0$, with u a random technical inefficiency of production. Thanks to the dual properties of production functions, alternatively we can explain the production technology by the total cost function : $TC = C(Y, q, w_i, G, z, v)$, with w_i the average wage per staff category i for the nursing home and v a random cost. We prefer to use a cost function for this approach because its estimation requires as explanatory variables, not the quantities of inputs, but their prices, probably less endogenous.

We choose a *translog* function (Christensen *et al.*, 1973 [31]) which consists in approximating the cost function by a Taylor limited development at order 2. This functional form is more flexible than *Cobb-Douglas* or *Constant Elasticity of Substitution (CES)* forms. We add nevertheless to the original *translog* form some *ad hoc* variables to take into account the variety of the residents characteristics and environmental conditions. Our cost model is the following :

$$\begin{aligned} \ln\left(\frac{TC}{w_1}\right) &= \alpha_0 + \alpha_Y \ln(Y) + \sum_{i,i \neq 1} \alpha_{w_i} \ln\left(\frac{w_i}{w_1}\right) + \frac{1}{2} \alpha_{Y^2} (\ln Y)^2 + \sum_{i,i \neq 1} \frac{1}{2} \alpha_{w_i^2} \left(\ln \frac{w_i}{w_1}\right)^2 \\ &+ \sum_{i,i \neq 1} \alpha_{Y.w_i} (\ln Y) \left(\ln \frac{w_i}{w_1}\right) + \sum_{i,i \neq 1} \sum_{j,j \neq i} \alpha_{w_i.w_j} \left(\ln \frac{w_i}{w_1}\right) \left(\ln \frac{w_j}{w_1}\right) \\ &+ \alpha_G G + \sum_{k^1} \alpha_{z_{k^1}} z_{k^1} + \sum_{k^2} \alpha_{z_{k^2}} z_{k^2} + \sum_{k^2} \alpha_{Y.z_{k^2}} Y.z_{k^2} + \alpha_q q \end{aligned}$$

5. z_k can be divided into two categories : z_{k^1} is a vector of variables assumed to directly affect costs but not the relationship between output and costs, unlike z_{k^2} that can affect this relationship output-costs.

Standardization of costs and wages by the price of one of the factors of production guarantees the homogeneity of degree 1 of the total cost with respect to input prices.

1.4.2 Estimation

Stochastic frontier analysis. We conduct a first step stochastic frontier analysis with cross-sectional data. The chosen specification breaks down the error in two components : one corresponding to the inefficiency of the nursing home e (u_e), and the other to a statistical noise (v_e). Different parametric assumptions of u_e and v_e distributions allow to identify these two components.

$$\ln TC_e = \ln \widehat{TC}(X_e) + u_e + v_e$$

with $u_e \geq 0$, $\ln TC_e$ the dependent variable corresponding to the actual total cost of the facility e , $\widehat{TC}(X_e)$ the predicted cost and X_e a vector of explanatory variables for this nursing home e .

Then,

$$TC_e = \widehat{TC}(X_e) * \exp(v_e) * \exp(u_e)$$

$$et CE_e = \frac{TC_e}{\widehat{TC}(X_e) * \exp(v_e)} = \exp(u_e) \geq 1$$

with CE_e the cost-efficiency term for the nursing home e . If the nursing home is fully efficient, then $u_e=0$ and $CE_e = 1$. u_e and efficiency terms CE_e are estimated using the formulation suggested by Jondrow *et al.* (1982) [86].

This method of maximum likelihood estimation, suggested in 1977 by Aigner *et al.* [2] and Meeusen and Van den Broeck [106], requires strong assumptions about functional form of the cost model and distribution of the efficiency term. Thus the shape of the likelihood function, and therefore estimate results, will depend on the distribution of the efficiency term u_e (Newhouse, 1994 [111]). We opt for a distribution of the disturbance normal-truncated normal, with $v_e \sim iidN(0, \sigma_v^2)$, $u_e \sim iidN^+(\mu, \sigma_u^2)$ and $\mu = \delta m_e + \eta_e$ (m : explanatory environmental variables of inefficiency, and η : statistical noise). The δ -coefficients have to be estimated with variance parameters $\sigma^2 = \sigma_u^2 + \sigma_v^2$ and $\gamma = \sigma_u^2 / (\sigma_u^2 + \sigma_v^2)$. We use a one-step approach (Battese et Coelli, 1995 [10]) for which the inefficiency term is replaced in the cost-function by its explanatory variables. We could have used another approach found in the literature (Pitt and Lee 1981 [122], Vitaliano and Toren

1994 [139]), which consists of estimating first-stage stochastic frontier cost and inefficiency scores assuming they are independently and identically distributed, and then regressing these scores on various explanatory variables. The second step is just to contradict the assumption of independent inefficiency terms. A two-step approach can lead to inefficient estimates (Battese et Coelli, 1995 [10]) or biased estimates of inefficiency scores (Wang et Schmidt, 2002 [140]).

Given the constraints on the shape of the cost function and inefficiency term distribution that need to be made for this stochastic frontier estimation, it is important to examine the robustness of estimate results and inefficiency terms. So, we confront these results with those of estimation methods that do not use these strong assumptions about distribution of error term : quantile regressions and panel data estimates.

Quantile regression. We use a quantile regression method proposed by Koenker and Basset in 1978 [91]. Assuming that the k^{th} percentile represents efficient nursing homes, the quantile regression QR(k) allows an estimate of the cost frontier. This estimate is even closer to the true boundary since it is less sensitive to the presence of outliers relative to a method of maximum likelihood.

If this method allows to avoid any assumption about the distribution of the inefficiency term, it needs a choice of the percentile at which nursing homes will be considered as efficient. Like Liu *et al.* (2008) [97] that hold the 80th percentile to estimate their production frontier, we choose the 20th percentile to estimate the cost frontier. Residuals obtained from this estimate can then be understood as inefficiency scores.

Error component model. We then perform an analysis with panel data in order to get rid of the assumption on distribution of error term, but also now on non-correlation of inefficiency term with regressors (Schmidt and Sickles, 1984 [130]). This assumption of non-correlation is probably too strong for a cost function analysis, as various environmental factors can affect both costs and characteristics of patient base, nursing homes size, and so on. This is especially true for quality variables introduced (q), strongly linked to the amount of authorized expenses and, thus, to the extent of bargaining power of the institution with respect to public authorities. Under the assumption that these quality variables (q) are correlated with individual specific effect (u_e) and not with disturbance (v_{et}), i.e. they are correlated with time-constant unobserved heterogeneity, using a random effects model

with correlated individual effects allows to deal with this endogeneity. Since we only have two years of observations, it is not relevant to opt for a fixed effects estimation because individual specific effects would be not consistent. So we choose to run a random effects regression, which was adapted to the efficiency analysis by Schmidt and Sickles (1984) [130] :

$$\ln TC_{et} = \beta_0 + \beta_X \ln X_{et} + v_{et} + u_e$$

The error component model allows to distinguish two components from the error term : a statistical noise v_{et} and a random constant term u_e . We make the assumption that the inefficiency term u_e^* is also temporally constant and, thus, may be identified from u_e . The nursing home e for which u_e is minimum is considered to be fully efficient : $e, u_e^* = \min_e [u_e] = 0$.

This estimate of β by generalized least squares (GLS) leads to biased results (heterogeneity bias) if inefficiency terms are correlated with regressors. To overcome this difficulty, we use a model with correlated individual effects (model based on Mundlak's specification, 1978 [108]) adapted to the model of Schmidt and Sickles (1984) [130] by Farsi *et al.* (2005) [54]. Then, $u_e = \delta_{X_e} \overline{\ln X_e} + u'_e$ with $\overline{\ln X_e} = \frac{1}{T} \sum_t \ln X_{et}$. Thus, inefficiency terms u_e^* are obtained from u'_e .

We add for regression methods with cross-sectional data (stochastic frontier analysis and quantile regression) an instrumental variables estimation⁶ to address the endogeneity issue of quality variables.

The use of different estimation methods allows us to examine the robustness of estimate results and inefficiency scores. We do not expect to obtain identical terms of inefficiency, the absolute value of this term is difficult to interpret : *"the different efficiency scores should not [...] be interpreted as accurate point estimates of efficiency, but might more usually be interpreted as indicating general trends in efficiency"* (Jacobs, 2001 [84]). However, we study how the variability of these inefficiency terms is important and if institutional form and quality of care affect efficiency. These impacts are studied by parametric and nonparametric (Kruskal-Wallis) tests. By comparing these methods, we are trying to show the robustness of these effects.

6. The treatment of endogeneity is presented in appendix.

1.4.3 Variables

When we want to study efficiency of agents of a particular economic sector, it is essential to fully understand all its specificities in order to have a production function (or a cost function with dual properties) that best characterizes the production process. If the complexity of the production technology is not taken well into account in the formalization, then error terms and efficiency scores will be biased (Kumbhakar et Lovell, 2000 [92]).

We assumed above that a nursing home produces an output (Y), corresponding to the annual number of resident-days.

Production of this output generates a cost (TC), which is treated as the total annual cost of the institution. This cost is a long-term cost, including both variable costs and also fixed costs of the nursing home (investment expenses).

Wages (w_i) are average annual gross wages of nursing home staff performing a function i , for the three main staff categories of nursing homes : nurses (w_N), nursing auxiliaries (w_{NA}) and support staff who are low skilled staff and do not provide any care service (w_{SS}). To guarantee the homogeneity condition in wages, we divide total cost, nursing auxiliary and support staff wages by nurse wage.

Since we estimate a long-term cost function, we have no capital variable in our model. We need, however, a capital cost variable, but it is difficult to find a relevant one. Thus, we prefer to integrate several variables related to the building cost, such as :

-*Build.age* : the number of years since the construction of the building or, where appropriate, its last renovation ;

-*Build.own* : a categorical variable providing information on ownership structure : is the manager owner ? tenant of a public, a private non-profit or a private for-profit building ? or does he benefit from moderate rent habitations ? ⁷

-*URB* : the urbanization level of the town (or city) location of the nursing home ⁸ : rural areas, urban areas, or Paris (or cities near Paris).

A variable set of residents characteristics is also inserted into the model. It includes proportions of residents in each *GIR* group (*propGIR1* to *propGIR6*) and a binary variable indicating whether the nursing home receives patients with Alzheimer or related diseases (*ALZ*). Before admission of a resident, a physician (or a nurse) of the nursing home gives

7. In French : *Habitations à loyers modérés (HLM)*.

8. We use a classification carried out by the French National Institute for Statistics and Economics Studies (*INSEE*).

an opinion about this entry after a medical examination. Since it seems overall to be a shortage of beds in long-term care market, it is common that entry be denied to patients with Alzheimer's because of the extra help they often need. This variable may have different effects on costs depending on the size of the nursing home. Thus, we add an interaction term with the output variable ($Y.ALZ$).

In addition, we take into account various characteristics of environment of nursing homes that may have some impacts on costs : a binary variable ($MedOption$) and its interaction term with the output variable ($Y.MedOption$) that inform about the choice of option related to the medical care price⁹ by the nursing home, and another binary variable ($DRUG$) that indicates whether or not the nursing home has a pharmacy for its own use. Regarding the medical care option, we expect a positive effect of the *global* option on costs since additional costs are funded by the nursing home. The presence of a drugstore has also an expected positive impact on costs since it generates additional fixed costs (cost structure, wages of pharmacists). Its implementation may certainly lead to better drug management and reduce associated costs, but drugs are directly paid by residents and therefore have no effects on the nursing home costs. Finally, we control for a variable of age of the facility ($ActivityLength$), i.e. the number of years since it opened : a former opening may have a negative effect on costs because financial loans and investments could be achieved and maybe because of some *learning by doing* of staff.

Quality variables. Assuming that quality has a positive impact on costs, a simple way to reduce costs is to lower the quality level. We consider that the regulator includes quality of services in the desirable outputs. Therefore, to avoid providing incentives towards a deterioration of quality, one has to evaluate efficiency for a given level of quality. However, it is not easy to build relevant indicators of service quality. Quality of care in nursing home is difficult to observe. There is no exhaustive measurement of the health status of residents in France, nor even national evaluation from the residents of the quality of their care, similar to the Resident Assessment Instrument (RAI) in the United States. We therefore cannot use variables related to quality *outcomes*, but rather *structural* variables (Donabedian, 1966 [41]). A proxy of quality can be given by the staff/resident ratio. A study conducted in

9. Nursing homes have to choose between the *partial* and the *global* options for the medical care section. The reimbursed health benefit basket is larger for nursing homes that have chosen the *global* option because it includes GPs fees, radiographies and biological examinations. When the nursing home opts for the *partial* option, these expenses are paid by the residents who are then reimbursed by their own health insurance fund.

2009 by the French Hospital Federation and the National Union of Gerontology pointed out differences in quality of care that can be generated by different levels of the staff/resident ratio¹⁰. Moreover, a recent survey carried out among 1,802 residents in nursing homes in 2007 has shown that a major source of dissatisfaction is the lack of staff (Directorate for Research, Studies, Assessment and Statistics of Ministry of Health, 2011) [49]. Our indicator takes into account differences in needs : it is defined as the ratio of actual staff (N) to theoretical optimal staff (N^*), the latter being defined by a norm established for the formal home care sector. According to this norm, the quantity of full-time equivalent (FTE) staff needed daily for an elderly person is 1 for a *GIR 1* person, 0.84 for a *GIR 2* person, 0.66 for a *GIR 3*, 0.42 for a *GIR 4*, 0.25 for a *GIR 5* and 0.07 for a *GIR 6* person. Our first indicator, named the *staff/resident ratio gap*, is defined by N/N^* , where the actual staff (N) includes all non-administrative staff^{11 12}. Our second and third quality indicators, *%HighSkill* and *%MediumSkill*, are based on the idea that the skill level of employees might affect the quality of care. This have been empirically observed by Cohen and Spector (1996) [34]. Given financial difficulties, some nursing homes seem to substitute registered nurses with nursing assistants, and these ones with support staff. Some nursing homes employees have then described the adverse consequences that these substitutions may have on residents : lack of information about medical hygiene conditions, lack of prevention, no treatment of bedsores (Réjault 2009 [127], Escribano 2007 [51]). Thus, we integrate in our cost model a ratio of high skilled (doctors and nurses) on total staff (*high skilled staff ratio*) and a ratio of medium skilled staff (nursing assistants) on total staff except nurses and medical team (*medium skilled staff ratio*). We add two other quality variables related to the comfort of the housing : the proportion of rooms with only one bed (*%1BedRoom*) and the area per resident (*Area*).

To check whether these indicators are effectively connected to quality, we have examined their correlation with outcomes regarding residents' health. Information about incontinence, depression and falls has been recorded for 5,646 residents of our EHPA 2007 sample of nursing homes¹³. A categorical variable measures the degree of incontinence (coded 0

10. *Source* : Sécurité et qualité dans le secteur personnes âgées : produire des indicateurs de qualité associés à des indicateurs de résultats, Fédération Hospitalière de France - Syndicat National de la Gérontologie, 2009.

11. We add FTE corresponding to hours of outsourcing, interim and liberal staff.

12. We do not include replacement staff, so as to not assimilate high quality with high level of absenteeism.

13. We cannot use directly this information in our stochastic frontier specification because it is not available for a representative sample of residents in each observed nursing home.

to 3, 0 being a non incontinent resident, 3 corresponding to a high incontinence level), an ordered categorical variable reflects the depressed state of the resident (also coded 0 to 3), and a binary variable indicates whether the resident experienced at least one fall during the year. We have performed two ordered *probit* regressions and one binomial *probit* regression to examine the link between our quality indicators and adverse outcomes¹⁴. We add another *tobit* regression, at the level of the facility, of the proportion of the elderly who died at least one year after their institutionalization (*%1year+Death*)^{15 16} : the underlying idea is that when the residents do not feel well in the facility, the deterioration of their mental state may lead them to die quickly. One can also assume that when the quality of care is not good, it may cause a direct deterioration of the health status of the residents. Results are given in table 1.2. An increase in the staff/resident ratio gap has a positive impact on health outcomes (negative correlation with incontinence, depression and falls). As concerns the proportion of skilled staff, it has an influence on one adverse outcome only : the risk of incontinence. It seems also to have a positive impact on the part of residents who did not die during the year after their institutionalization. These results allow us to consider that our indicators are relevant proxies of care quality.

Table 1.3 displays descriptive statistics of quality variables by institutional forms, and especially the proportions of nursing homes for several levels of N/N^* . The lack of staff appears to be more frequent in private non-profit nursing homes : more than half of them have a staff/resident ratio gap below 0.8! Above all, the quality level seems to be very low : all ownership together, almost 70% of nursing homes have a staff/resident ratio gap below 0.95. This result is in accordance with experiences reported in section 1.2.3 and with the common view that staff shortage contributes to jeopardize quality of services in French nursing homes. The skill level indicators give somewhat different information : the staff appears to be more skilled in private non-profit nursing homes in comparison with public nursing homes, when they are not linked with an hospital. About the infrastructure, private institutions have on average more rooms with a single bed and the space per resident is

14. Control variables included in these ordered *probit* regressions are : age and *GIR* group of the resident, two binary variables indicating if the resident is moving and if he complains of pain, number of beds, proportion of beneficiaries of the social allowance, presence of end-of-life rooms and proportion of residents with Alzheimer disease.

15. To measure the proportion of the elderly who died during the year, we use the ratio of residents died in 2007 and arrived less than one year ago before their death on the total number of deaths in the nursing home in 2007. The variable *%1year+Death* is equal to 1 minus this ratio.

16. Control variables included in this *tobit* regression are : average age and proportions of *GIR* group of the residents, number of beds, proportion of beneficiaries of the social allowance, presence of end-of-life rooms and proportion of residents with Alzheimer disease.

TABLE 1.2 – *Probit* regressions of health status variables of residents and *tobit* regression of %1year+Death on quality variables

	Incontinence level	Depressed state	Falls	%1year+Death
N/N* : <0.8	<i>ref</i>	<i>ref</i>	<i>ref</i>	<i>ref</i>
N/N* : 0.8 ≤ x < 0.95	<i>ns</i>	0.088*	<i>ns</i>	0.086 [†]
N/N* : 0.95 ≤ x < 1.05	-0.247**	<i>ns</i>	-0.108 [†]	<i>ns</i>
N/N* : ≥ 1.05	<i>ns</i>	-0.165**	<i>ns</i>	0.143**
%HighSkill	<i>ns</i>	<i>ns</i>	<i>ns</i>	1.345**
%MediumSkill	-0.522**	<i>ns</i>	<i>ns</i>	0.464**
%HighSkill*%MediumSkill	2.461**	<i>ns</i>	<i>ns</i>	-3.342**
%MediumSkill*N/N* : ≥ 1.05	-	-	-	-0.501**
%1BedRoom	-	<i>ns</i>	0.603**	0.0006 [†]
Area	-	<i>ns</i>	<i>ns</i>	<i>ns</i>

Significance levels : † : 10% * : 5% ** : 1% *ns* : non significant

Sample of 5,646 residents and sample of 1,927 nursing homes in 2007

Source : EHPA 2007 survey (DREES) - Calculations B.Dormont and C.Martin

there more important than in public non-hospital based nursing homes.

TABLE 1.3 – Descriptive statistics of quality variables

Variable	PNP	Pub.NHB	Pub.HB	Total
	N (%)	N (%)	N (%)	N (%)
N/N* < 0.8	214 (52%)	98 (17%)	3 (18%)	315 (32%)
N/N* : [0.8 ; 0.95[136 (33%)	225 (40%)	6 (35%)	367 (37%)
N/N* : [0.95 ; 1.05[35 (8%)	128 (22%)	2 (12%)	165 (16%)
N/N* ≥ 1.05	27 (7%)	117 (21%)	6 (35%)	150 (15%)
	Av. (σ)	Av. (σ)	Av. (σ)	Av. (σ)
%HighSkill	10.7% (3.9%)	9.9% (2.9%)	14.7% (4.5%)	10.4% (3.5%)
%MediumSkill	36.3% (9.5%)	34.6% (8.7%)	43.8% (10.3%)	35.5% (9.2%)
%1BedRoom	92.2% (12.7)	84.7% (16.2)	75.2% (13.3)	87.6% (15.3)
Area (sq.m.)	49.8 (16.0)	45.2 (14.8)	52.1 (25.3)	47.2 (15.7)
Total of nursing homes	412	568	17	997

Sample of 997 nursing homes in 2007

Source : EHPA 2007 survey (DREES) - Calculations B.Dormont and C.Martin

Our quality indicators are likely not to be exogenous. Indeed, the general low quality level is likely to derive from financial constraints associated to the budget level. At the time of the negotiation (*time t=1*) between a nursing home e and public authorities, day rates (i.e. its budget $B_{t=1}^e$) are actually setting in regard to previous prices (its budget $B_{t=0}^e$) and a rate τ^e that can be characterized as the bargaining power of the institution. Thus the

budget of the nursing home e would be partly reconducted : $B_{t=1}^e = B_{t=0}^e * (\tau^e + 1)$. This budget B^e may be higher or lower than the optimal one B^{*e} . One can know the optimal budget of a nursing home e that would allow it to take care of residents in a satisfactory manner without allowing private income. This is mainly based on its specific staff needs N^* and wages prevailing in its labor market :

$$B^{*e} = B(N^{*e}, \sum_i w_i^e)$$

If $B^e \geq B^{*e}$, we can assume that staff recruitment N^e is not bound by its budget B^e ; the payment system would be strictly speaking a retrospective day rate whereby all costs would be reimbursed.

However, if $B^e < B^{*e}$, staff recruitment would be constrained. Let $\tilde{N}^e = f(N^{*e}, \sum_i w_i^e)$ be the notional demand for labor :

$$\tilde{N}^e \geq N^e = \frac{B^e - other\ expenses}{w^e}$$

It might then be a simultaneity bias between N/N^* and B^e when N/N^* is less than 1. To address this endogeneity problem of staff ratio and skill mix variables¹⁷, we use a method of instrumental variables¹⁸. We then compare, for each methods, results of three regressions : estimation without quality variables, with non instrumented quality variables, and with instrumented quality variables $\widehat{N/N^*}$, $\widehat{\%HighSkill}$ and $\widehat{\%MediumSkill}$. We use as instruments the part of the elderly who died at least one year after their institutionalization ($\%1year + Death$) and the seniority of nurses and nursing assistants with open ended contracts or those who are civil servants ($SeniorN$ and $SeniorNA$). We add some interaction variables as instruments : these seniority variables multiplied by the age of the nursing home ($ActivityLength$) and by a dummy variable of location within Paris area ($URB : Paris$). By doing this, we assume that lower quality of care and burnout of staff, due to low staff ratios and/or low qualifications, would generate a significant turnover (Spilsbury *et al.*, 2011 [134]).

Explanatory variables of inefficiency scores. One difficulty in estimating frontiers is knowing which variables to include as regressors of cost and which ones to keep as explanatory variables of inefficiency (Vitaliano and Toren, 1994 [139]). Since the inefficiency

17. Since the infrastructure costs are fixed rather than variable, we assume there are less subject to endogeneity problems. Moreover we have no relevant instruments for these variables, so we consider them exogenous to the model.

18. The treatment of endogeneity is presented in appendix.

term follows a truncated normal distribution, even when one opts for a one stage procedure (Battese and Coelli, 1995 [10]), the choice to integrate a variable as an explanatory element of cost or inefficiency will modify the likelihood function form and thus the estimate results. The ownership variable *OWN* is strongly involved in this issue. In this study, we try to highlight any differences in cost-efficiency of nursing homes depending on their institutional form (*PNP*, *Pub.NHB* and *Pub.HB*). For this reason, we choose to include the institutional form as regressor of inefficiency and not cost. We must be careful in analyzing efficiency scores, since ownership may also have a direct effect on costs, either on fixed costs related to building or on labor costs. However, by controlling for average gross wages of each nursing home and for the type of ownership of the building, we partially reduce this direct impact of the institutional form on costs. We add as regressors of inefficiency the proportion of beneficiaries of social allowance in the nursing home (*Benef*), the logarithm of GDP per capita (*GDP*) and a ratio of the part of expenditure for elderly on the part of people over 75 years (*ElderlyExp*) at the *département* level¹⁹. These three variables have *a priori* no effect on costs, but may have an impact on the greater or lesser financial generosity of local public authorities.

1.5 Data

We use a French national sample of 997 nursing homes in 2007 for regressions with cross-sectional data. This sample represents 29.3% of the total number of public and private non-profit nursing homes in France. We have administrative data on wages from the French National Institute for Statistics and Economic Studies (*INSEE*, DADS 2008 data). Nursing homes provide annual information on each of their employees (gross wage, FTE, age, type of contract, type of collective agreement). From this, we can calculate an average gross wage per staff category and per nursing home, which is a great advantage for such an analysis. We get information on local public expenditure from the Aide sociale 2005 survey (*DREES*, Directorate for Research, Studies, Assessment and Statistics of Ministry of Health), and on GDP per capita in 2005 from a database of INSEE. Finally, we have information on other variables in the comprehensive four-year survey EHPA 2007 (*DREES*). We do not have data on costs of nursing homes. However, we know that pricing is retrospective for two reasons : prices are set based on the *ex post* observation of costs

19. Although expenditure "for the elderly" are for those over 60 years, we choose to use the share of people over 75 years because more than 85% of these expenditure are devoted to them (Borderies and Trespeux, 2011[15]).

and nursing homes cannot make a profit since any outcome would be taken into account for the subsequent annual budgets. We can therefore assume that total annual cost of the institution is the product of the daily rate by the annual number of resident-days. Thus, we multiply resident-days from permanent stays with the day rate for this category of stay, and the ones of temporary stays and day care with their respective prices. Information on day rates for these alternative stays is provided by the MAUVE 2010 survey (*DREES, CNSA, DGCS*).

We report the descriptive statistics for each variable included in the model and for each ownership category in the table 1.4. We notice that the daily cost per resident is higher for public hospital based nursing homes than private ones, and these latter are also more costly than public non-hospital based ones. We try to highlight some factors explaining these differences in costs, but these three categories seem to be very close. Nevertheless, we observe a relatively higher activity for public nursing homes, mainly for the public hospital based ones. Dependency levels of residents are almost identical, but private non-profit nursing homes are less likely to refuse Alzheimer patients. Public institutions are more likely to own building or, if such is not the case, are then often in public rental. As for labor costs, if net wages of staff working in public nursing homes are on average higher than in the private sector²⁰, annual gross wages appear to be relatively higher for private non-profit nursing homes (for nurses and support staff). This is due to exemptions from some of the labor costs afforded to public institutions.

For our panel data model, we use another sample of 797 nursing homes, for which we have data for the years 2003 and 2007. We insert the same variables as for cross-sectional analysis, except *Build.age*, *Build.own*, *MedOption*, *%1BedRoom* and *Area*, for whom we have no information in 2003. We have also no indication of seniority staff, so we cannot use any estimation method by instrumental variables. Observations in 2003 are given by the EHPA 2003 comprehensive survey (*DREES*). We have no information about day rates for temporary stays and day care, therefore as dependent variable we use the number of resident-days from permanent stays only. Concerning labor costs, we use wages

20. For the same sample, the average annual net wage of a nursing auxiliary in *PNP* nursing homes is 18,120 euros, compared to 20,695 euros in *Pub.NHB* nursing homes and 21,441 euros in *Pub.HB* nursing homes. The average annual net wages of a nurse are respectively 25,002 euros, 26,368 euros and 27,193 euros in *PNP*, *Pub.NHB* and *Pub.HB* nursing homes (*Source* : DADS 2008 (*INSEE*) - *Calculations B.Dormont and C.Martin*).

administrative data of 2005 (DADS 2005, *INSEE*); we have only 1/12th of the sample data for this year 2005, so in order to keep a satisfactory number of observations, we infer average gross wages per nursing home by estimating wage for each employee based on its activity, age, type of contract, collective agreement and location of the institution. We do the same for 2007 so as to lose as few observations as possible.

We present descriptive statistics for this new sample for 2003 and 2007 in table 1.5. Daily costs per resident increased by about 15% between 2003 and 2007, but this rise is less important for public nursing homes. This increase does not seem to result of wage developments, at least for the private sector in which wages decreased between 2003 and 2007 (in constant euros). The cost rise is probably partly due to the increased level of dependency of residents and to the more frequent care of Alzheimer residents. This confirms the idea that aged people enter later in nursing homes. We also note an increase in the staff/resident ratio gap (closer to 1) and a relative rise of skilled staff between 2003 and 2007.

TABLE 1.4 – Descriptive statistics (for cross-sectional estimations)

Variables	<i>PNP</i>	<i>Pub.NHB</i>	<i>Pub.HB</i>	Total
	Average (σ^2)	Average (σ^2)	Average (σ^2)	Average (σ^2)
TC (<i>in current euros</i>)	2,308,8 (1,561,2)	2,325,1 (1,208,7)	3,849,0 (2,098,2)	2,344,4 (1,395,5)
Y	27,433 (13,786)	29,028 (13,119)	41,159 (23,111)	28,575 (13,724)
TC/Y (<i>in current euros</i>)	82.8 (15.0)	79.6 (10.7)	92.9 (18.6)	81.1 (13.0)
w _{NA} (<i>in current euros</i>)	23,889 (1,821)	24,341 (1,361)	24,708 (742)	24,160 (1577)
w _N (<i>in current euros</i>)	33,135 (3,467)	31,246 (3,292)	31,919 (3,267)	32,038 (3,486)
w _{SS} (<i>in current euros</i>)	20,952 (1,602)	20,263 (824)	20,527 (758)	20,552 (1,252)
propGIR1	0.170 (0.094)	0.170 (0.085)	0.144 (0.099)	0.173 (0.089)
propGIR2	0.305 (0.097)	0.307 (0.082)	0.303 (0.100)	0.306 (0.089)
propGIR3	0.137 (0.064)	0.146 (0.062)	0.162 (0.054)	0.143 (0.063)
propGIR4	0.202 (0.082)	0.216 (0.082)	0.204 (0.093)	0.210 (0.082)
propGIR5	0.089 (0.064)	0.093 (0.059)	0.084 (0.053)	0.091 (0.061)
propGIR6	0.088 (0.089)	0.068 (0.067)	0.103 (0.127)	0.077 (0.079)
ActivityLength	43.4 (33.9)	59.9 (37.2)	55.6 (42.5)	53.0 (36.8)
Build.age	15.5 (14.6)	17.9 (18.9)	15.4 (8.99)	16.9 (17.2)
SeniorN	4.54 (3.62)	6.80 (4.36)	9.46 (5.33)	5.91 (4.26)
SeniorNA	6.94 (3.89)	9.98 (3.98)	12.5 (5.29)	8.77 (4.26)
%1year+Death	0.772 (0.147)	0.746 (0.129)	0.716 (0.104)	0.756 (0.137)
Benef	0.321 (0.302)	0.326 (0.279)	0.370 (0.274)	0.325 (0.289)
GDP	24,989 (8,462)	23,683 (4,924)	23,688 (2,446)	24,223 (6,623)
ElderlyExp	1.96 (0.273)	1.91 (0.260)	1.87 (0.189)	1.93 (0.266)
Non Included Variables :				
Number of residents	75.9 (37.8)	80.2 (36.3)	115 (64.6)	79.0 (37.9)
Number of beds	78.6 (39.3)	82.9 (38.3)	119 (69.7)	81.7 (39.7)
Occupancy rate	0.978 (0.039)	0.98 (0.045)	0.990 (0.024)	0.980 (0.042)
Length of stay	3.72 (1.18)	3.92 (0.929)	3.88 (0.994)	3.84 (1.050)
Total staff ratio	0.555 (0.107)	0.639 (0.101)	0.630 (0.199)	0.664 (0.113)
Ratio nurse/staff	0.086 (0.032)	0.083 (0.025)	0.177 (0.046)	0.085 (0.030)
Ratio nursing aux./staff	0.284 (0.075)	0.286 (0.069)	0.348 (0.082)	0.296 (0.072)
Ratio support staff/staff	0.281 (0.173)	0.372 (0.106)	0.317 (0.110)	0.334 (0.145)
	N (%)	N (%)	N (%)	N (%)
Build.own=owner	197 (47.8%)	356 (62.7%)	15 (88.2%)	568 (57.0%)
Build.own=Pub.rental	41 (9.9%)	189 (33.2%)	1 (5.9%)	231 (23.2%)
Build.own=HLM.rental	69 (16.7%)	22 (3.9%)	1 (5.9%)	92 (9.2%)
Build.own=PNP.rental	59 (14.3%)	1 (0.2%)	0 (0%)	60 (6.0%)
Build.own=PFP.rental	46 (11.2%)	0 (0%)	0 (0%)	46 (4.6%)
URB=rural	106 (25.7%)	323 (56.9%)	10 (58.8%)	439 (44.0%)
URB=urban	283 (68.7%)	232 (40.9%)	7 (41.2%)	522 (52.4%)
URB=Paris	23 (5.6%)	13 (2.2%)	0 (0%)	36 (3.6%)
DRUG=0	382 (92.7%)	520 (91.5%)	4 (13.5%)	906 (90.9%)
DRUG=1	30 (7.3%)	48 (8.5%)	13 (6.5%)	91 (9.1%)
MedOption=0	319 (77.4%)	392 (69.0%)	6 (35.3%)	717 (71.9%)
MedOption=1	93 (22.6%)	176 (31.0%)	11 (64.7%)	280 (28.1%)
ALZ=0	181 (43.9%)	324 (57.0%)	10 (58.8%)	515 (51.6%)
ALZ=1	231 (56.1%)	244 (43.0%)	7 (41.2%)	482 (48.4%)
N	412	568	17	997

Sample of 997 nursing homes in 2007

Source : EHPA 2007 survey (DREES) - Calculations B.Dormont and C.Martin

TABLE 1.5 – Descriptive statistics (for panel data estimations)

Variables	Year	<i>PNP</i>	<i>Pub.NHB</i>	<i>Pub.HB</i>	Total
		Average (σ^2)	Average (σ^2)	Average (σ^2)	Average (σ^2)
TC*	2003	2,041,7 (1,100,8)	2,088,6 (1,414,4)	2,854,5 (1,804,1)	2,298,4 (1,519,4)
	2007	2,501,3 (1,461,1)	2,395,5 (1,465,6)	3,631,6 (2,232,1)	2,770,5 (1,800,5)
Y (permanent stays)	2003	28,130 (13,772)	28,780 (14,914)	36,028 (19,259)	30,721 (16,393)
	2007	29,643 (15,510)	29,344 (14,617)	39,534 (22,252)	32,311 (17,879)
<i>TC/Y*</i>	2003	72.4 (13.3)	71.1 (11.9)	77.6 (14.2)	73.3 (13.2)
	2007	84.0 (14.1)	80.2 (11.3)	92.5 (24.7)	84.5 (17.5)
w_{NA} *	2003	24,714 (1,019)	20,596 (819)	20,847 (618)	21,567 (1,857)
	2007	24,429 (1,161)	23,215 (1,297)	23,587 (1,290)	23,584 (1,351)
w_N *	2003	34,639 (1,090)	30,383 (1,143)	30,398 (840)	31,316 (2,048)
	2007	33,280 (1,162)	31,848 (1,828)	32,172 (1,500)	32,251 (1,705)
w_{SS} *	2003	22,542 (1,153)	18,585 (695)	18,618 (639)	19,458 (1,818)
	2007	21,376 (1,368)	19,895 (1,276)	20,031 (1,318)	20,255 (1,435)
propGIR1	2003	0.166 (0.088)	0.151 (0.080)	0.107 (0.094)	0.142 (0.089)
	2007	0.194 (0.095)	0.172 (0.084)	0.142 (0.109)	0.168 (0.096)
propGIR2	2003	0.294 (0.107)	0.284 (0.086)	0.248 (0.104)	0.276 (0.098)
	2007	0.317 (0.100)	0.302 (0.076)	0.282 (0.104)	0.299 (0.091)
propGIR3	2003	0.132 (0.061)	0.147 (0.067)	0.158 (0.069)	0.147 (0.067)
	2007	0.135 (0.054)	0.149 (0.062)	0.168 (0.073)	0.151 (0.065)
propGIR4	2003	0.206 (0.094)	0.212 (0.093)	0.238 (0.102)	0.218 (0.102)
	2007	0.205 (0.082)	0.217 (0.083)	0.227 (0.096)	0.217 (0.077)
propGIR5	2003	0.099 (0.067)	0.113 (0.070)	0.132 (0.193)	0.116 (0.077)
	2007	0.082 (0.054)	0.095 (0.058)	0.102 (0.082)	0.094 (0.065)
propGIR6	2003	0.102 (0.108)	0.092 (0.082)	0.116 (0.108)	0.101 (0.097)
	2007	0.067 (0.077)	0.065 (0.064)	0.080 (0.083)	0.070 (0.073)
ActivityLength	2003	48.2 (38.1)	54.6 (38.3)	49.5 (37.7)	51.8 (38.2)
	2007	52.3 (38.2)	58.4 (38.3)	53.8 (37.8)	55.8 (38.2)
%HighSkill	2003	0.099 (0.049)	0.090 (0.032)	0.140 (0.056)	0.106 (0.049)
	2007	0.114 (0.043)	0.102 (0.032)	0.145 (0.046)	0.117 (0.043)
%MediumSkill	2003	0.314 (0.110)	0.307 (0.092)	0.426 (0.125)	0.343 (0.119)
	2007	0.377 (0.090)	0.356 (0.085)	0.467 (0.120)	0.392 (0.108)
Benef	2003	0.251 (0.263)	0.249 (0.192)	0.322 (0.231)	0.270 (0.222)
	2007	0.330 (0.302)	0.345 (0.290)	0.422 (0.298)	0.363 (0.297)
GDP	2003, 2007	23,551 (3,266)	23,507 (4,563)	23,138 (4,490)	23,411 (4,290)
ElderlyExp	2003, 2007	1.92 (0.263)	1.88 (0.272)	1.91 (0.246)	1.90 (0.264)
		N (%)	N (%)	N (%)	N (%)
URB=rural	2003, 2007	54 (31.2%)	234 (58.9%)	168 (47.6%)	396 (49.7%)
URB=urban	2003, 2007	113 (65.3%)	154 (38.8%)	117 (51.5%)	384 (48.2%)
URB=Paris	2003, 2007	6 (3.5%)	9 (2.3%)	2 (0.9%)	17 (2.1%)
DRUG=0	2003	156 (89.7%)	342 (86.8%)	19 (8.3%)	517 (64.9%)
	2007	156 (90.2%)	356 (89.7%)	25 (11%)	537 (67.4%)
DRUG=1	2003	18 (10.3%)	52 (13.2%)	210 (91.7%)	280 (35.1%)
	2007	17 (9.8%)	41 (10.3%)	202 (89%)	260 (32.6%)
ALZ=0	2003	167 (96%)	364 (92.4%)	227 (99.1%)	758 (95.1%)
	2007	72 (41.6%)	210 (52.9%)	105 (46.3%)	387 (48.6%)
ALZ=1	2003	7 (4%)	30 (7.6%)	2 (0.9%)	39 (4.9%)
	2007	101 (58.4%)	187 (47.1%)	122 (53.7%)	410 (51.4%)
N/N* < 0.8	2003	112 (64.4%)	151 (38.3%)	86 (37.5%)	349 (43.8%)
	2007	91 (52.6%)	76 (19.1%)	67 (29.5%)	234 (29.4%)
N/N* : [0.8;0.95[2003	46 (26.4%)	132 (33.5%)	62 (27.1%)	240 (30.1%)
	2007	58 (33.6%)	135 (34%)	71 (31.3%)	264 (33.1%)
N/N* : [0.95;1.05[2003	6 (3.5%)	67 (17%)	29 (12.7%)	102 (12.8%)
	2007	12 (6.9%)	106 (26.7%)	36 (15.9%)	154 (19.3%)
N/N* ≥ 1.05	2003	10 (5.7%)	44 (11.2%)	52 (22.7%)	106 (13.3%)
	2007	12 (6.9%)	80 (20.2%)	53 (23.3%)	145 (18.2%)
N	2003	174	394	229	797
	2007	173	397	227	797

*In constant euros relative to 2007

Sample of 797 nursing homes in 2003 and 2007

Source : EHPA 2003 and EHPA 2007 (DREES) - Calculations B.Dormont and C.Martin

1.6 Results

Specification tests. From the stochastic frontier estimation (*estimate (1)*), we test the hypothesis $H_0 : \sigma_u^2 = 0$ against $H_1 : \sigma_u^2 > 0$ with a likelihood ratio test. We obtain a ratio of $LR = 3.64$ with a p-value of 0.028. The null hypothesis is rejected, thus, the use of a stochastic frontier analysis seems relevant. In the same idea, from residuals obtained by an estimation with a truncated normal distribution of error terms, a test of skewness allows us to study the significance of the inefficiency term u . Coelli (1995) [32] has shown that the presence of an efficiency term negatively distorts residuals obtained by OLS regression. A p-value of 0.058 is obtained by a test of residuals normality (z-test) ($z=1.575$); thus, we reject the normality assumption, which confirms the statistical significance of inefficiency terms in our model.

Estimates. The *translog* model is estimated by various methods : stochastic frontier analysis (SFA), quantile regression (QR) and panel data estimation with random effects (RE) and correlated random effects (CRE). Results are displayed in tables 1.6 and 1.7. We specify for each of these estimates if quality variables (q) have been included, and if so if endogeneity was corrected by instrumental variable method (\hat{q})²¹. Given endogeneity bias that can be generated by incorporating not instrumented quality variables, we are interested more particularly in the estimation results (1), (3), (4) and (6), and panel data estimates (7), (9) and (10).

Results are fairly close except for coefficients associated with output (Y) and factor prices ($w_{NA/N}$ and $w_{SS/N}$). Since we used a *translog* cost model, first-order coefficients associated with these variables can be interpreted as cost elasticities. Depending on the model, the output has a significant positive effect in first or second order. An increase in wages leads to increased costs but this effect is decreasing for nursing auxiliaries wage (with cross-sectional estimates).

Concerning the degree of dependency of residents, the greater proportions of GIR 3 to 6 are, the lower costs are. However, proportion of people in *GIR 1* respect to proportion of people in *GIR 2* does not seem to have an effect on costs²². Care of Alzheimer patients

21. Standard errors associated with regressions performed after treatment of endogeneity (\hat{q}) have been estimated by a bootstrap method.

22. For each institution, rates are identical for residents of *GIR 1* and *GIR 2*, so as for *GIR 3* and *GIR 4*, and between *GIR 5* and *GIR 6*. Thus, when the physician (or the nurse) of the nursing home determines

would have, other things being equal, no or negative effect on costs²³, but smaller when Y increases. About capital costs, be renting a *HLM* or a private building is more costly, as well as being located in or near Paris. A recent construction or renovation is generating costs since the age of the building has a significant negative effect. In the same way, the age of the nursing home seems to be negatively correlated with costs. Of course having its own pharmacy also increases costs. Concerning the choice of the *global* option of medical care price, one could have expected it to have a positive impact on costs since the reimbursed health benefit basket is larger than with the *partial* option. The effect of this variable is not significant, however. Institutions which have opted for *global* option would spend *a priori* less than nursing homes with *partial* option.

Quality variables have the expected effect on nursing homes expenditure : a higher skilled staff and a higher staff/resident ratio gap have a significant positive impact on costs. For instance, move from the category $N/N^* < 0.8$ to $0.8 \leq N/N^* < 0.95$ would result in higher costs of 6.5% as estimated by stochastic frontier analysis and by quantile regression. Thus, not taking quality into account in a new pricing mechanism may have adverse effects on quality of care in nursing homes. The impact of instrumented quality variables, although positive on costs, is however less significant, especially for quantile regression. With the SFA and quantile regressions, we get no significant effect on costs of moving from the category $\widehat{N}/\widehat{N}^* < 0.8$ to $0.8 \leq \widehat{N}/\widehat{N}^* < 0.95$; this means that it is not less costly to have a big lack of staff than to have a little bit more. A higher lack of staff may indeed generate additional costs associated with high staff absenteeism, increased use of temporary work, important turnover and hence more numerous recruitments.

To examine the robustness of the coefficients associated with explanatory variables of inefficiency in stochastic frontier analysis, we run *tobit* regressions of inefficiency scores obtained by quantile regression and random effects estimates by the following variables : *OWN*, *Benef*, *GDP* and *ElderlyExp*. Proportion of beneficiaries has a positive impact on cost-inefficiencies. This can perhaps be explained by a higher generosity of public authorities to nursing homes with residents with limited resources. As expected, we also observe

GIR group of each resident, he pays little attention to the classification of residents between categories 1 and 2. This may explain why the level of dependency changes little between residents of *GIR 1* and *GIR 2*, which consequently generates few differences in costs.

23. This is probably due to the fact that a nursing home that takes care of Alzheimer patients in specialized units often receive subsidies from local authorities or national agencies, which allow them to reduce their prices. And costs that we observe correspond only to prices fixed for each nursing homes.

a significant positive effect of *ElderlyExp* on nursing homes costs and of *GDP* (except for SFA and QR estimates that we fail to explain). This suggests that generosity of public authorities depends on local areas. About the effect of institutional forms, public hospital based nursing homes would be less efficient than the non-hospital based and private ones. According to quantile regression estimates, there are no significant differences between private and public non-hospital based nursing homes, whereas public institutions would be less efficient with SFA and panel data regressions when quality is not taken into account. This may be due to a lower allocative efficiency of public nursing homes, given the additional constraints they face in terms of human resources management, including prohibition of dismissal (most of their employees are indeed civil servants). When non instrumented quality variables are included in the cost model, private non-profit nursing homes appear to be significantly less efficient than public non-hospital based ones. But with instrumented quality variables, we then find again the same comparison as without quality variables. We check this result by parametric and non-parametric tests presented in the table 1.9.

Estimation results of Mundlak auxiliary equation indicate there are unobserved heterogeneity correlated with regressors, which is linked to staff ratio and wages variables. Thus, estimation results with random effects methods (7) and (8) may be biased.

TABLE 1.6 – Estimate results : stochastic frontier analysis (SFA) and quantile regression (QR).

	SFA-without q (1)		SFA-q (2)		SFA-q (3)		QR-without q (4)		QR-q (5)		QR-q (6)	
	Coeff.	(St.Err)	Coeff.	(St.Err)	Coeff.	(St.Err)	Coeff.	(St.Err)	Coeff.	(St.Err)	Coeff.	(St.Err)
γ_0	<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>	
γ	<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>	
γ_{NA}/N	3.113**	(1.125)	2.865*	(1.133)	<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>	
γ_{SS}/N	-1.628*	(0.773)	-1.718*	(0.692)	<i>ns</i>		<i>ns</i>		5.065*	(2.096)	<i>ns</i>	
γ_{NA}^2/N	0.838*	(0.328)	0.756*	(0.341)	1.053**	(0.339)	<i>ns</i>		-1.939*	(0.826)	<i>ns</i>	
γ_{SS}^2/N	0.092**	(0.021)	0.066**	(0.020)	0.096**	(0.031)	<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>	
γ_{Y^2}	-0.223*	(0.111)	-0.195†	(0.113)	<i>ns</i>		<i>ns</i>		0.115*	(0.045)	0.108†	(0.058)
$\gamma_{Y \cdot \gamma_{NA}/N}$	0.054**	(0.015)	0.031*	(0.013)	0.071*	(0.036)	<i>ns</i>		-0.444*	(0.206)	<i>ns</i>	
$\gamma_{Y \cdot \gamma_{SS}/N}$	<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>	
DRUG	<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>		0.125†	(0.074)
MedOption	<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>	
$\gamma_{Y \cdot MedOption}$	ref		ref		ref		ref		ref		ref	
Build.own=owner	<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>	
Build.own=Pub.rental	ref		ref		ref		ref		ref		ref	
Build.own=HLM.rental	<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>	
Build.own=PNP.rental	0.035*	(0.016)	0.021†	(0.012)	0.048*	(0.019)	<i>ns</i>		0.035†	(0.021)	0.074**	(0.029)
Build.own=PP.rental	<i>ns</i>		<i>ns</i>		0.074**	(0.023)	<i>ns</i>		<i>ns</i>		0.088*	(0.034)
URB : rural	ref		ref		0.061**	(0.021)	ref		<i>ns</i>		0.085**	(0.022)
URB : urban	0.026**	(0.008)	0.031**	(0.007)	0.043**	(0.009)	ref		0.038**	(0.012)	ref	
URB : Paris	0.226**	(0.020)	0.207**	(0.020)	0.238**	(0.026)	ref		0.201**	(0.032)	0.048**	(0.014)
ALZ	-0.453*	(0.197)	<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>		0.218**	(0.037)
$\gamma_{Y \cdot ALZ}$	0.048*	(0.019)	0.029†	(0.017)	<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>	
Build.age	-0.0004†	(0.000)	-0.0004*	(0.000)	-0.001**	(0.000)	<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>	
propGIR1	<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>	
propGIR2	ref		ref		ref		ref		ref		ref	
propGIR3	-0.140*	(0.070)	-0.122*	(0.062)	-0.275**	(0.099)	<i>ns</i>		<i>ns</i>		-0.328*	(0.134)
propGIR4	-0.351**	(0.059)	-0.399**	(0.052)	-0.589**	(0.125)	<i>ns</i>		-0.425**	(0.093)	-0.735**	(0.184)
propGIR5	-0.654**	(0.070)	-0.701**	(0.062)	-0.954**	(0.146)	-0.757**	(0.113)	-0.715**	(0.115)	-1.217**	(0.232)
propGIR6	-0.514**	(0.057)	-0.677**	(0.053)	-1.198**	(0.241)	-0.587**	(0.081)	-0.668**	(0.084)	-1.385**	(0.368)
ActivityLength	-0.002**	(0.000)	-0.002**	(0.000)	-0.003*	(0.001)	-0.002**	(0.001)	-0.002**	(0.001)	-0.003**	(0.001)
ActivityLength ²	0.00001**	(0.000)	0.00001**	(0.000)	0.00002**	(0.000)	0.00001*	(0.000)	0.00001**	(0.000)	0.00002**	(0.000)
%1BedRoom	-		0.001**	(0.000)	0.001**	(0.000)	-		0.0001†	(0.000)	0.001*	(0.001)
Area	-		0.0004†	(0.000)	<i>ns</i>		-		<i>ns</i>		<i>ns</i>	
$N/N^* : < 0.8$	-		ref		ref		-		<i>ns</i>		ref	
$N/N^* : 0.8 \leq x < 0.95$	-		0.065**	(0.008)	<i>ns</i>		-		0.065**	(0.014)	<i>ns</i>	
$N/N^* : 0.95 \leq x < 1.05$	-		0.103**	(0.011)	0.453*	(0.178)	-		0.101**	(0.018)	1.013**	(0.381)
$N/N^* : > 1.05$	-		0.171**	(0.011)	0.278†	(0.166)	-		0.176**	(0.019)	<i>ns</i>	
%HighSkill	-		<i>ns</i>		-7.484**	(2.528)	-		<i>ns</i>		<i>ns</i>	
%MediumSkill	-		0.496*	(0.195)	-1.575†	(0.825)	-		1.122**	(0.395)	<i>ns</i>	
%HighSkill ²	-		-2.293*	(0.981)	-		-		<i>ns</i>		-	
%MediumSkill ²	-		-0.708**	(0.247)	-		-		-1.879**	(0.462)	-	
%HighSkill.%MediumSkill	-		1.747†	(0.960)	14.597*	(6.309)	-		4.248**	(1.561)	-	
$\gamma_{OWN=PNP}$	<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>	
$\gamma_{OWN=Pub.NHB}$	ref		ref		ref		ref		ref		ref	
$\gamma_{OWN=Pub.HB}$	0.160**	(0.049)	-0.523**	(0.185)	0.203**	(0.033)	<i>ns</i>		-0.020**	(0.007)	<i>ns</i>	
Benef	1.594†	(0.889)	0.748**	(0.233)	1.498**	(0.459)	0.129**	(0.029)	0.072**	(0.027)	0.139**	(0.029)
GDP	0.578**	(0.211)	0.508**	(0.170)	0.538**	(0.101)	0.027*	(0.013)	0.031*	(0.012)	0.026*	(0.013)
ElderlyExp	<i>ns</i>		-0.392*	(0.189)	-0.384**	(0.120)	<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>	
σ^2	1.036†	(0.541)	0.736**	(0.249)	1.081**	(0.374)	<i>ns</i>		0.025†	(0.013)	<i>ns</i>	
γ	0.912**	(0.064)	0.913**	(0.030)	0.905**	(0.040)	-		-		-	

Significance levels : † : 10% * : 5% ** : 1% *ns* : non significant ; Standards errors are derived from bootstrap (400 replications)
 q : quality - On columns 3 and 6, q is the prediction of q obtained with the first step regression of q on the instruments described in appendix.
 Sample of 997 nursing homes in 2007 ; Source : EHPA 2007 survey (DREES) - Calculations B.Dormont and C.Martin

TABLE 1.7 – Estimate results : random effects (RE) and correlate random effects (CRE) estimations

	RE - without q (7)		RE - q (8)		CRE - without q (9)		CRE - q (10)	
	Coeff.	(St.Err)	Coeff.	(St.Err)	Coeff.	(St.Err)	Coeff.	(St.Err)
α_0	<i>ns</i>		-2.944*	(1.314)	<i>ns</i>		-4.780**	(1.442)
Y	<i>ns</i>		0.552*	(0.238)	<i>ns</i>		0.660**	(0.249)
$w_{NA/N}$	3.153†	(1.654)	2.946†	(1.559)	4.300*	(1.923)	3.461†	(1.868)
$w_{SS/N}$	<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>	
$w_{NA/N}^2$	3.946**	(1.414)	4.507**	(1.345)	4.008**	(1.413)	4.731**	(1.317)
$w_{SS/N}^2$	<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>	
Y ²	0.083**	(0.026)	<i>ns</i>		0.080**	(0.026)	<i>ns</i>	
Y. $w_{NA/N}$	<i>ns</i>		<i>ns</i>		-0.336†	(0.187)	<i>ns</i>	
Y. $w_{SS/N}$	-0.293†	(0.151)	<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>	
$w_{NA/N} \cdot w_{SS/N}$	<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>		-1.561†	(0.876)
DRUG	0.119**	(0.010)	0.082**	(0.010)	0.118**	(0.010)	0.080**	(0.010)
URB : rural	ref		ref		ref		ref	
URB : urban	0.040**	(0.010)	0.038**	(0.008)	0.040**	(0.010)	0.038**	(0.008)
URB : Paris	0.247**	(0.033)	0.181**	(0.028)	0.244**	(0.033)	0.156**	(0.028)
ALZ	<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>	
Y.ALZ	<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>	
propGIR1	<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>	
propGIR2	ref		ref		ref		ref	
propGIR3	-0.138*	(0.065)	-0.154*	(0.061)	-0.167†	(0.086)	-0.160†	(0.084)
propGIR4	-0.286**	(0.054)	-0.342**	(0.050)	-0.265**	(0.073)	-0.283**	(0.072)
propGIR5	-0.463**	(0.063)	-0.606**	(0.059)	-0.280**	(0.090)	-0.289**	(0.091)
propGIR6	-0.484**	(0.057)	-0.670**	(0.053)	-0.385**	(0.084)	-0.444**	(0.087)
ActivityLength	<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>	
ActivityLength ²	<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>	
Year	0.070**	(0.009)	0.019*	(0.009)	0.082**	(0.010)	0.051**	(0.011)
N/N* : <0.8	-	-	ref		-	-	ref	
N/N* : 0.8 ≤ x < 0.95	-	-	0.073**	(0.009)	-	-	0.033**	(0.012)
N/N* : 0.95 ≤ x < 1.05	-	-	0.120**	(0.011)	-	-	0.049**	(0.016)
N/N* : ≥ 1.05	-	-	0.178**	(0.012)	-	-	0.053**	(0.018)
%HighSkill	-	-	1.228**	(0.331)	-	-	1.661**	(0.425)
%MediumSkill	-	-	0.270†	(0.147)	-	-	0.393*	(0.171)
%HighSkill ²	-	-	-2.615**	(0.870)	-	-	-2.678**	(0.866)
%MediumSkill ²	-	-	<i>ns</i>		-	-	<i>ns</i>	
%HighSkill*%MediumSkill	-	-	<i>ns</i>		-	-	<i>ns</i>	
\bar{Y}	-	-	-	-	<i>ns</i>		<i>ns</i>	
$\bar{w}_{NA/N}$	-	-	-	-	<i>ns</i>		<i>ns</i>	
$\bar{w}_{SS/N}$	-	-	-	-	<i>ns</i>		<i>ns</i>	
$\bar{propGIR1}$	-	-	-	-	<i>ns</i>		<i>ns</i>	
$\bar{propGIR3}$	-	-	-	-	<i>ns</i>		<i>ns</i>	
$\bar{propGIR4}$	-	-	-	-	<i>ns</i>		<i>ns</i>	
$\bar{propGIR5}$	-	-	-	-	-0.325*	(0.129)	-0.498**	(0.120)
$\bar{propGIR6}$	-	-	-	-	<i>ns</i>		-0.302**	(0.111)
$\bar{Y} \cdot w_{NA/N}$	-	-	-	-	<i>ns</i>		<i>ns</i>	
$\bar{Y} \cdot w_{SS/N}$	-	-	-	-	<i>ns</i>		<i>ns</i>	
$\bar{w}_{NA/N} \cdot w_{SS/N}$	-	-	-	-	1.422†	(0.761)	1.415*	(0.669)
$\bar{N/N*} : < 0.8$	-	-	-	-	-	-	ref	ref
$\bar{N/N*} : 0.8 \leq x < 0.95$	-	-	-	-	-	-	0.061**	(0.017)
$\bar{N/N*} : 0.95 \leq x < 1.05$	-	-	-	-	-	-	0.104**	(0.022)
$\bar{N/N*} : \geq 1.05$	-	-	-	-	-	-	0.206**	(0.024)
$\bar{\%HighSkill}$	-	-	-	-	-	-	<i>ns</i>	
$\bar{\%MediumSkill}$	-	-	-	-	-	-	<i>ns</i>	
$\bar{\%HighSkill} * \bar{\%MediumSkill}$	-	-	-	-	-	-	<i>ns</i>	
δ_0	0.814**	(0.194)	1.014**	(0.113)	0.830**	(0.194)	1.073**	(0.111)
OWN=PNP	ref		ref		ref		ref	
OWN=Pub.NHB	0.070**	(0.007)	0.032**	(0.004)	0.065**	(0.007)	0.025**	(0.004)
OWN=Pub.HB	0.088**	(0.008)	0.039**	(0.004)	0.086**	(0.008)	0.034**	(0.004)
Benef	0.062**	(0.010)	0.032**	(0.006)	0.059**	(0.010)	0.028**	(0.006)
GDP	0.048*	(0.020)	0.020†	(0.011)	0.047*	(0.020)	0.015	(0.011)
ElderlyExp	0.017†	(0.010)	0.023**	(0.006)	0.017†	(0.010)	0.022**	(0.006)

Significance levels : † : 10% * : 5% ** : 1% *ns* : non significant

Sample of 797 nursing homes in 2003 and 2007

Source : EHPA 2003 and EHPA 2007 (DREES) - Calculations B.Dormont and C.Martin

Inefficiency scores. We present in table 1.8 descriptive statistics of inefficiency terms obtained by different estimation methods depending on ownership. These terms are respectively associated with asymmetric residual term (u_e) in stochastic frontier analysis, disturbance in quantile regression and individual specific random effect for panel data methods.

Introduction of quality variables (estimates (3), (6) and (10)) slightly changes the average inefficiency of nursing homes of each institutional form. When we add non instrumented quality variables into the cost model, inefficiency scores of private nursing homes increase whereas those of public ones decrease. However, when instrumented variables are included, results are different : mean and median levels of inefficiency seem almost identical as when quality is not taken into account, but still with a slight reduction. This result is confirmed by parametric (average comparison) and non-parametric (Kruskal-Wallis test ²⁴) tests presented in the table 1.9. When quality is taken into account, differences between private and public non-hospital based nursing homes are not statistically significant, except with panel data estimations for which public institutions would then be less efficient than private non-profit ones.

TABLE 1.8 – Comparison of estimated inefficiency terms

Estimation method	<i>PNP</i>				<i>Pub.NHB</i>				<i>Pub.HB</i>			
	Av.	1 st q.	Med.	3 rd q.	Av.	1 st q.	Med.	3 rd q.	Av.	1 st q.	Med.	3 rd q.
SFA (1)	1.055	1.037	1.046	1.059	1.058	1.039	1.050	1.067	1.177	1.103	1.146	1.243
SFA (2)	1.068	1.041	1.053	1.074	1.046	1.032	1.039	1.051	1.137	1.062	1.141	1.191
SFA (3)	1.052	1.035	1.043	1.056	1.054	1.038	1.048	1.063	1.164	1.095	1.136	1.189
QR(4)	0.096	0.004	0.078	0.145	0.100	0.019	0.088	0.155	0.211	0.133	0.179	0.293
QR (5)	0.096	0.017	0.078	0.144	0.079	0.005	0.062	0.120	0.159	0.050	0.191	0.235
QR(6)	0.096	0.001	0.075	0.158	0.100	0.015	0.086	0.154	0.222	0.132	0.225	0.319
RE (7)	1.345	1.287	1.342	1.398	1.415	1.355	1.412	1.474	1.437	1.348	1.425	1.491
RE(8)	1.266	1.231	1.270	1.305	1.297	1.265	1.298	1.331	1.307	1.253	1.301	1.348
CRE (9)	1.351	1.293	1.357	1.405	1.416	1.353	1.412	1.478	1.441	1.353	1.427	1.497
CRE (10)	1.271	1.233	1.274	1.309	1.295	1.262	1.296	1.328	1.307	1.252	1.301	1.346

Two samples of 797 and 997 nursing homes in 2003 and 2007

Source : EHPA 2003 and EHPA 2007 (DREES) - Calculations B.Dormont and C.Martin

24. The Kruskal-Wallis test compares average ranks of observations of two samples ; it is non-parametric since no assumption is made on the shape of the distribution.

TABLE 1.9 – Parametric and non-parametric tests on inefficiency terms

	Average comparison test		Kruskal-Wallis test	
	p-value	Less efficient ?	p-value	Less efficient ?
SFA (1) : without var q				
<i>PNP</i> against <i>Pub.NHB</i>	0.2024	-	0.0003	<i>Pub.NHB</i>
<i>PNP</i> against <i>Pub.HB</i>	0.0003	<i>Pub.HB</i>	0.0001	<i>Pub.HB</i>
<i>Pub.NHB</i> against <i>Pub.HB</i>	0.0003	<i>Pub.HB</i>	0.0001	<i>Pub.HB</i>
SFA (2) : with var q				
<i>PNP</i> against <i>Pub.NHB</i>	0.0000	<i>PNP</i>	0.0001	<i>PNP</i>
<i>PNP</i> against <i>Pub.HB</i>	0.0020	<i>Pub.HB</i>	0.0001	<i>Pub.HB</i>
<i>Pub.NHB</i> against <i>Pub.HB</i>	0.0002	<i>Pub.HB</i>	0.0001	<i>Pub.HB</i>
SFA (3) : with var \hat{q}				
<i>PNP</i> against <i>Pub.NHB</i>	0.3899	-	0.0011	<i>Pub.NHB</i>
<i>PNP</i> against <i>Pub.HB</i>	0.0005	<i>Pub.HB</i>	0.0001	<i>Pub.HB</i>
<i>Pub.NHB</i> against <i>Pub.HB</i>	0.0006	<i>Pub.HB</i>	0.0001	<i>Pub.HB</i>
QR (4) : without var q				
<i>PNP</i> against <i>Pub.NHB</i>	0.4798	-	0.1674	-
<i>PNP</i> against <i>Pub.HB</i>	0.0023	<i>Pub.HB</i>	0.0004	<i>Pub.HB</i>
<i>Pub.NHB</i> against <i>Pub.HB</i>	0.0030	<i>Pub.HB</i>	0.0006	<i>Pub.HB</i>
QR (5) : with var q				
<i>PNP</i> against <i>Pub.NHB</i>	0.0037	<i>PNP</i>	0.0195	<i>PNP</i>
<i>PNP</i> against <i>Pub.HB</i>	0.0275	<i>Pub.HB</i>	0.0243	<i>Pub.HB</i>
<i>Pub.NHB</i> against <i>Pub.HB</i>	0.0093	<i>Pub.HB</i>	0.0063	<i>Pub.HB</i>
QR (6) : with var \hat{q}				
<i>PNP</i> against <i>Pub.NHB</i>	0.5479	-	0.2490	-
<i>PNP</i> against <i>Pub.HB</i>	0.0008	<i>Pub.HB</i>	0.0001	<i>Pub.HB</i>
<i>Pub.NHB</i> against <i>Pub.HB</i>	0.0011	<i>Pub.HB</i>	0.0001	<i>Pub.HB</i>
RE (7) : without var q				
<i>PNP</i> against <i>Pub.NHB</i>	0.0000	<i>Pub.NHB</i>	0.0001	<i>Pub.NHB</i>
<i>PNP</i> against <i>Pub.HB</i>	0.0000	<i>Pub.HB</i>	0.0001	<i>Pub.HB</i>
<i>Pub.NHB</i> against <i>Pub.HB</i>	0.0009	<i>Pub.HB</i>	0.0397	<i>Pub.HB</i>
RE (8) : with var q				
<i>PNP</i> against <i>Pub.NHB</i>	0.0000	<i>Pub.NHB</i>	0.0001	<i>Pub.NHB</i>
<i>PNP</i> against <i>Pub.HB</i>	0.0000	<i>Pub.HB</i>	0.0001	<i>Pub.HB</i>
<i>Pub.NHB</i> against <i>Pub.HB</i>	0.0076	<i>Pub.HB</i>	0.2906	-
CRE (9) : without var q				
<i>PNP</i> against <i>Pub.NHB</i>	0.0000	<i>Pub.NHB</i>	0.0001	<i>Pub.NHB</i>
<i>PNP</i> against <i>Pub.HB</i>	0.0000	<i>Pub.HB</i>	0.0001	<i>Pub.HB</i>
<i>Pub.NHB</i> against <i>Pub.HB</i>	0.0003	<i>Pub.HB</i>	0.0220	<i>Pub.HB</i>
CRE (10) : with var q				
<i>PNP</i> against <i>Pub.NHB</i>	0.0000	<i>Pub.NHB</i>	0.0001	<i>Pub.NHB</i>
<i>PNP</i> against <i>Pub.HB</i>	0.0000	<i>Pub.HB</i>	0.0001	<i>Pub.HB</i>
<i>Pub.NHB</i> against <i>Pub.HB</i>	0.0026	<i>Pub.HB</i>	0.1124	-

Two samples of 797 and 997 nursing homes in 2003 and 2007

Source : EHPA 2003 and EHPA 2007 (DREES) - Calculations B.Dormont and C.Martin

1.7 Conclusion

Quality of services is a very important issue for the long term care sector and especially for the French situation for the two following reasons. First, quality level is particularly low because of a lack of resources of many nursing homes. Then, a reform of the payment system is scheduled, with a prospective payment system based on lump-sum payments. It aims at reducing the unexplained cost heterogeneity between nursing homes, but could generate lower costs through jeopardizing quality.

We studied cost-efficiency of nursing homes in France with cross-sectional and panel data estimation methods. Until now, these nursing homes were regulated by a retrospective cost-reimbursement system which did not induce them to be cost-efficient. We observe that quality raises costs significantly. So a prospective payment system is likely to decrease the quality of services.

On the whole we find that taking quality in the cost function change the location of the cost frontier, but does not influence diagnosis on efficiency, provided that quality endogeneity is allowed for. Although public nursing homes which are not hospital based have costs per resident lower than the private ones, they do not seem more efficient. Taking into account the endogeneity of quality variables changes the results : if public nursing homes which are not hospital based appear to be more efficient than private nursing homes without endogeneity treatment, this is not the case anymore when instrumental variables are used. Whatever the method used is, public nursing homes that are hospital based are the less efficient.

Nevertheless, we must be careful in the interpretation of the results and this for several reasons. Inefficiency scores we get are based on control variables introduced in our model. And we could not take into account all of cost specificities of nursing homes. For instance, hospital based public facilities may care residents with specific pathologies since many of them enter into the institution following a hospital stay. Moreover, costs calculated as the product of daily prices with resident-days might not quite represent all operating costs and investment charges. Some nursing homes may receive subsidies from national agencies or from their local public authorities, and we cannot consider this in our analysis. For these reasons, inefficiency scores can be over or underestimated. Finally, we have define quality as staff ratio and staff skills correlated with staff seniority and turnover of residents. But

there are obviously other quality dimensions that could explain some costs and, therefore, are reflected in inefficiency scores. For example, occasional recruitments of entertainment staff, organization of outings, quality of meals increase costs and are not included in our cost model. Unfortunately, we do not dispose this kind of national data measures in France.

1.8 Appendix for chapter 1

1.8.1 Instrumental variable method

We choose to instrument the staff/resident ratio gap (N/N^*) and skilled staff ratios ($\%HighSkill$ and $\%MediumSkill$) variables by the seniority of nurses and nursing assistants with open-ended contracts or those who are civil servants ($SeniorN$ and $SeniorNA$). We use as seniority variables the 15-quantile of the nursing home regarding staff seniority among institutions of the same ownership. We add some other instruments : these seniority variables multiplied by the age of the nursing home ($ActivityLength$) and by a dummy variable of location within Paris area ($URB : Paris$), and the part of the elderly who died at least one year after their institutionalization ($\%1year+Death$). We use two-stage least squares, by projecting in a first step N/N^* , $\%HighSkill$ and $\%MediumSkill$ on non-endogenous variables of the model and on excluded instruments with *probit* and OLS regressions. We present estimation results in the table 1.10.

We perform a Sargan test to check the exogeneity of the excluded instruments. We get a χ^2 -statistic of 4.37, which is lower than the critical value of a Chi-square test with 3 degrees of freedom and with a probability of error of 10% (p-value=6.251). So, we accept the null hypothesis of non endogeneity.

A Chi-square test and Fisher tests of overall significance of excluded instruments, carried out from results of equation estimates, allow to reject the null hypothesis of weak instruments. We get indeed :

-for the first instrumentation equation (projection of N/N^*) : $\chi^2(9) = 28.19$ and a p-value of 0.0009 ;

-for the projection of $\%HighSkill$: $F(9, 957) = 1.90$ and a p-value of 0.0490 ;

-for the projection of $\%MediumSkill$: $F(9, 957) = 1.64$ and a p-value of 0.0986 ;

-for the last equation (projection of $\%HighSkill*\%MediumSkill$) : $F(9, 957) = 1.79$ and a p-value of 0.0670.

Finally, we perform a Hausman test with quantile regression to check the endogeneity

of N/N^* , $\%HighSkill$, $\%MediumSkill$ and $\%HighSkill*\%MediumSkill$. We reject the null hypothesis of exogeneity of these variables with a p-value equal to 0.

We present in the table 1.11 the average level of these instrumented quality variables by institutional form. We note that high and medium skill staff variables, although including only the part correlated with seniority of staff and turnover of the residents, are always more important for private non-profit than public non-hospital based nursing homes. Conversely, the probability for private nursing homes of having a low *staff/resident ratio gap* is higher than for the public ones.

TABLE 1.11 – Descriptive statistics of instrumented quality variables

Variable	<i>PNP</i>	<i>Pub.NHB</i>	<i>Pub.HB</i>	Total
	Av. (σ)	Av. (σ)	Av. (σ)	Av. (σ)
$\widehat{N/N^*} < 0.8$	0.397 (0.205)	0.261 (0.151)	0.162 (0.129)	0.315 (0.188)
$\widehat{N/N^*} : [0.8; 0.95[$	0.358 (0.076)	0.380 (0.059)	0.324 (0.119)	0.370 (0.069)
$\widehat{N/N^*} : [0.95; 1.05[$	0.136 (0.070)	0.184 (0.056)	0.201 (0.059)	0.165 (0.067)
$\widehat{N/N^*} \geq 1.05$	0.109 (0.118)	0.175 (0.128)	0.313 (0.236)	0.150 (0.132)
$\%HighSkill$	0.106 (0.017)	0.101 (0.013)	0.122 (0.018)	0.103 (0.016)
$\%MediumSkill$	0.360 (0.032)	0.350 (0.028)	0.370 (0.045)	0.355 (0.030)
Total of nursing homes	412	568	17	997

Sample of 997 nursing homes in 2007

Source : EHPA 2007 survey (*DREES*) - Calculations B.Dormont and C.Martin

1.8.2 Impact of quality on costs and efficiency : further analysis

Private non-profit nursing homes would present a lower quality of care (in terms of N/N^*) but would also be slightly less distant from the cost frontier, whether this frontier is estimated or not by integrating quality variables. It looks surprising that introduction of quality variables do not result in changing the ranking of institutional forms in terms of efficiency. To check this, we estimate Spearman coefficients²⁵ between the inefficiency scores obtained without quality variable (*estimate (1)*) and those of regression (*2*) and regression (*3*). We get a positive and significant correlation of 0.77 (p-value=0) between scores of (*1*) and (*2*) regressions, but a higher correlation of 0.98 (p-value=0) between (*1*) and (*3*) regressions. It is as if taking into account the instrumented quality in the cost

25. Spearman correlation coefficient is a non-parametric measure of statistical dependence between two variables; it is a Pearson correlation coefficient calculated on the ranks of observations associated with each variable.

TABLE 1.10 – Instrumentation equations

	N/N*		%HighSkill		%MediumSkill		%HighSkill *%MediumSkill	
	Coeff.	(St.Err)	Coeff.	(St.Err)	Coeff.	(St.Err)	Coeff.	(St.Err)
α_0	-	-	0.722 [†]	(0.392)	2.350*	(1.101)	0.456*	(0.205)
Y	<i>ns</i>		<i>ns</i>		-0.401 [†]	(0.217)	-0.082*	(0.040)
$w_{NA/N}$	<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>	
$w_{SS/N}$	<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>	
$w_{NA/N}^2$	<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>	
$w_{SS/N}^2$	<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>	
Y ²	<i>ns</i>		<i>ns</i>		0.041 [†]	(0.022)	0.008*	(0.004)
Y. $w_{NA/N}$	<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>	
Y. $w_{SS/N}$	<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>	
$w_{NA/N} \cdot w_{SS/N}$	<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>	
URB : rural	ref	ref	ref	ref	ref	ref	ref	ref
URB : urban	-0.137 [†]	(0.077)	<i>ns</i>		-0.011 [†]	(0.006)	<i>ns</i>	
URB : Paris	<i>ns</i>		0.024*	(0.012)	<i>ns</i>		<i>ns</i>	
DRUG	<i>ns</i>		0.027**	(0.004)	0.034**	(0.011)	0.015**	(0.002)
Build.own=owner	ref	ref	ref	ref	ref	ref	ref	ref
Build.own=Pub.rental	<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>		-0.003*	(0.001)
Build.own=HLM.rental	-0.424**	(0.137)	<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>	
Build.own=PNP.rental	<i>ns</i>		0.011*	(0.004)	<i>ns</i>		0.005*	(0.002)
Build.own=PP.rental	<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>	
ALZ	<i>ns</i>		<i>ns</i>		-0.259 [†]	(0.154)	<i>ns</i>	
Y.ALZ	<i>ns</i>		<i>ns</i>		0.027 [†]	(0.015)	<i>ns</i>	
MedOption	<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>	
Y.MedOption	<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>	
Build.age	<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>	
propGIR1	-1.513*	(0.600)	<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>	
propGIR2	ref	ref	ref	ref	ref	ref	ref	ref
propGIR3	<i>ns</i>		-0.038*	(0.019)	<i>ns</i>		-0.022*	(0.010)
propGIR4	1.709**	(0.560)	-0.042**	(0.016)	-0.110*	(0.045)	-0.029**	(0.008)
propGIR5	1.814**	(0.673)	-0.064**	(0.019)	<i>ns</i>		-0.033**	(0.010)
propGIR6	4.478**	(0.559)	-0.074**	(0.016)	-0.175**	(0.044)	-0.043**	(0.008)
ActivityLength	<i>ns</i>		-0.0004**	(0.000)	<i>ns</i>		-0.0001*	(0.000)
ActivityLength ²	<i>ns</i>		$3.e^{-6}$ **	(0.000)	<i>ns</i>		$1.e^{-6}$ **	(0.000)
%1BedRoom	-0.009**	(0.003)	-0.0001 [†]	(0.000)	0.0004 [†]	(0.000)	<i>ns</i>	
Area	<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>	
Excluded var. :								
SeniorN	0.083*	(0.039)	0.004**	(0.001)	$2.e^{-5}$	(0.003)	0.001*	(0.001)
SeniorN ²	-0.004	(0.002)	-0.0002**	(0.000)	0.0009	(0.000)	$-7.e^{-5}$ *	(0.000)
SeniorN.URB :Paris	0.033	(0.048)	-0.001	(0.001)	0.001	(0.004)	-0.0003	(0.001)
SeniorN.Act.Length	-0.0002	(0.000)	$-4.e^{-6}$	(0.000)	$-3.e^{-6}$	(0.000)	$-4.e^{-6}$	(0.000)
SeniorNA	0.042	(0.038)	-0.001	(0.001)	0.003	(0.003)	$-4.e^{-6}$	(0.001)
SeniorNA ²	-0.003	(0.002)	$8.e^{-6}$	(0.000)	-0.0001	(0.000)	$-7.e^{-6}$	(0.000)
SeniorNA.URB :Paris	-0.074	(0.048)	0.0002	(0.001)	0.001	(0.004)	0.0003	(0.001)
SeniorNA.Act.Length	-0.0003	(0.000)	$-9.e^{-6}$	(0.000)	-0.0004 [†]	(0.000)	$-4.e^{-6}$	(0.000)
%1year+Death	-0.493 [†]	(0.265)	-0.002	(0.008)	-0.022	(0.021)	-0.004	(0.004)
cut1	-24.893 [†]	(13.794)						
cut2	-23.765 [†]	(13.793)						
cut3	-23.116 [†]	(13.792)						

Significance levels : † : 10% * : 5% ** : 1% *ns* : non significant

Sample of 997 nursing homes in 2007

Source : EHPA 2007 survey (DREES) - Calculations B.Dormont and C.Martin

model would not change any distance of the frontier.

To better understand what happens, we present in the table 1.12 the inefficiency scores obtained with estimates (1), (2) and (3), no more by ownership but by category of facilities depending on their *staff/resident ratio gap*²⁶. We have thus obtained, with the estimate (1) without quality variable, inefficiency scores even higher than staff ratio is important. The ranking is reversed with estimate (2) : consideration of staff ratio makes institutions with high N/N^* relatively less inefficient ; this could explain why we get in the table 1.8 higher inefficiency scores for private nursing homes that have lower staff ratio. Thus, low staff ratios can be a source of inefficiencies. However, when dealing with the endogeneity of staff variables (estimate (3)), we find again the ranking of estimate (1). We get nevertheless a reduction of inefficiency for all facilities, but slightly more important (of 5 percentage points) for those with very high N/N^* or with N/N^* between 0.8 and 0.95. By controlling for quality, facilities closest to the frontier would then always be those with low N/N^* and the more distant those with high N/N^* . Thus, if staff ratio seems to explain a significant part of cost differences, the quality component of it explains in fact a quite small part. Quality seems to explain costs but not differences in costs between nursing homes.

TABLE 1.12 – Comparison of estimated inefficiency terms according to N/N^*

Estimation	SFA (1)				SFA (2)				SFA (3)			
	Av.	1 st q.	Med.	3 rd q.	Av.	1 st q.	Med.	3 rd q.	Av.	1 st q.	Med.	3 rd q.
$N/N^* < 0.8$	1.048	1.033	1.041	1.053	1.063	1.036	1.049	1.070	1.046	1.032	1.040	1.051
$N/N^* : [0.8; 0.95[$	1.056	1.039	1.049	1.063	1.055	1.034	1.044	1.061	1.051	1.038	1.046	1.061
$N/N^* : [0.95; 1.05[$	1.061	1.043	1.051	1.063	1.050	1.034	1.040	1.054	1.059	1.040	1.051	1.060
$1.05 \leq N/N^*$	1.083	1.050	1.067	1.090	1.055	1.033	1.042	1.054	1.078	1.047	1.061	1.084

Sample of 997 nursing homes in 2007

Source : EHPA 2007 survey (DREES) - Calculations B.Dormont and C.Martin

1.8.3 Robustness check for quantile regression : comparison with other quantiles

We test the robustness of estimate results from quantile regression with other percentiles : 10% and 5%. We find quite similar results compared to quantile regression with 20% (table 1.13).

26. We have checked that the average levels of other quality variables are identical for each group, in order to analyze any difference in quality between them as one single difference in N/N^* .

TABLE 1.13 – Estimate results : quantile regression without quality variables and with instrumented quality \hat{q} : 20%, 10%, 5%

	Without q			With \hat{q}		
	20%	10%	5%	20%	10%	5%
	Coeff.	(St.Err)	Coeff.	(St.Err)	Coeff.	(St.Err)
β_0	<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>	
$Y_{WNA/N}$	<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>	
$W_{SS/N}$	<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>	
$w_{NA/N}^2$	<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>	
$w_{SS/N}^2$	<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>	
Y^2	0.115*	(0.045)	0.108*	(0.043)	0.130*	(0.064)
$Y_{WNA/N}$	<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>	
$Y_{WSS/N}$	<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>	
$w_{NA/N} \cdot w_{SS/N}$	<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>	
DRUG	<i>ns</i>		2.890*	(1.149)	<i>ns</i>	
MedOption	<i>ns</i>		1.188*	(0.534)	<i>ns</i>	
Y.MedOption	<i>ns</i>		-0.114*	(0.053)	<i>ns</i>	
Build.own=owner	ref		ref		ref	
Build.own=Pub.rental	<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>	
Build.own=HLM.rental	<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>	
Build.own=PNP.rental	<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>	
Build.own=PP.rental	<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>	
URB : rural	ref		ref		ref	
URB : urban	0.033**	(0.012)	0.037*	(0.015)	0.048**	(0.014)
URB : Paris	0.204**	(0.031)	0.239**	(0.035)	0.218**	(0.037)
ALZ	<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>	
Y.ALZ	<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>	
Build.age	-0.0005†	(0.000)	-0.001**	(0.000)	<i>ns</i>	
propGIR2	ref		ref		ref	
propGIR1	<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>	
propGIR3	<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>	
propGIR4	-0.334**	(0.090)	-0.445**	(0.116)	-0.328*	(0.134)
propGIR5	-0.757**	(0.113)	-0.756**	(0.153)	-0.735**	(0.184)
propGIR6	-0.587**	(0.081)	-0.577**	(0.096)	-1.217**	(0.232)
ActivityLength	-0.002**	(0.001)	-0.003**	(0.001)	-1.385**	(0.368)
ActivityLength ²	0.00001*	(0.000)	<i>ns</i>		0.00002**	(0.000)
%1BedRoom	-		<i>ns</i>		0.001*	(0.001)
Area	-		-		<i>ns</i>	
$N/N^* : < 0.8$	-		-		<i>ns</i>	
$N/N^* : 0.8 \leq x < 0.95$	-		-		ref	
$N/N^* : 0.95 \leq x < 1.05$	-		-		<i>ns</i>	
$N/N^* : \geq 1.05$	-		-		1.013**	(0.381)
%HighSkill	-		-		<i>ns</i>	
%MediumSkill	-		-		<i>ns</i>	
%HighSkill.%MediumSkill	-		-		<i>ns</i>	
β_0	<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>	
OWN=PNP	ref		ref		ref	
OWN=Pub.NHB	<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>	
OWN=Pub.HB	0.129**	(0.029)	0.143**	(0.031)	0.139**	(0.029)
Benef	0.027*	(0.013)	0.030*	(0.014)	0.026*	(0.013)
GDP	<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>	
ElderlyExp	<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>	

Significance levels : † : 10% * : 5% ** : 1% *ns* : non significant

Sample of 997 nursing homes in 2007

Source : EHPA 2007 survey (DREES) - Calculations B.Dormont and C.Martin

Chapitre 2

Quelle est la taille optimale des EHPAD en France ? Analyse des économies d'échelle et de gamme

Afin de réduire les coûts liés à l'institutionnalisation des personnes âgées, plusieurs mesures sont envisagées, notamment celle de doter les établissements d'une taille critique de "80 à 110 lits" (Ratte et Imbaud, 2011). Nous vérifions le calcul de cette taille optimale et sa robustesse en estimant plusieurs frontières de coût par des techniques d'analyse paramétrique (analyse stochastique de frontière) et non paramétrique (enveloppement de données). Nous disposons d'un échantillon national de 1 065 établissements publics et privés non lucratifs en 2007. Selon la méthode d'analyse retenue et la modélisation de la fonction de coût, nous obtenons des estimations de la taille optimale différentes : 67 lits avec la méthode d'enveloppement de données et entre 75 et 95 lits avec des analyses stochastiques de frontière. Cette taille critique semble également différente selon la forme institutionnelle de l'établissement. Nous observons en effet une taille optimale plus faible pour les établissements privés associatifs relativement aux maisons de retraite publiques. Des déséconomies de gamme sont enfin observées à tous les niveaux entre les diverses catégories de résidents accueillis, ce qui suggère la pertinence d'une spécialisation des établissements soit sur la grande dépendance, soit sur la moyenne dépendance.

2.1 Introduction

L'institutionnalisation en EHPAD (Etablissement d'Hébergement pour Personnes Âgées Dépendantes) représente un coût financier important pour la personne âgée et son entourage. D'après un récent rapport de l'IGAS, le reste à charge en EHPAD s'élève en moyenne à 2 200 euros pour un résident non bénéficiaire de l'aide sociale départementale. Il représente ainsi entre 90% et 130% du revenu disponible des personnes âgées institutionnalisées (Ernst et Young, 2008 [50]). Dans le cadre d'un grand débat national sur la dépendance organisé au premier semestre de l'année 2011, un groupe de travail réunissant l'ensemble des acteurs du secteur a été chargé d'énoncer des propositions de réformes afin de réduire ces coûts trop élevés de la prise en charge en institution. Parmi les leviers proposés, il a été recommandé de "*doter les établissements d'une taille critique suffisante (80 à 110 lits)*" (Ratte et Imbaud, 2011) [125]. Diverses mesures visant à encourager la constitution d'EHPAD de grande taille sont déjà appliquées depuis quelques années. Des autorisations d'ouverture plus strictes que les autorisations d'extension, ainsi que des incitations au regroupement d'établissements¹, concrétisent notamment cette quête de la taille critique. L'idée sous-jacente est qu'une mise en commun du personnel, un partage des tâches administratives ou encore un plus grand pouvoir de négociation vis-à-vis des institutions financières, devraient permettre aux établissements de profiter d'économies d'échelle.

La question de la taille optimale des EHPAD en France a néanmoins été peu analysée et les conclusions diffèrent selon les études. D'après le cabinet Ernst&Young (2008) [50], le seuil de rentabilité des EHPAD se situerait entre 60 et 70 lits, donc en deçà de la recommandation du groupe de travail. Nous proposons dans ce chapitre d'estimer la taille critique des EHPAD et d'évaluer la présence d'économies d'échelle dans le secteur², en testant la robustesse de nos résultats par l'utilisation de plusieurs méthodes empiriques. Nous disposons d'un échantillon national de 1 065 établissements publics et privés à but non lucratif. A partir de ces données, nous évaluons la présence d'économies d'échelle dans le secteur

1. La loi *HPST* (Hôpital, Patients, Santé et Territoires) du 21 juillet 2009 a introduit l'obligation d'appels à projets systématiques pour toute autorisation de création d'établissements médico-sociaux, avec pour exception à cette obligation les opérations de regroupement entre établissements préexistants. Ceci est perçu par l'UNIOPSS comme une évidente "*incitation au regroupement*" (UNIOPSS, 2010 [138]).

2. Il y a présence d'"économies d'échelle" (\approx rendements d'échelle croissants) lorsqu'il existe une taille optimale permettant de minimiser les coûts et que la taille de l'établissement est inférieure à cette taille critique ; une augmentation du nombre de lits permet alors une réduction du coût marginal et du coût moyen. A l'inverse, lorsque la taille de l'établissement est supérieure à la taille critique, les coûts deviennent croissants ; il y a alors présence de "déséconomies d'échelle" (\approx rendements d'échelle décroissants). Lorsque la taille n'a pas d'effet sur les coûts, les rendements d'échelle sont constants, il n'y a alors pas de taille optimale.

par des méthodes d'estimation non paramétrique - enveloppement de données (*Data Envelopment Analysis, DEA*) - et paramétriques - moindres carrés ordinaires (*MCO*), analyse stochastique de frontière (*Stochastic Frontier Analysis, SFA*) - et en estimant deux modèles de coût de formes *translog* (Christensen, 1973) [31] et *hybride* (Grannemann, 1986) [72]. Le calcul de la taille optimale diffère selon la méthode retenue : elle serait comprise entre 75 et 95 lits selon les estimations paramétriques, tandis que nous observons une taille critique de 67 lits par analyse non paramétrique. Une décomposition de cette étude par statut permet de mettre en évidence des différences d'élasticités d'échelle entre les maisons de retraite privées associatives et publiques, celles associatives étant optimalement de plus petite taille.

Un autre levier pour réduire les coûts peut résider dans la présence de complémentarités entre les types de prises en charge en EHPAD ou au contraire dans les économies liées à la spécialisation. Par l'utilisation des mêmes méthodes empiriques, nous montrons dans cette étude la présence de déséconomies de gamme entre l'accueil de résidents de différents degrés de dépendance. La spécialisation des établissements soit sur la grande dépendance, soit sur l'accueil de résidents de dépendance moyenne, semble donc pertinente.

2.2 Contexte des soins de long terme en institution en France

2.2.1 Objet d'étude

Trois catégories d'établissements peuvent accueillir des personnes âgées en France :

- les EHPAD, définis par la loi n° 97-60 du 24 janvier 1997, qui délivrent des soins à des résidents en perte d'autonomie³ ;
- les établissements d'hébergement pour personnes âgées (EHPA) non EHPAD accueillant des personnes âgées non dépendantes, qui ne sont donc pas médicalisés ;
- les unités de soins de longue durée (USLD) non EHPAD, qui accueillent des personnes âgées très dépendantes et qui font par conséquent partie du secteur sanitaire.

Nous nous intéressons ici uniquement aux EHPAD. Peuvent être conventionnés "EHPAD" des établissements qui étaient auparavant de nature très différente : les maisons de retraite principalement, mais aussi quelques anciens logements-foyers et unités de soins de longue durée. Afin de calculer des économies d'échelle sur un ensemble homogène d'établissements,

3. Les EHPAD ont une obligation de conventionnement avec le Conseil Général et les services déconcentrés de l'Etat. Ces *conventions pluriannuelles tripartites* doivent être signées tous les cinq ans et permettent de fixer les tarifs dépendance, soins et, lorsque l'établissement est habilité à recevoir des bénéficiaires de l'aide sociale, le tarif hébergement.

nous ne conservons dans cette étude que les EHPAD qui étaient anciennement des maisons de retraite⁴.

Parmi ces établissements, la plupart sont entièrement régulés, i.e. ont leurs tarifs fixés par le Conseil Général et l'Autorité Régionale de Santé (ARS). Ils sont en contrepartie habilités à l'aide sociale, ce qui signifie qu'ils peuvent accueillir des résidents bénéficiaires de l'aide sociale départementale. Certains EHPAD ne sont à l'inverse pas habilités à recevoir ces résidents et peuvent fixer librement une partie de leurs tarifs. Cela concerne principalement, mais non exclusivement, des établissements privés à but lucratif. En raison de contraintes de disponibilité de données, nous restreignons l'objet de notre analyse aux maisons de retraite publiques et associatives pour lesquelles les tarifs sont imposés par les autorités de régulation.

2.2.2 Variabilité de la taille et des activités des maisons de retraite

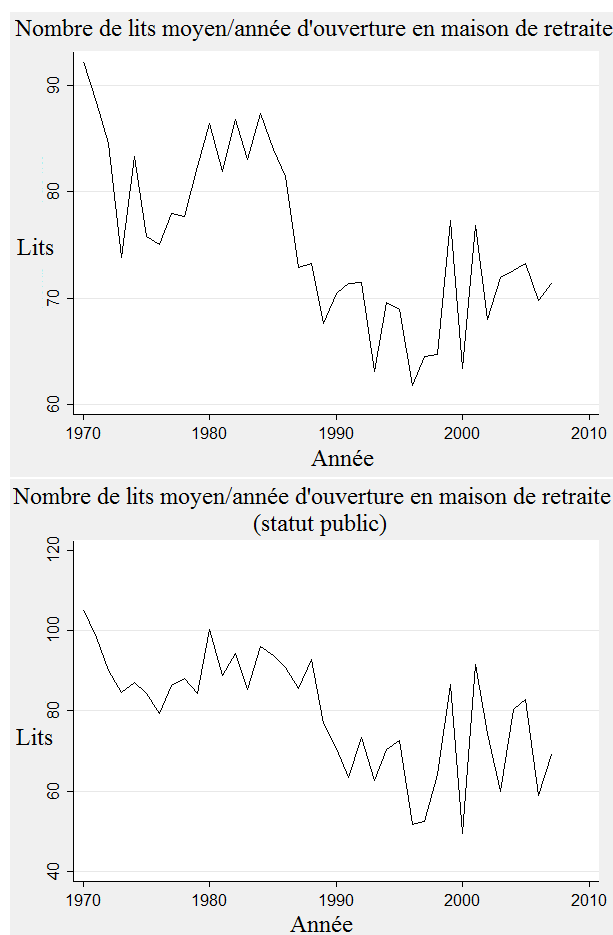
La figure 2.1 montre une évolution heurtée du nombre moyen de lits des maisons de retraite selon leur date d'ouverture entre 1970 et 2010. Une baisse importante de ce nombre de lits est remarquable à la fin des années 1980 : la capacité est alors passée d'environ 85 à 65 lits en quelques années, que l'on regarde l'évolution de la taille de toutes les maisons de retraite ou uniquement celle des établissements publics. A l'inverse, nous observons depuis le milieu des années 2000 une légère augmentation de la taille des établissements, probablement en raison d'une volonté politique de réduire les coûts en profitant d'économies d'échelle.

Le nombre de lits installés dans chaque maison de retraite est également variable selon son statut⁵. Nous observons dans le tableau 2.1 un nombre moyen de 78,7 lits par établissement, avec des différences marquées entre les maisons de retraite privées et publiques, les premières étant relativement plus petites que les secondes. Les établissements publics rattachés à des hôpitaux ont notamment une très grande capacité, en moyenne de 103 lits.

La taille des maisons de retraite diffère enfin selon leur localisation géographique. Nous présentons sur la figure 2.2 les différences départementales du nombre moyen de lits en

4. Il existe 5 469 EHPAD anciennement maisons de retraite en 2007 en France, qui représentent 423 089 lits (soit environ 62% des places de l'ensemble des établissements pour personnes âgées) (Perrin-Haynes, 2010 [121]).

5. Selon les résultats de l'enquête EHPA 2007 (*DREES*), 30,4% des maisons de retraite conventionnées EHPAD appartiennent au secteur privé à but non lucratif (caisses de retraite, mutuelles ou fondations) et 24,8% sont privées à but lucratif. Les maisons de retraite publiques représentent quant à elles 44,8% du marché et peuvent être soit autonomes (28,2%), soit rattachées juridiquement à un hôpital (16,6%) (Perrin-Haynes, 2010 [121]).



Echantillon de 4 621 maisons de retraite conventionnées EHPAD

Source : enquête EHPA 2007 (DREES) - Calculs B.Dormont et C.Martin

FIGURE 2.1 – Evolution de la taille moyenne des maisons de retraite (publiques et tous statuts confondus) selon leur date d’ouverture

TABLE 2.1 – Distribution statistique du nombre de lits installés en maison de retraite selon leur statut

Statut	moy.	σ	25%	50%	75%	N
Privé BNL	72,5	(34,7)	54	70	84	1 369
Privé BL	69,4	(28,6)	47	71	88	1 025
Public non hosp.	77,0	(42,3)	53	72	87	1 394
Public hosp.	103,3	(60,66)	63	86	127	833
Total	78,7	(43,3)	54	73	90	4 621

Echantillon de 4 621 maisons de retraite conventionnées EHPAD ; données non redressées

Source : enquête EHPA 2007 (DREES) - Calculs B.Dormont et C.Martin

maison de retraite. Nous remarquons un clivage Nord-Sud avec une taille moyenne relativement plus importante au Nord de la France, qui ne s’explique ni par une plus grande

proportion d'établissements publics (*figure 2.3*), ni par des différences liées aux dates d'ouverture des maisons de retraite (*figure 2.4*).

Concernant la diversification dans l'accueil de résidents de différents degrés de dépendance⁶, nous n'observons que très peu de dissemblances selon les statuts des établissements. Les proportions des résidents accueillis de trois niveaux de dépendance (*lourde, moyenne, légère*) sont présentées par statut dans le tableau 2.2.

TABLE 2.2 – Proportions moyennes des résidents accueillis par degré de dépendance selon le statut des maisons de retraite

	Privé BNL		Privé BL		Public non hosp.		Public hosp.		Total	
	moy.	σ	moy.	σ	moy.	σ	moy.	σ	moy.	σ
% GIR 1-2	45,9%	(0,15)	55,3%	(0,14)	47,3%	(0,13)	41,8%	(0,20)	47,7%	(0,16)
% GIR 3-4	35,2%	(0,11)	33,4%	(0,11)	36,6%	(0,10)	39,6%	(0,14)	36,0%	(0,11)
% GIR 5-6	18,9%	(0,13)	11,3%	(0,09)	16,1%	(0,10)	18,6%	(0,14)	16,3%	(0,12)
<i>N</i>	1 360		1 018		1 388		831		4 597	

Echantillon de 4 597 maisons de retraite conventionnées EHPAD ; données non redressées

Source : enquête EHPA 2007 (DREES) - Calculs B.Dormont et C.Martin

2.3 Littérature existante

S'il existe peu d'études sur la présence d'économies d'échelle dans le secteur des maisons de retraite en France, plusieurs auteurs ont en revanche travaillé sur des données étrangères, principalement américaines. Les résultats obtenus diffèrent d'une étude à l'autre, ce qui peut s'expliquer par la nature de l'échantillon de données utilisées (différences de localisation géographique et de temporalité) mais peut-être également par le choix de la méthode d'estimation. Nous regardons dans ce chapitre si, à partir d'un même échantillon, diverses méthodes d'estimation et modélisations de la fonction de coût peuvent conduire à des résultats différents en termes d'économies d'échelle.

Dans certaines de ces études, la présence d'économies d'échelle est analysée de manière non paramétrique par méthode d'enveloppement de données (*Data envelopment analysis, DEA*). Cette méthode consiste à déterminer une frontière de coût ou de production par programmation linéaire. Elle a notamment été utilisée par Fazel et Nunnikhoven (1992) [58],

6. La notion de dépendance et sa mesure sont définies par une grille nationale *AGGIR* permettant de classer les individus dans six groupes iso-ressources (*GIR*) selon les activités qu'ils parviennent ou non à faire seuls, des individus les plus dépendants (*GIR 1*) aux moins dépendants (*GIR 6*).

Chattopadhyay et Heffley (1994) [28] et Rosko *et al.* (1995) [129] pour montrer la présence d'économies d'échelle dans des maisons de retraite de divers Etats américains (respectivement du Michigan, du Connecticut et de Pennsylvanie). Avec cette même méthode mais un autre échantillon de maisons de retraite (Etat du Wisconsin), Nyman et Bricker en 1989 [117] n'observent pas d'effet de la taille sur les coûts. Les seuls travaux économétriques portant sur les coûts des EHPAD en France sont ceux de Dervaux *et al.* (2006) [40]. En utilisant cette méthode non paramétrique d'enveloppement de données et à partir d'un échantillon régional de maisons de retraite, ils évaluent une taille critique relativement faible, d'environ 60 lits. Leur résultat suggère la présence de déséconomies d'échelle dans la plupart des maisons de retraite dont la taille est supérieure à cette taille optimale. Nous vérifions, dans cette étude, si ce résultat est généralisable à l'ensemble du territoire national et s'il est robuste à la méthode d'estimation utilisée en ayant également recours à des techniques d'estimation paramétriques.

D'autres auteurs ont étudié l'effet de la taille sur les coûts des maisons de retraite avec des méthodes d'estimation paramétriques. En utilisant des échantillons de données américaines et des estimations en moindres carrés ordinaires, McKay (1988) [104] et Nyman (1988) [115] observent ainsi la présence d'économies d'échelle. Plus récemment ont été appliquées des méthodes d'estimation paramétriques prenant en compte les inefficacités-coûts éventuelles des établissements. L'idée est alors, non plus d'estimer des fonctions de coût, mais plutôt des frontières de coût correspondant à des établissements parfaitement efficaces et à partir desquelles il est possible d'étudier les économies d'échelle. Filippini (1999) [57] et Farsi et Filippini (2004) [53] observent ainsi la présence d'économies d'échelle dans des maisons de retraite suisses par l'utilisation de plusieurs méthodes paramétriques d'analyse de l'efficacité : analyse stochastique de frontière, approche déterministe de frontière, ainsi que diverses méthodes de données de panel adaptées à l'étude de l'efficacité. Certains auteurs ont également récemment eu recours à des méthodes de régression quantile, à l'instar de Knox *et al.* (2007) [90], qui observent ainsi des rendements constants sur un échantillon de maisons de retraite au Texas.

Outre le choix de la méthode d'estimation, plusieurs formes de fonctions et de frontières de coût peuvent être spécifiées et avoir un impact sur les résultats obtenus dans le cadre des estimations paramétriques. Christensen (2004) [30] les classe ainsi en trois catégories : *ad hoc*, *structurelle* et *hybride*. Les fonctions de coût *ad hoc* intègrent souvent le coût moyen par journée-résident comme variable dépendante et tout un ensemble de variables

indépendantes hypothétiquement corrélées aux coûts (prix des facteurs, nombre de lits, statut, localisation géographique, etc.). Les premiers auteurs qui ont travaillé sur les coûts des maisons de retraite ont eu recours à ce type de fonction (Lee et Birnaum 1983 [95]). Les formes *structurelles*, à l'inverse, intègrent le coût total en variable endogène et comme variables indépendantes uniquement les outputs et les prix de facteurs. Deux formes structurelles fréquemment utilisées sont les fonctions *Cobb-Douglas*⁷ et *translog* (Christensen, 1973) [31]⁸. McKay (1988) [104], Filippini (1999) [57], Farsi et Filippini (2004) [53] ont ainsi eu recours à une forme *translog* pour leur modélisation, tandis que Knox *et al.* (2007) [90] ont préféré utiliser une fonction de coût *Cobb-Douglas* moins flexible mais moins sujette au problème de colinéarité. A mi-chemin entre les formes *ad hoc* et *structurelle*, Christensen distingue une troisième catégorie de fonction, la forme *hybride*, à l'instar de celle proposée par Grannemann *et al.* (1986) [72]⁹. Ce type de fonction impose une forme structurelle du coût tout en permettant l'introduction de diverses variables de contrôle. Nous comparons, dans cette étude, les résultats d'estimations paramétriques d'une forme *hybride*, telle qu'elle fut définie par Grannemann en 1986 [72], et ceux d'une forme *translog* à laquelle nous ajoutons néanmoins quelques variables de contrôle¹⁰.

Nous présentons dans le tableau 2.3 un récapitulatif non exhaustif des études antérieures portant sur les économies d'échelle en maison de retraite.

Nous analysons également dans cette étude les éventuelles économies de gamme qui peuvent exister entre les différents degrés de dépendance des résidents accueillis. Peu d'études appliquées au secteur des maisons de retraite proposent une analyse des économies de gamme et, le cas échéant, puisque ces études sont le plus souvent américaines, la source des économies de gamme est bien évidemment différente de notre problématique¹¹.

7. Soient un output y , N inputs x_n et le coût total CT , la fonction *Cobb-Douglas* s'écrit de la manière suivante : $CT = \beta_0 y^{\beta_y} \prod_{n=1}^N x_n^{\beta_n}$, avec β_0 , β_y et β_n les paramètres de la fonction de coût.

8. Une fonction de coût *translog* est plus flexible qu'une fonction *Cobb-Douglas* et s'écrit comme suit : $CT = \exp(\beta_0 + \beta_y \ln y + \frac{1}{2} \beta_{y^2} (\ln y)^2 + \sum_{n=1}^N \beta_n x_n + \frac{1}{2} \sum_{n=1}^N \sum_{m=1}^N \beta_{nm} x_n x_m)$, avec β_0 , β_y , β_{y^2} , β_n et β_{nm} les paramètres de la fonction de coût.

9. Cette forme fonctionnelle est décrite à la section 2.4.1.

10. Selon la définition de Christensen [30], il s'agit donc également d'une forme *hybride* mais obtenue à partir d'une forme *translog*, ce qui n'est pas le cas de la modélisation proposée par Grannemann (1986) [72]. Pour différencier nos deux modèles de coûts, nous emploieront le terme de modèle *hybride* pour notre modèle semblable à celui de Grannemann (1986) [72], et de modèle *translog* pour la forme fonctionnelle *translog* à laquelle nous avons rajouté des variables *ad hoc*.

11. Dor, en 1989 [43], a mis en évidence l'existence d'économies de gamme entre des patients aidés financièrement par les programmes Medicaid ou Medicare et ceux qui ne sont pas bénéficiaires d'aides publiques, à partir d'un échantillon national de maisons de retraite américaines de 1986. Puisque les tarifs payés par les résidents en France ne sont pas fonction de leurs sources de financement, tout au moins pour les EHPAD de notre échantillon, nous ne nous intéressons pas ici à cette question.

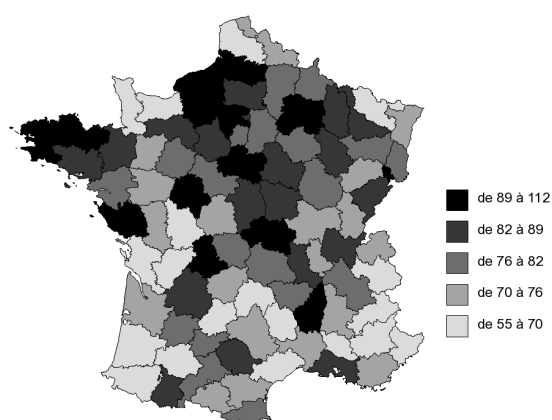


FIGURE 2.2 – Nombre moyen de lits en maison de retraite par département en France métropolitaine (hors Corse)

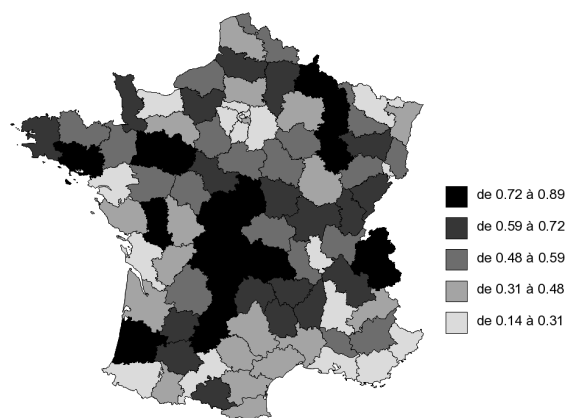


FIGURE 2.3 – Proportion des maisons de retraite publiques par département en France métropolitaine (hors Corse)

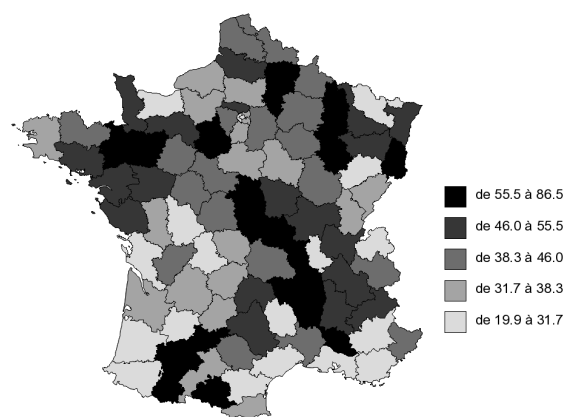


FIGURE 2.4 – Nombre moyen d'années écoulées depuis la date d'ouverture des maisons de retraite par département en France métropolitaine (hors Corse)

Echantillon de 4 621 maisons de retraite conventionnées EHPAD

Source : enquête EHPA 2007 (DREES), cartographie ©Articque, Calculs B.Dormont et C.Martin

TABLE 2.3 – Revue de littérature : études antérieures portant sur les économies d'échelle dans le secteur des maisons de retraite

	Echantillon	Méthode d'estimation	Type de fonction	Coûts variables en fonction de la taille ?	Economies ou déséconomies d'échelle (E/E^*) estimées ?
Lee et Birnaum [95]	<i>New-York, 1975</i>	MCO	<i>ad hoc</i>	Non (rendements constants)	-
McKay [104]	<i>Texas, 1983</i>	MCO	<i>translog</i>	Oui	économies d'échelle
McKay [104]	<i>Texas, 1983</i>	MCO	<i>translog</i>	Oui	économies d'échelle
Nyman [115]	<i>New-York, 1983</i>	MCO	<i>hybride</i>	Oui	économies d'échelle
Dor [43]	<i>Etats-Unis, 1986</i>	MCO	<i>hybride</i>	Oui	déséconomies d'échelle
Nyman et Bricker [117]	<i>Wisconsin, 1979</i>	DEA	-	Non (rendements constants)	-
Fizel et Nunnikhoven [58]	<i>Michigan, 1987</i>	DEA	-	Oui	économies d'échelle
Chattopadhyay et Heffley [28]	<i>Connecticut, 1982-1983</i>	DEA	-	Oui	économies d'échelle
Rosko <i>et al.</i> [129]	<i>Pennsylvanie, 1987</i>	DEA	-	Oui	économies d'échelle
Filippini [57]	<i>Suisse (Ticino), 1993-1995</i>	SFA	<i>translog</i>	Oui	économies d'échelle
Filippini [57]	<i>Suisse (Ticino), 1993-1995</i>	Effets fixes	<i>translog</i>	Oui	économies d'échelle
Farsi et Filippini [53]	<i>Suisse (Ticino), 1993-2001</i>	SFA	<i>translog</i>	Oui	économies d'échelle
Christensen [30]	<i>Illinois, 1997</i>	RQ	<i>hybride</i>	Oui	variable selon le décile retenu
Dervaux <i>et al.</i> [40]	<i>Ouest de la France</i>	DEA	-	Oui	déséconomies d'échelle
Knox <i>et al.</i> [90]	<i>Texas, 1999-2002</i>	SFA	<i>hybride</i>	Oui	taille optimale
Knox <i>et al.</i> [90]	<i>Texas, 1999-2002</i>	RQ	<i>hybride</i>	Oui	taille optimale

DEA : méthode d'enveloppement de données ; SFA : analyse stochastique de frontière ; RQ : régression quantile ; MCO : moindres carrés ordinaires

* Les économies d'échelle ont été estimées pour un niveau d'activité moyen ou médian de l'échantillon.

2.4 Méthodologie

2.4.1 Modélisation

Pour la partie paramétrique de notre étude, nous avons besoin de spécifier la forme de la fonction de coût d'une maison de retraite. Nous supposons que les EHPAD transforment des facteurs de production - diverses catégories de travail (L_i), i =aides-soignants, infirmiers, agents de service hospitalier (ASH) - en une certaine quantité de journées-résidents (Y). Nous faisons également l'hypothèse que plusieurs variables catégorielles ($z = \sum_k z_k$)¹² caractérisant les spécificités de l'environnement de l'EHPAD, ainsi que le degré de dépendance moyen des résidents (G), peuvent influencer sa production. La technologie de production peut ainsi être caractérisée par la fonction de transformation suivante : $F(Y, L, G, z, u) = 0$, avec u une inefficacité technique aléatoire de production. Grâce aux propriétés duales des fonctions de production, nous pouvons alternativement expliciter la technologie de production par la fonction de coût total : $CT = C(Y, w_i, G, z, v)$, avec w_i le salaire moyen de l'établissement par catégorie i de personnel et v un aléa de coût. Nous préférons utiliser une fonction de coût car cette approche permet de formaliser correctement l'activité multiproduit de l'EHPAD (i.e. les différents degrés de dépendance des résidents accueillis). L'estimation d'une fonction de coût requiert en outre comme variables explicatives, non pas les quantités d'inputs, mais leurs prix, probablement moins endogènes.

Modèle 1. Deux formes fonctionnelles sont utilisées. Nous choisissons tout d'abord une fonction *translog* (Christensen *et al.*, 1973 [31]) qui consiste à approximer la fonction de coût par un développement limité de Taylor à l'ordre 2. Cette forme fonctionnelle a l'avantage d'être plus flexible que des fonctions de type *Cobb-Douglas* ou à *élasticité de substitution constante* (*Constant Elasticity of Substitution-CES*). Nous lui ajoutons des variables de contrôle environnementales et des variables de spécificités des résidents pouvant être en interaction avec la variable d'output. Notre premier modèle de coût estimé est le

12. z peut être décomposée en deux catégories de variables : des variables z_{k1} supposées affecter directement les coûts mais non la relation entre l'output et les coûts, et des variables z_{k2} qui peuvent avoir un effet sur cette relation output-coûts.

suivant :

$$\begin{aligned}
 \ln\left(\frac{CT}{w_1}\right) &= \alpha_0 + \alpha_Y \ln(Y) + \sum_{i,i \neq 1} \alpha_{w_i} \ln\left(\frac{w_i}{w_1}\right) + \frac{1}{2} \alpha_{Y^2} (\ln Y)^2 + \sum_{i,i \neq 1} \frac{1}{2} \alpha_{w_i^2} \left(\ln \frac{w_i}{w_1}\right)^2 \\
 &+ \sum_{i,i \neq 1} \alpha_{Y.w_i} (\ln Y) \left(\ln \frac{w_i}{w_1}\right) + \sum_{i,i \neq 1} \sum_{j,j \neq i} \alpha_{w_i.w_j} \left(\ln \frac{w_i}{w_1}\right) \left(\ln \frac{w_j}{w_1}\right) \\
 &+ \alpha_G G + \alpha_{Y.G} Y.G + \sum_{k^1} \alpha_{z_{k^1}} z_{k^1} + \sum_{k^2} \alpha_{z_{k^2}} z_{k^2} + \sum_{k^2} \alpha_{Y.z_{k^2}} Y.z_{k^2} \quad (2.1)
 \end{aligned}$$

La normalisation des coûts et des rémunérations de facteurs par le prix d'un des facteurs de production (w_1) garantie l'homogénéité de degré 1 du coût total par rapport aux prix d'inputs. L'utilisation de cette forme fonctionnelle va nous permettre d'étudier la présence éventuelle d'économies d'échelle.

Modèle 2. Les maisons de retraite ne produisent en réalité pas qu'une seule catégorie de journées-résidents, mais peuvent diversifier leur activité dans l'hébergement de résidents de différents degrés de dépendance. Compte tenu de la log-linéarisation des variables explicatives dans le modèle *translog*, cette forme fonctionnelle ne nous permet pas d'introduire des outputs dont la quantité pourrait être nulle pour certains établissements. Pour tenir compte de la multidimensionnalité de l'output produit par les EHPAD ($Y = \sum_j Y_j$, avec j : degrés de dépendance des résidents) et afin d'étudier les éventuelles économies de gamme entre les productions de ces journées-résidents, une autre forme fonctionnelle est nécessaire. Nous utilisons ainsi une fonction *hybride* semblable à celle proposée par Grannemann *et al.* en 1986 [72], à partir de laquelle les économies d'échelle globales, spécifiques et les économies de gamme sont étudiées :

$$\begin{aligned}
 \ln\left(\frac{CT}{w_1}\right) &= \alpha_0 + \sum_j [\alpha_{Y_j} Y_j + \alpha_{Y_j^2} (Y_j)^2] + \sum_{j,j',j \neq j'} \alpha_{Y_j Y_{j'}} Y_j Y_{j'} + \alpha_{\Pi Y} \prod_j Y_j \\
 &+ \sum_{i,i \neq 1} \alpha_{w_i} \ln\left(\frac{w_i}{w_1}\right) + \alpha_G G + \sum_{k^1} \alpha_{z_{k^1}} z_{k^1} + \sum_{k^2} \alpha_{z_{k^2}} z_{k^2} + \sum_{k^2} \alpha_{Y.z_{k^2}} Y.z_{k^2} \quad (2.2)
 \end{aligned}$$

Fonction de coût de long terme vs de court terme. Nous n'avons pas introduit de variable de capital dans notre modélisation. Nous faisons donc l'hypothèse que le capital, et notamment le nombre de lits, est une variable endogène et que les maisons de retraite sont en mesure de l'ajuster pour minimiser leurs coûts. Nous nous plaçons de ce fait dans un cadre de long terme dans lequel tous les inputs sont endogènes. Cette hypothèse est forte : des rigidités administratives peuvent empêcher les maisons de retraite d'accroître ou de diminuer librement leur taille. Or, selon Aletras (1999) [3], les résultats d'estimation d'économies d'échelle obtenus à partir d'une fonction de coût de long terme peuvent

être biaisés si la situation réelle est de court terme. L'estimation d'une fonction de coût variable (i.e. de court terme) est toutefois délicate car les résultats obtenus peuvent être incompatibles avec la théorie économique (Guyomard et Vermersch 1989 [76]) en raison de la colinéarité quasi-parfaite existant entre la variable de capital et l'output¹³. Cette colinéarité est d'autant plus forte ici que les taux d'occupation des lits en maison de retraite sont souvent proches de 100%. Nous avons donc préféré utiliser une fonction de coût de long terme.

2.4.2 Méthodes d'estimation

Nous avons montré dans une précédente étude (Dormont et Martin, 2013 [46], chapitre 1) qu'une part non négligeable des coûts des maisons de retraite serait liée à de l'inefficacité. Ne pas prendre en compte ces inefficacités dans notre modélisation pourrait biaiser nos résultats d'estimation. Si la taille est par exemple corrélée positivement à l'inefficacité¹⁴, cela conduirait à surestimer l'effet de la taille sur les coûts et par conséquent à sous-évaluer la taille critique. Nous comparons les résultats d'estimation obtenus par moindres carrés ordinaires (MCO) avec ceux obtenus par des méthodes d'estimation de frontière. Nous choisissons une méthode d'analyse stochastique de frontière (*SFA - Stochastic Frontier Analysis*), ainsi qu'une méthode d'estimation non paramétrique d'enveloppement de données (*DEA - Data Envelopment Analysis*) n'imposant pas de spécification de la fonction de coût.

Analyses paramétriques : analyse stochastique de frontière et moindres carrés ordinaires. Nous menons dans un premier temps une analyse stochastique de frontière. La spécification retenue dans le cadre de cette méthode décompose l'erreur en deux composantes : une composante qui correspond à l'inefficacité de l'établissement e (u_e), et une autre qui caractérise le bruit (v_e). Des hypothèses paramétriques différentes des distributions de u_e et de v_e permettent d'identifier ces deux composantes.

$$\ln CT_e = \ln \widehat{CT}(X_e) + u_e + v_e$$

13. Soient CV le coût variable associé à une production y , k et k' deux niveaux de capital ; si $k' > k$, la propriété de non croissance des coûts en k implique que $CV(y, k') \leq CV(y, k)$. Or les résultats de nombreuses études empiriques de fonctions de coût de court terme ne respectent pas cette propriété. Ce problème peut être engendré par la forte multicollinéarité qui existe souvent entre y et k (Guyomard et Vermersch 1989 [76]).

14. Cet exemple est probable dans la mesure où les établissements publics rattachés aux hôpitaux sont souvent de grande taille et nous avons montré qu'ils sont relativement plus inefficaces que les établissements d'autres formes institutionnelles (Dormont et Martin, 2013 [46], chapitre 1).

avec $u_e \geq 0$, $\ln CT_e$ le logarithme du coût réel de l'établissement e , $\widehat{\ln CT}(X_e)$ son coût estimé et X_e le vecteur des variables explicatives de l'établissement. Nous obtenons alors :

$$CT_e = \widehat{CT}(X_e) * \exp(v_e) * \exp(u_e)$$

$$\text{et } CE_e = \frac{CT_e}{\widehat{CT}(X_e) * \exp(v_e)} = \exp(u_e) \geq 1$$

avec CE_e le score d'efficacité-coût de l'établissement e . Si l'établissement est pleinement efficace, alors $u_e=0$ et $CE_e=1$. u_e et les scores d'efficacité CE_e sont estimés en utilisant la formulation suggérée par Jondrow *et al.* (1982) [86].

Cette méthode d'estimation par maximisation de vraisemblance, proposée en 1977 par Aigner *et al.* [2] et Meeusen et Van den Broeck [106], requiert des hypothèses fortes sur la forme fonctionnelle du modèle de coût ainsi que sur la distribution du terme d'inefficacité. La forme de la fonction de vraisemblance, et de ce fait les résultats d'estimation, vont en effet dépendre de la distribution du terme u_e (Newhouse, 1994 [111]). Nous optons pour une distribution de la perturbation normale-normale tronquée, avec $v_e \sim iidN(0, \sigma_v^2)$, $u_e \sim iidN^+(\mu, \sigma_u^2)$ et $\mu = \delta m_e + \eta_e$ (m : variables environnementales explicatives de l'efficacité, et η : bruit statistique). Nous utilisons ainsi une approche en une étape (Battese et Coelli, 1995 [10]) pour laquelle le terme d'inefficacité est remplacé dans la fonction de coût par ses variables explicatives. Nous aurions pu utiliser une autre approche rencontrée dans la littérature (Pitt et Lee 1981 [122], Vitaliano et Toren 1994 [139]) qui consiste à estimer en première étape la frontière stochastique de coût et les scores d'efficacité en supposant ces derniers indépendamment et identiquement distribués, puis à régresser ces scores sur diverses variables explicatives. Cette deuxième étape vient de fait contredire l'hypothèse d'indépendance des termes d'inefficacité. Une approche en deux étapes peut ainsi mener à des estimations non efficaces (Battese et Coelli, 1995 [10]), voire des estimations biaisées des scores d'inefficacité (Wang et Schmidt, 2002 [140]).

Compte tenu des contraintes sur la distribution du terme d'erreur et sur la forme de la fonction de coût qui doivent être retenues pour estimer une frontière stochastique, il est important d'examiner la robustesse des résultats d'estimation en les confrontant à d'autres méthodes d'estimation paramétriques, par moindres carrés ordinaires, mais également non paramétriques.

Analyse non paramétrique : méthode d’enveloppement de données. Nous confrontons nos résultats d’estimation paramétriques à ceux obtenus par analyse non paramétrique d’enveloppement de données (*Data Envelopment Analysis, DEA*). Cette méthode, inspirée des travaux de Farrell (1957) [52], a été développée par Charnes *et al.* en 1978 [26]. Elle consiste à définir une frontière de production ou de coût à partir d’une programmation linéaire mesurant la distance entre chaque unité de décision¹⁵ (*DMU, Decision-Making Unit*) et cette frontière d’efficience. Le critère d’efficacité de Pareto-Koopmans, découlant du concept d’optimalité parétienne, est donc au coeur de cette programmation linéaire.

La modélisation d’une frontière de production permet d’évaluer l’inefficacité technique des établissements, c’est à dire leur capacité à produire plus d’outputs avec moins d’inputs. L’inefficacité d’échelle est une composante de l’inefficacité technique ; l’évaluation des économies d’échelle peut par conséquent être réalisée à partir de la comparaison des inefficacités techniques obtenues avec diverses frontières de production correspondant à des hypothèses de construction différentes (rendements constants, rendements variables et rendements non croissants)¹⁶. La modélisation d’une frontière de coût permet d’aller plus loin dans l’analyse : elle ajoute à la mesure de l’inefficacité technique celle de l’inefficacité allocative dans le choix des inputs, c’est à dire la possibilité de réduire les coûts pour un niveau de production donné en choisissant les inputs en fonction de leurs prix. L’inefficacité-coût caractérise le produit des inefficacités techniques et allocatives.

L’inefficacité technique est évaluée soit en termes d’inputs utilisés (*input-oriented measure*), soit en termes d’outputs produits (*output-oriented measure*). Lorsque le critère d’inputs est choisi, un établissement est considéré comme inefficace s’il peut réduire ses inputs sans diminuer son niveau de production. A l’inverse, selon le critère d’outputs, un établissement est inefficace s’il peut augmenter sa production sans modifier la quantité d’inputs utilisés. Dervaux *et al.* (2006) [40] utilisent dans leur étude une mesure d’inefficacité liée aux outputs. Une telle mesure suppose néanmoins que les organisations puissent faire varier leurs niveaux de production. Or, ceci ne semble pas être le cas des maisons de retraite en France : leur taux d’occupation est proche de 100% et toute hausse du nombre de lits est soumise au préalable à l’avis et à la décision des autorités régionales¹⁷. Nous préférons

15. L’unité de décision peut être un individu, un établissement, une entreprise, etc.

16. La méthode d’enveloppement de données et l’évaluation des économies d’échelle à partir de cette méthode sont présentées plus en détails en annexe.

17. La procédure d’autorisation d’extension a été alourdie par la loi n° 2002-2 de rénovation de l’action sociale et médico-sociale : un avis du Comité Régional de l’Organisation Sociale et Médico-Sociale (*CROSMS*) est désormais nécessaire avant toute décision du Conseil Régional et de l’Agence Régionale de Santé.

donc utiliser une méthode DEA avec une mesure d'inefficacité liée aux inputs, sur lesquels les établissements ont plus de latitude.

Nous décomposons dans notre modélisation l'output en trois catégories : nombre de journées-résidents en forte dépendance (résidents de GIR 1 et 2), en dépendance moyenne (résidents de GIR 3 et 4) et en faible dépendance (résidents de GIR 5 et 6), de manière à prendre en compte les différences de besoins en termes de personnel des résidents. Trois inputs sont introduits : le nombre d'équivalents temps plein (ETP) des infirmiers (L_{Inf}), des aides-soignants et des aides médico-psychologiques (L_{AS}) et le nombre d'ETP des agents de service hospitalier (L_{ASH}). Les salaires bruts moyens par établissement de chacune de ces catégories de personnel sont également intégrés au programme de minimisation de manière à calculer, en plus de la frontière de production, une frontière de coût. Nous pouvons ainsi étudier, non seulement les inefficacités techniques et les économies d'échelle, mais également les inefficacités allocatives et de coûts.

Si cette méthode non paramétrique de construction de frontière a l'avantage de ne pas nécessiter de spécification *a priori* de la technologie de production, elle présente néanmoins quelques inconvénients. Elle est d'une part très sensible à la présence d'observations extrêmes (Jacobs *et al.* 2006 [85], Knox *et al.* 2007 [90]). D'autre part, il est difficile d'ajouter des variables de contrôle qui pourraient avoir un effet sur la production ou sur les coûts. Enfin, son principal inconvénient réside dans l'impossibilité de distinguer ce qui relève du bruit et ce qui relève de l'inefficacité (Newhouse, 1994 [111]). Compte tenu des avantages et des limites de chacune de ces méthodes d'estimation de frontière, paramétrique et non paramétrique, il nous semble important de confronter leurs résultats. Nous regardons donc, dans cette étude, si la taille optimale estimée diffère selon la méthode utilisée.

2.4.3 Calcul des économies d'échelle et de gamme

Economies d'échelle globales. Les estimations des fonctions ou des frontières de coût permettent d'évaluer les économies d'échelle, i.e. de savoir si une variation de la quantité totale d'output produit (le nombre de journées-résidents) modifie le coût unitaire de production. L'élasticité d'échelle (EE) est définie comme l'inverse de la hausse relative des

coûts résultant d'une hausse relative de l'output :

$$EE = \frac{\partial Y/Y}{\partial CT/CT} = \frac{1}{\partial CT/\partial Y} \frac{CT}{Y} = \frac{CM}{Cm}$$

avec CT , CM et Cm respectivement le coût total, le coût moyen et le coût marginal d'un établissement. Il y a présence d'économies d'échelle lorsque l'élasticité d'échelle (EE) est supérieure à 1, i.e. lorsque les coûts peuvent être réduits si l'établissement produit plus. A l'inverse, si EE est inférieure à 1, il y a des déséconomies d'échelle; l'établissement gagnerait à produire en moindre quantité. Enfin, si EE est égale à 1, soit l'échelle de production est optimale, soit les rendements sont constants et les coûts ne varient pas en fonction de l'output ($\forall Y, EE=1$). Lorsque les économies d'échelle sont évaluées pour des firmes multiproduits, ce qui est le cas ici puisque les maisons de retraite peuvent prendre en charge différents types de dépendance, les économies d'échelle globales correspondent à l'élasticité-coût de la quantité totale de journées-résidents lorsque toutes les catégories d'outputs varient proportionnellement¹⁸.

- A partir des estimations en MCO et en analyse stochastique de frontière que l'on a obtenues du modèle de coût *translog* (*expression 2.1*), nous calculons l'élasticité d'échelle d'un établissement "moyen" et pour différents niveaux de capacité de la manière suivante :

$$\frac{1}{EE} = \frac{\partial \widehat{CT}/\widehat{CT}}{\partial Y/Y} = \frac{\partial \ln \widehat{CT}}{\partial \ln Y}$$

Or, le salaire moyen w_1 étant constant :

$$\frac{\partial \ln \widehat{CT}}{\partial \ln Y} = \frac{\partial (\ln \widehat{CT}/w_1)}{\partial \ln Y} = \alpha_Y + \alpha_{Y^2} Y + \sum_{i,i \neq 1} \alpha_{Y.w_i} \ln\left(\frac{\overline{w_i}}{w_1}\right) + \sum_{k^2} \alpha_{Y.z_k^2} \overline{z_k^2} + \alpha_{Y.G} \overline{G}$$

avec les paramètres α_Y , α_{Y^2} , $\alpha_{Y.w_i}$, $\alpha_{Y.z_k^2}$ et $\alpha_{Y.G}$ estimés à partir du modèle de coût *translog*, et $\ln(\frac{\overline{w_i}}{w_1})$, $\overline{z_k^2}$ et \overline{G} correspondant aux valeurs modales des variables qualitatives et aux valeurs moyennes des variables continues (autres que Y).

- A partir des estimations en analyse stochastique de frontière du modèle *hybride* (*expression 2.2*), les élasticités d'échelle sont calculées comme suit :

$$EE = \frac{\widehat{CM}}{\widehat{Cm}} = \frac{\widehat{CM}}{\sum_j \frac{\widehat{Cm}_j * Y_j}{\sum_j Y_j}}$$

18. Ce mode de calcul des économies d'échelle pour une firme multiproduit est qualifié dans la littérature anglo-saxonne de "*ray economies of scale*".

avec Y_j le nombre de journées des résidents de degré de dépendance j (dépendance lourde, moyenne ou légère). Les proportions des différents types de séjours sont fixées à leurs valeurs moyennes. Les estimations des coûts moyens (\widehat{CM}) et des coûts marginaux (\widehat{Cm}) sont effectuées en posant toutes les variables continues autres que Y_j égales à leur valeur moyenne et toutes les variables qualitatives égales à leur valeur modale¹⁹.

- Concernant l'analyse non paramétrique des économies d'échelle, nous comparons les inefficacités techniques obtenues à partir d'une frontière de coût correspondant à une technologie à rendements constants, avec celles obtenues à partir de rendements variables et de rendements non croissants²⁰.

Économies de gamme. Il y a présence d'économies de gamme lorsqu'il est plus avantageux de produire plusieurs types d'outputs simultanément que de les produire seuls.

Lorsqu'il n'y a pas de coût fixe, ce qui est souvent le cas pour une fonction de coût de long terme puisqu'il n'y a alors pas de variable de capital, tous les coûts varient selon la quantité produite (Y) : $CT(Y) = CV(Y)$ car $CF = 0$, avec CT le coût total, CV le coût variable et CF le coût fixe d'un établissement. Ainsi, si $Y = 0$, $CT(0) = 0$. Dans ce contexte, les économies de gamme (EG) peuvent être calculées de la manière suivante, à l'instar de Willig (1979) [143] et Panzar et Willig (1981) [118] :

$$EG = \frac{\sum_j \widehat{CT}(Y_j) - \widehat{CT}(Y)}{\widehat{CT}(Y)}$$

avec \widehat{CT} le coût total estimé à partir des valeurs modales et moyennes des variables explicatives autres que l'output, Y_j des niveaux donnés d'outputs j et $Y = \sum_j Y_j$ le niveau

19. Soient \bar{X} le vecteur des valeurs moyennes et modales des variables explicatives, Y_j les niveaux donnés d'outputs j et $Y = \sum_j Y_j$ l'output global ; les coûts moyens globaux et marginaux estimés pour différents niveaux d'outputs se calculent comme suit :

$$\widehat{CM}(\bar{X}, Y) = \frac{\widehat{CT}(\bar{X}, Y)}{Y}$$

$$\widehat{Cm}_j(\bar{X}, Y_j, \sum_{l \neq j} Y_l) = \frac{\partial \widehat{CT}(\bar{X}, Y_j, \sum_{l \neq j} Y_l)}{\partial Y_j} = \frac{\partial \ln \widehat{CT}(\bar{X}, Y_j, \sum_{l \neq j} Y_l)}{\partial Y_j} * \widehat{CT}(\bar{X}, Y_j, \sum_{l \neq j} Y_l)$$

avec $\widehat{CT}(\cdot)$ correspondant à $\exp(\ln \widehat{CT}(\cdot))$ et $\ln \widehat{CT}(\cdot)$ estimé à partir du modèle de coût *hybride*.

20. Par application du théorème de la dualité, il est équivalent de raisonner en termes de rendements d'échelle (étudiés à partir de la fonction de production) ou d'économies d'échelle (étudiées à partir de la fonction de coût). Les résultats obtenus par méthode non paramétrique d'enveloppement de données, qui correspondent à des mesures de rendements d'échelle déduits d'une frontière de production, sont donc directement comparables avec les mesures d'économies d'échelle obtenues par analyses paramétriques des fonctions de coût.

d'output total. Cette formule permet de calculer la variation des coûts en pourcentage résultant d'une production commune plutôt que séparée des différentes catégories j d'outputs. EG est alors positive en cas d'économies de gamme et négative en cas de déséconomies de gamme.

Si, en revanche, les coûts fixes ne sont pas nuls, ce qui semble être le cas ici ²¹, ce mode de calcul n'est plus adapté. La formule peut en effet se réécrire ainsi :

$$\begin{aligned} EG &= \frac{\sum_j \widehat{CT}(Y_j) - \widehat{CT}(Y)}{\widehat{CT}(Y)} \\ &= \frac{\sum_j \widehat{CV}(Y_j) + \sum_j \widehat{CF} - \widehat{CV}(Y) - \widehat{CF}}{\widehat{CT}(Y)} = \frac{(J-1)\widehat{CF} + \sum_j \widehat{CV}(Y_j) - \widehat{CV}(Y)}{\widehat{CT}(Y)} \end{aligned}$$

avec J le nombre de catégories différentes d'outputs, $\widehat{CF} > 0$ le coût fixe estimé, \widehat{CV} et \widehat{CT} les estimations du coût variable et du coût total. La présence de coûts fixes tend à fortement surestimer les économies de gamme.

A partir des résultats d'estimation du modèle de coût *hybride*, nous calculons par conséquent les économies de gamme uniquement sur les coûts variables, à l'instar de Cowing et Holtmann (1983) [36] ²² :

$$EG' = \frac{\sum_j \widehat{CV}(Y_j) - \widehat{CV}(Y)}{\widehat{CV}(Y)}$$

Economies d'échelle spécifiques. Il est également possible, à partir des résultats d'estimation du modèle de coût *hybride*, de calculer les élasticités d'échelle spécifiques pour chacune des catégories de résidents accueillis. Ces économies d'échelle spécifiques mesurent l'élasticité-coût de la production d'une seule catégorie d'output par un établissement multiproduit, en supposant les productions des autres outputs constantes.

Willig (1979) [143], ainsi que Christensen (2004) [30], calculent les économies d'échelle

21. Même en raisonnant à partir d'une fonction de coût de long terme, il peut subsister des *coûts fixes* que l'on appelle alors *coûts quasi-fixes*. Ils sont indépendants du niveau de production mais ne sont supportés que si la firme décide de produire : coûts liés au bâti, à l'équipement médical, au personnel administratif, technique et, dans une certaine mesure, au personnel soignant.

22. Nous faisons alors l'hypothèse qu'il n'y a pas d'économie de gamme réalisée sur les *coûts quasi-fixes* des établissements. Cette hypothèse paraît probable dans la mesure où les charges fixes (liées au bâti, au personnel administratif et technique, etc.) ne semblent pas pouvoir diminuer par une diversification ou par une spécialisation des maisons de retraite.

spécifiques d'un output j de la manière suivante :

$$EEsp_j = \frac{\widehat{CM}_j}{\widehat{cm}_j}$$

avec \widehat{cm}_j le coût marginal estimé associé à la production d'une unité supplémentaire de l'output j à un niveau d'output global fixé, et \widehat{CM}_j le *coût incrémental moyen* de l'output j ²³. Le *coût incrémental* représente la différence entre le coût associé à la production de tous les outputs l ($l \neq j$) à un niveau fixé (par exemple leur niveau moyen \bar{Y}_l) plus Y_j avec une certaine quantité choisie, et le coût de production de ces outputs sans Y_j . Pour obtenir un coût incrémental *moyen*, cette différence est divisée par Y_j :

$$\widehat{CM}_j = \frac{CT(Y_j, \sum_{l \neq j} \bar{Y}_l) - CT(\sum_{l \neq j} \bar{Y}_l)}{Y_j}$$

Cette formule est néanmoins appropriée, là encore, que lorsqu'il n'y a pas de coût fixe. La part du coût moyen correspondant aux coûts fixes, lorsqu'ils ne sont pas nuls, est soustraite lors du calcul du coût incrémental. De manière à résoudre ce problème et à véritablement appréhender les économies d'échelle spécifiques comme des élasticités d'échelle pour une catégorie particulière de journées-résidents (en supposant les quantités des autres catégories fixes), nous décidons de réintégrer la partie fixe des coûts à notre calcul. Pour chaque catégorie d'output j , nous ajoutons au coût variable ($\widehat{CV}_j = \widehat{CM}_j * Y_j$) la part des coûts fixes (\widehat{CF}_j) correspondant à la production de cet output. Nous ne disposons pas de clé de répartition pour attribuer précisément la part des coûts fixes incombant à chaque type d'output. Nous choisissons donc d'attribuer une part égale à chaque unité de journée-résident effectuée quelle que soit sa catégorie. \widehat{CF}_j est donc calculé comme la part des journées-résidents de catégorie j dans l'ensemble des journées-résidents, multipliée par la totalité des coûts fixes. On a alors :

$$\begin{aligned} \widehat{CT}_j &= \widehat{CF}_j + \widehat{CV}_j \\ &= \frac{Y_j}{\sum_l Y_l} * \widehat{CF} + [CT(Y_j, \sum_{l \neq j} \bar{Y}_l) - CT(\sum_{l \neq j} \bar{Y}_l)] \end{aligned}$$

23. Les économies d'échelle spécifiques ainsi calculées sont alors liées aux économies de gamme et aux économies d'échelle globales par la relation suivante (Willig, 1979 [143]) :

$$EE = \frac{\sum_j \alpha_j EEsp_j}{1 - EG}$$

avec pour pondération $\alpha_j = Y_j \widehat{cm}_j / \sum_j Y_j \widehat{cm}_j$. Ainsi, une maison de retraite présentant des déséconomies d'échelle spécifiques peut néanmoins présenter des économies d'échelle globales si les économies de gamme sont suffisamment importantes.

Ainsi, ce nouveau coût incrémental moyen (\widehat{CM}'_j) sera plus élevé que celui calculé à partir de la définition de Willig (1979) [143], puisque :

$$\widehat{CM}'_j = \frac{\widehat{CT}_j}{Y_j} = \frac{\widehat{CF}}{\sum_l Y_l} + \widehat{CM}_j$$

De même, le coût marginal (\widehat{Cm}'_j) doit inclure la dérivée par rapport à Y_j de la part des coûts fixes associée à Y_j :

$$\begin{aligned} \widehat{Cm}'_j &= \frac{\partial \widehat{CT}_j}{\partial Y_j} = \frac{\partial \widehat{CF}_j}{\partial Y_j} + \frac{\partial \widehat{CV}_j}{\partial Y_j} \\ &= \frac{\widehat{CF} * (\sum_{l \neq j} \bar{Y}_l)}{(\sum_l Y_l)^2} + \widehat{Cm}_j \end{aligned}$$

Nous obtenons alors les élasticités d'échelle spécifiques incluant les coûts fixes comme suit :

$$EEsp'_j = \frac{\widehat{CM}'_j}{\widehat{Cm}'_j}$$

2.4.4 Variables

Nous faisons l'hypothèse qu'une maison de retraite produit un output (Y) correspondant au nombre annuel de journées-résidents. Selon le modèle étudié, cet output est soit intégré comme tel, soit décomposé selon le degré de dépendance des résidents évalué par leur groupe GIR (*Groupe Iso-Ressources*) : dépendance lourde (Y_{GIR12}), dépendance moyenne (Y_{GIR34}) et dépendance légère (Y_{GIR56}). La production de cet output génère un coût (CT), que l'on assimile ici au coût total annuel de l'établissement.

Outre le(s) niveau(x) d'output(s), la modélisation d'une fonction de coût nécessite d'intégrer comme variables explicatives, non pas les inputs, mais leur prix. Les prix des inputs travail (w_i) correspondent aux salaires moyens bruts annuels du personnel de l'établissement exerçant une fonction i . Nous retenons dans notre modélisation les trois principales catégories de personnel présentes en maison de retraite : aide-soignant ou aide médico-psychologique (w_{AS}), agent de service hospitalier (w_{ASH}) et infirmier (w_{Inf}).

Puisque nous estimons une fonction de coût de long terme, nous n'avons pas dans notre modélisation de variable de capital. Il nous est en revanche nécessaire d'ajouter une variable de coût du capital, mais il est difficile de disposer d'une telle variable qui soit pertinente. Nous préférons donc en intégrer plusieurs :

-*BATI* : le nombre d'années depuis la construction du bâtiment ou, le cas échéant, de sa dernière rénovation ;

-*PROP* : une variable catégorielle apportant une information sur la propriété de la structure : le gestionnaire est-il propriétaire ? locataire d'un bâtiment public, privé non lucratif, privé lucratif ou d'un bâtiment HLM ?

-*URB* : le degré d'urbanisation de la commune (*ou ville*) de résidence de l'établissement²⁴ : espace rural, urbain ou ville localisée en région parisienne.

Nous ajoutons, comme variables de contrôle, les proportions de résidents de chaque groupe GIR dans l'établissement : *propGIR1* à *propGIR6*. Puisque ces variables peuvent avoir des effets différents sur les coûts selon l'effectif total de l'établissement, nous intégrons des variables d'interaction entre l'output et ces proportions de résidents par degré de dépendance : $Y.propGIRi$. Nous intégrons également la proportion de résidents accueillis dans le cadre d'un mode d'hébergement alternatif à l'accueil permanent (accueil de jour ou hébergement temporaire) : $\%NonHebperm$ et $Y.\%NonHebperm$.

Nous prenons enfin en compte diverses caractéristiques de l'établissement qui peuvent avoir un impact sur ses coûts : une variable binaire informant du choix de l'établissement quant à son option tarifaire liée aux soins²⁵ (*OS* ; et en variable d'interaction avec l'output : $Y.OS$), et une autre variable binaire indiquant si l'établissement dispose ou non d'une pharmacie à usage intérieur (*PUI*). Concernant l'option tarifaire choisie, nous nous attendons à un effet positif du choix de l'option *tarif global* sur les coûts puisque des frais supplémentaires sont alors à la charge de l'établissement. La disposition d'une pharmacie interne a également un impact positif attendu sur les coûts puisqu'elle génère un surcroît de coûts fixes (coût de la structure et rémunération d'un pharmacien salarié). Sa mise en place peut certes conduire à une meilleure gestion des médicaments et à une diminution des dépenses associées, mais celles-ci sont à la charge des personnes âgées et n'ont donc pas d'effet sur les coûts de l'EHPAD. Enfin, nous contrôlons par l'ancienneté de l'établissement, i.e. le nombre d'années écoulées depuis son ouverture (*ANCET*). Une ouverture ancienne peut en effet réduire les charges, notamment les dotations aux amortissements et les charges d'intérêts des emprunts bancaires, mais également diverses charges d'exploitation en raison

24. Nous reprenons la catégorisation de l'INSEE effectuée à partir du recensement de 1999 : "*Zonage en Aires Urbaines et aires d'emploi de l'Espace Rural*" (ZAUER). Le territoire est décliné en quatre catégories : espace à dominante rurale qui comprend à la fois des petites unités urbaines et des communes rurales, pôles urbains, couronnes périurbaines et communes multipolarisées. Nous regroupons les trois catégories urbaines et distinguons une troisième catégorie correspondant aux villes situées en région parisienne.

25. Les EHPAD ont un droit d'option tarifaire (article R.314-167 CASF) concernant les dépenses liées à la section soins : ils peuvent choisir l'option *tarif partiel* ou l'option *tarif global*. Le panier de soins remboursés est alors plus large pour les établissements ayant choisi l'option *tarif global* puisqu'il inclut les honoraires et prescriptions des médecins généralistes, ainsi que les examens de biologie et de radiologie. Lorsque l'établissement choisit l'option *tarif partiel*, ces dépenses sont à la charge de la personne âgée qui est alors remboursée par sa propre caisse d'Assurance Maladie.

d'une hausse de la productivité du personnel soignant et de direction (concept du *learning by doing*).

Pour l'estimation par analyse stochastique de frontière, nous devons également identifier des variables explicatives de l'inefficacité²⁶. Nous choisissons d'intégrer le statut de la maison de retraite (*STAT*), la proportion de bénéficiaires de l'aide sociale départementale dans l'établissement (*BENEF*), le logarithme du PIB/hab. du département de résidence de l'établissement (*PIB*), et enfin le ratio de la part des dépenses départementales du Conseil Général consacrées aux personnes âgées sur la part des personnes de plus de 75 ans dans la population totale du département (*PartPA*)²⁷.

2.5 Données

Nous utilisons un échantillon national de 1 065 maisons de retraite. Les données de salaires proviennent de l'enquête DADS 2008 (Déclaration annuelle de données sociales) de l'INSEE. Les autres variables nous sont renseignées par l'enquête exhaustive quadriennale EHPA 2007 (*DREES*). Nous ne disposons pas de données sur les coûts des établissements. Néanmoins, nous savons que la tarification est rétrospective, et ce pour deux raisons : d'une part, les tarifs des établissements sont fixés *ex post* après observation des coûts ; d'autre part, un établissement ne peut pas réaliser de bénéfice puisque tout résultat est repris sur les budgets annuels ultérieurs. Nous pouvons donc faire l'hypothèse que le coût total annuel d'une maison de retraite correspond au produit de son tarif journalier par le nombre de journées-résidents réalisées dans l'année. Nous multiplions alors les journées en hébergement permanent par les tarifs concernant ce type d'hébergement, et celles en accueil de jour ou en hébergement temporaire par les tarifs respectivement fixés pour ces deux modes d'accueil. L'information sur les tarifs de ces types d'hébergement alternatifs à l'accueil permanent nous est donnée par l'enquête annuelle MAUVE 2010 (*DREES*, *CNSA*, *DGCS*). Cette enquête est réalisée auprès de tous les établissements accueillant des personnes atteintes d'Alzheimer ou de maladies apparentées, ce qui est le cas de la plupart des

26. Puisque le terme d'inefficacité suit une loi normale tronquée, même lorsque nous optons pour une procédure en une étape (Battese et Coelli, 1995 [10]), le choix d'intégrer une variable comme élément explicatif du terme d'inefficacité, et non du coût, modifie la fonction de vraisemblance et les résultats d'estimation.

27. Les variables *BENEF*, *PIB* et *PartPA* n'ont *a priori* aucun impact sur les coûts, mais peuvent néanmoins caractériser la plus ou moins grande latitude des Conseils Généraux dans la fixation des tarifs des établissements.

établissements proposant un accueil de jour ou un hébergement temporaire. Nous avons supprimé de notre échantillon les établissements non répertoriés dans l'enquête MAUVE et pour lesquels ces types d'hébergement représentent plus de 5% du nombre total de journées-résidents. Pour les établissements non répertoriés et pour lesquels l'hébergement permanent représente plus de 95% des journées réalisées, nous ignorons leur activité d'hébergement non permanent.

Nous présentons dans le tableau 2.4 les statistiques descriptives des variables utilisées en fonction du statut de la maison de retraite. Nous remarquons que le coût journalier par résident est plus élevé pour les établissements publics rattachés à un hôpital que pour les établissements privés associatifs, eux-mêmes plus coûteux que les établissements publics autonomes. Nous observons également une activité plus forte pour les établissements publics, principalement pour les établissements publics rattachés à un hôpital. Nous pouvons donc légitimement nous interroger sur la présence d'un lien éventuel entre la taille de l'établissement et son coût.

2.6 Résultats

2.6.1 Etude des économies d'échelle globales

Estimations paramétriques des économies d'échelle globales. Nous présentons dans le tableau 2.5 les résultats d'estimation des coûts moyens, marginaux et des élasticités d'échelle²⁸ pour chacune des fonctions de coût estimées par analyse stochastique de frontière²⁹ ou par moindres carrés ordinaires³⁰, et pour différents niveaux d'outputs³¹.

Les coûts moyens par résident dépendent du niveau d'activité. Ils forment ainsi une *courbe en U* avec un minimum qui diffère selon le modèle de coût retenu. La taille optimale estimée par analyse stochastique de frontière (correspondant au nombre de lits tel que $EE=1$) varie entre 74 et 96 places³²; celle obtenue par estimation du modèle *trans-*

28. Les estimations des coûts moyens, marginaux et des élasticités d'échelle ont été effectuées à partir des valeurs moyennes de toutes les variables continues autres que Y et des valeurs modales des variables qualitatives.

29. Les régressions stochastiques de frontière ont été réalisées en utilisant le logiciel FRONTIER Version 4.1 (T.Coelli, 1996).

30. Les régressions par moindres carrés ordinaires ont été réalisées en utilisant le logiciel STATA 11.

31. Les résultats d'estimations paramétriques des modèles de coût sont présentés en annexe dans le tableau 2.22.

32. La "taille critique" de l'établissement se calcule théoriquement par le niveau d'activité et non par le nombre de lits (McKay, 1988 [104]). Nous avons de ce fait introduit dans notre fonction de coût le nombre de journées-résidents réalisées dans l'année comme variable d'output. Mais puisque les taux d'occupation

TABLE 2.4 – Statistiques descriptives des variables utilisées

Variables	Privé associatif	Public non hospitalier	Public hospitalier	Total
	Moy. (σ^2)	Moy. (σ^2)	Moy. (σ^2)	Moy. (σ^2)
CT	2 288 309 (1 517 314)	2 352 725 (1 376 239)	3 792 878 (2 084 898)	2 351 321 (1 463 640)
Y	27 254 (13 303)	29 239 (14 565)	40 322 (22 440)	28 602 (14 330)
<i>Non intégrées :</i>				
CT/Y	82,7 (15,0)	79,8 (11,2)	92,8 (18,6)	81,2 (13,2)
Nombre de lits	77,3 (37,8)	82,8 (41,4)	115,0 (66,0)	81,1 (40,8)
w_{AS}	23 969 (1 788)	24 344 (1 353)	24 804 (1 862)	24 194 (1 556)
w_{Inf}	33 220 (3 432)	31 265 (3 264)	32 110 (3 222)	32 145 (3 481)
w_{ASH}	21 011 (1 566)	20 260 (840)	20 436 (833)	20 579 (1255)
L_{AS}	14,8 (7,3)	14,9 (9,6)	26,8 (20,1)	13,8 (9,3)
L_{Inf}	3,5 (2,6)	4,2 (3,0)	9,1 (7,5)	4,0 (3,1)
L_{ASH}	12,5 (9,7)	18,7 (10,2)	22,7 (17,8)	16,2 (10,6)
propGIR1	0,175 (0,092)	0,173 (0,086)	0,145 (0,102)	0,173 (0,089)
propGIR2	0,306 (0,096)	0,306 (0,081)	0,294 (0,109)	0,305 (0,088)
propGIR3	0,141 (0,064)	0,145 (0,062)	0,167 (0,060)	0,144 (0,063)
propGIR4	0,203 (0,082)	0,215 (0,081)	0,218 (0,110)	0,210 (0,082)
propGIR5	0,090 (0,065)	0,093 (0,059)	0,082 (0,053)	0,091 (0,061)
propGIR6	0,086(0,086)	0,068 (0,068)	0,095 (0,123)	0,076 (0,078)
NonHebperm	0,011(0,04)	0,066 (0,02)	0,011 (0,03)	0,084 (0,03)
BATI	15,8 (15,0)	18,1 (17,1)	15,2 (8,51)	17,1 (16,2)
ANCET	43,7 (34,0)	59,0 (37,2)	56,1 (42,5)	52,5 (36,7)
PIB	25 155 (8 471)	23 755 (4 842)	23 934 (2 423)	24 347 (6 624)
BENEF	0,33 (0,31)	0,33 (0,28)	0,36 (0,26)	0,33 (0,29)
PartPA	1,97 (0,27)	1,91 (0,25)	1,90 (0,20)	1,93 (0,26)
	N (%)	N (%)	N (%)	N (%)
PROP=propriété	198 (44,2%)	377 (63,0%)	17 (89,5%)	592 (55,6%)
PROP=loc.pub	44 (9,8%)	198 (33,1%)	1 (5,25%)	243 (22,8%)
PROP=loc.HLM	91 (20,3%)	22 (3,7%)	1 (5,25%)	114 (10,7%)
PROP=loc.privéBNL	63 (14,1%)	1 (0,2%)	0(0%)	64 (6,0%)
PROP=loc.privéBL	52 (11,6%)	0 (0%)	0 (0%)	52 (4,9%)
URB=rural	120 (26,8%)	349 (58,4%)	11 (57,9%)	480 (45,1%)
URB=urbain	295 (65,8%)	235 (39,3%)	8 (42,1%)	538 (50,5%)
URB=paris	33 (7,4%)	14 (2,3%)	0 (0%)	17 (4,4%)
PUI=0	420 (93,7%)	547 (91,5%)	4 (21,1%)	971 (91,2%)
PUI=1	28 (6,3%)	51 (8,5%)	15 (78,9%)	94 (8,8%)
OS=0	351 (78,3%)	423 (70,7%)	6 (31,6%)	780 (73,2%)
OS=1	97 (21,6%)	175 (29,3%)	13 (68,4%)	285 (26,8%)
N.	448	598	19	1 065

Echantillon de 1 065 maisons de retraite conventionnées EHPAD

Source : DADS 2008 (INSEE), enquêtes MAUVE 2010 et EHPA 2007 (DREES) - Calculs B.Dormont et C.Martin

log est plus élevée que celle obtenue par estimation du modèle *hybride*. Afin de tester la

des EHPAD étudiés sont relativement homogènes et proches de 100%, nous pouvons aisément convertir ce nombre de journées-résidents en nombre de lits, en observant la taille moyenne des établissements réalisant un nombre de journées proche de l'estimation du nombre optimal.

robustesse de ces estimations d'élasticités d'échelle obtenues par analyse stochastique de frontière, nous avons également estimé par moindres carrés ordinaires la fonction de coût *translog*. Nous obtenons des élasticités d'échelle relativement proches. L'estimation de la taille critique des EHPAD semble ici plus sensible au modèle de coût qu'à la méthode d'estimation paramétrique choisie. Les coûts moyens et marginaux estimés par MCO sont toutefois légèrement plus élevés puisqu'ils ne sont pas épurés de l'inefficacité, ce qui souligne l'importance d'utiliser une méthode de frontière afin d'obtenir des estimations de coûts non biaisées.

TABLE 2.5 – Estimations des élasticités d'échelle par analyses paramétriques

Estimation		50% moy.	75% moy.	moy.	125% moy.	150% moy.	175% moy.	Taille optimale
SFA <i>translog</i>	<i>CM</i>	76,7	74,7	74,0	73,9	74,1	74,4	≈ 96
	<i>Cm</i>	70,3	71,4	72,8	74,2	75,7	77,1	
	<i>EE</i>	1,10	1,05	1,02	0,99	0,98	0,96	
MCO <i>translog</i>	<i>CM</i>	80,8	78,6	77,8	77,6	77,7	77,9	≈ 101
	<i>Cm</i>	73,7	74,7	76,1	77,5	78,9	80,3	
	<i>EE</i>	1,10	1,06	1,03	1,00	0,99	0,97	
SFA <i>hybride</i>	<i>CM</i>	81,3	74,1	73,3	74,8	77,3	79,9	≈ 74
	<i>Cm</i>	53,8	65,4	76,3	85,6	92,9	97,5	
	<i>EE</i>	1,51	1,13	0,96	0,87	0,83	0,82	
<i>N.lits</i>		40	60	80	100	120	140	

CM : coût moyen ; *Cm* : coût marginal ; *EE* : élasticité d'échelle

Echantillon de 1 065 maisons de retraite conventionnées EHPAD

Source : DADS 2008 (INSEE), enquêtes MAUVE 2010 et EHPA 2007 (DREES) - Calculs B.Dormont et C.Martin

Estimation non paramétrique des économies d'échelle globales. Nous présentons dans le tableau 2.6 les résultats d'analyse non paramétrique obtenus sous hypothèse de rendements constants (*Constant returns of scale, CRS*) et de rendements variables (*Variable returns of scale, VRS*) de la technologie de production³³. La comparaison des scores d'efficacité technique obtenus sous ces hypothèses différentes de rendements permet de mesurer l'efficacité d'échelle moyenne. Celle-ci s'élève à 90,3%, ce qui signifie que les établissements pourraient en moyenne réduire leurs coûts de 9,7% en modifiant leur niveau d'activité. Les inefficacités d'échelle n'expliquent donc qu'une faible part de l'inefficacité technique et donc de l'inefficacité-coût des maisons de retraite (respectivement de 44,3% et de 58,9% selon

33. Les scores d'efficacité technique, allocative, de coût et d'échelle, présentés dans le tableau 2.6, ont été calculés à partir du logiciel DEAP version 4.1 (T.Coelli, 1996).

les estimations obtenues sous hypothèse de rendements variables). Si l'inefficacité-coût est principalement due à l'inefficacité technique, une partie non négligeable semble également liée à l'inefficacité allocative : 25,3% des charges pourraient en moyenne être réduites si les établissements choisissaient leurs employés en fonction de leur salaire de manière à minimiser les coûts. Compte tenu des besoins des EHPAD en personnel qualifié et d'une substitution délicate entre les diverses catégories de personnel, ces inefficacités allocatives sont toutefois en grande partie incompressibles.

TABLE 2.6 – Résultats d'analyse non paramétrique : scores d'efficacité technique, allocative, de coût et d'échelle

Modèle	moyenne	σ	minimum	maximum
Technologie à rendements constants (CRS)				
<i>Efficacité allocative (EA)</i>	70,2%	0,15	18,9%	100%
<i>Efficacité technique (ET)</i>	49,2%	0,16	14,4%	100%
<i>Efficacité coût (EC=EA*ET)</i>	33,8%	0,12	8,7%	100%
Technologie à rendements variables (VRS)				
<i>Efficacité allocative (EA)</i>	74,7%	0,13	30,2%	100%
<i>Efficacité technique (ET)</i>	55,7%	0,19	19,6%	100%
<i>Efficacité coût (EC=EA*ET)</i>	41,1%	0,16	12,4%	100%
Efficacité d'échelle				
$EE = ET_{CRS}/ET_{VRS}$	90,3%	0,13	33%	100%

Echantillon de 1 065 maisons de retraite conventionnées EHPAD

Source : enquêtes MAUVE 2010 et EHPA 2007 (DREES) - Calculs B.Dormont et C.Martin

Cette première analyse permet d'identifier la part des coûts qui pourraient être réduits par une modification de la taille des établissements, mais elle ne dit rien sur la nature des inefficacités d'échelle. Pour identifier si les établissements sont trop grands ou, à l'inverse, trop petits, une comparaison avec une même estimation, mais cette fois-ci sous hypothèse de rendements non croissants, est nécessaire. Les proportions d'établissements en situation de rendements d'échelle décroissants, constants ou croissants, obtenues à partir de la méthode d'enveloppement de données³⁴, sont présentées par statut dans le tableau 2.7. 1 003 établissements sont en situation de rendements décroissants, ce qui signifie que leurs coûts seraient plus faibles s'ils accueilleraient un nombre moins important de personnes âgées. Les maisons de retraite à rendements constants ont une capacité moyenne de 67 lits. Il s'agit ainsi de la taille optimale calculée par technique d'enveloppement de données, bien plus

34. La nature des économies d'échelle a été identifiée en comparant des frontières de coût obtenues sous hypothèses de rendements constants, variables et non croissants. Ces frontières ont été calculées à partir du logiciel EMS (Efficiency Measurement System) version 1.3.

faible que celle observée par les estimations paramétriques. Celle-ci est proche du résultat obtenu par Dervaux *et al.* (2006) [40] avec cette même méthode mais avec un échantillon régional d'EHPAD.

TABLE 2.7 – Analyse par statut de la nature des rendements d'échelle obtenus par méthode d'enveloppement de données

	Nombre d'établissements par type de rendements d'échelle et par statut				
	Privé BNL	Public non hosp.	Public hosp.	Total	<i>moy. lits</i>
Rendements croissants	33	15	-	48	43
Rendements constants	9	4	1	14	67
Rendements décroissants	406	579	18	1 003	83
<i>Nombre d'établissements</i>	<i>448</i>	<i>598</i>	<i>19</i>	<i>1 065</i>	

Echantillon de 1 065 maisons de retraite conventionnées EHPAD

Source : enquêtes MAUVE 2010 et EHPA 2007 (DREES) - Calculs B.Dormont et C.Martin

Estimations paramétriques des économies d'échelle globales par statut. Nous estimons par analyse stochastique de frontière les modèles de coût *translog* et *hybride* sur des sous-échantillons d'établissements de même statut afin d'analyser d'éventuelles variations de la taille optimale : établissements privés à but non lucratif, établissements publics non hospitaliers et établissements publics (hospitaliers et non hospitaliers)^{35 36}. En raison de différences qui peuvent exister entre les caractéristiques des établissements privés et publics, il est en effet possible d'obtenir des élasticités d'échelle distinctes. Puisqu'une partie du personnel est fonctionnaire dans les établissements publics, la masse salariale y est par exemple plus rigide que dans les établissements privés ; un nombre de lits plus élevé pourrait ainsi leur permettre d'amortir ces surplus de coûts liés aux frais de personnel. Les résultats d'estimation des économies d'échelle sont présentés dans le tableau 2.8.

Conformément à nos attentes, nous observons des coûts moyens et marginaux relativement plus élevés pour les établissements privés, mais une taille optimale plus faible, comprise entre 70 et 87 lits. Les établissements publics non hospitaliers seuls présentent une taille optimale comprise entre 78 et 100 lits, qui augmente légèrement lorsque sont intégrés à l'estimation les établissements publics rattachés juridiquement à un hôpital.

35. Compte tenu du faible nombre de maisons de retraite publiques rattachées à une structure hospitalière dans notre échantillon, nous ne pouvons pas réaliser d'estimation uniquement sur ce groupe d'établissements.

36. Les résultats d'estimation paramétrique des modèles de coût par statut sont présentés en annexe dans le tableau 2.23.

TABLE 2.8 – Analyses paramétriques des élasticités d'échelle par statut

Statut	Estimation		75% moy.	moy.	125% moy.	150% moy.	Taille optimale
Privé BNL	SFA	CM	77,2	76,3	76,4	76,9	≈ 87
	translog	Cm	72,3	75,2	78,2	81,1	
		EE	1,07	1,01	0,98	0,95	
	SFA	CM	75,1	75,8	77,6	79,1	≈ 70
	hybride	Cm	72,9	82,0	86,6	86,6	
		EE	1,03	0,92	0,90	0,91	
Public non hosp.	SFA	CM	73,3	72,5	72,4	72,5	≈ 100
	translog	Cm	68,5	69,5	72,4	73,9	
		EE	1,05	1,02	1,00	0,98	
	SFA	CM	72,6	71,4	72,2	73,7	≈ 78
	hybride	Cm	63,3	72,0	78,6	82,6	
		EE	1,15	0,99	0,92	0,89	
Public	SFA	CM	73,5	72,8	72,6	72,7	≈ 105
	translog	Cm	70,3	71,3	72,4	73,4	
		EE	1,05	1,02	1,00	0,99	
	SFA	CM	73,5	72,4	73,4	75,1	≈ 77
	hybride	Cm	64,2	73,7	81,1	86,1	
		EE	1,14	0,98	0,91	0,87	
	N.lits		60	80	100	120	

CM : coût moyen ; Cm : coût marginal ; EE : élasticité d'échelle

Echantillon de 1 065 maisons de retraite conventionnées EHPAD

Source : DADS 2008 (INSEE), enquêtes MAUVE 2010 et EHPA 2007 (DREES) - Calculs B.Dormont et C.Martin

2.6.2 Etude des économies de gamme et des économies d'échelle spécifiques

L'activité des établissements n'est pas homogène et peut varier selon les degrés de dépendance des personnes âgées accueillies. Nous présentons dans le tableau 2.9 les proportions moyennes de chaque catégorie de résidents pour les établissements de notre échantillon. La plupart d'entre eux (97,9%) accueillent des résidents de chaque catégorie de dépendance, mais le nombre de journées correspondant aux résidents de dépendance lourde (de GIR 1 et 2) est toutefois, en moyenne, beaucoup plus important.

TABLE 2.9 – Proportions moyennes des catégories GIR des résidents accueillis en maison de retraite

	N	(GIR 1-2)	(GIR 3-4)	(GIR 5-6)
EHPAD sans résident en GIR 5 et 6	22	69,2%	30,8%	-
EHPAD avec toutes les catégories de résidents	1 043	47,4%	35,5%	17,1%

Echantillon de 1 065 maisons de retraite conventionnées EHPAD

Source : enquête EHPA 2007 (DREES) - Calculs B.Dormont et C.Martin

Analyse des économies de gamme. Nous présentons dans le tableau 2.10 les économies de gamme totales et spécifiques à chaque catégorie de résidents³⁷, calculées à partir des résultats d'estimation du modèle de coût *hybride*³⁸.

TABLE 2.10 – Economies de gamme totales et spécifiques selon la taille de l'établissement

	50% moy.	75% moy.	moyenne	125% moy.	150% moy.
$(Y_{GIR12})+(Y_{GIR34})+(Y_{GIR56})$	-0,14	-0,18	-0,22	-0,24	-0,25
$(Y_{GIR12})+(Y_{GIR34} + Y_{GIR56})$	-0,12	-0,16	-0,20	-0,22	-0,23
$(Y_{GIR34})+(Y_{GIR12} + Y_{GIR56})$	-0,12	-0,16	-0,20	-0,23	-0,70
$(Y_{GIR56})+(Y_{GIR12} + Y_{GIR34})$	-0,03	-0,03	-0,03	-0,01	0,01
<i>Nombre de lits</i>	<i>40</i>	<i>60</i>	<i>80</i>	<i>100</i>	<i>120</i>

Echantillon de 1 065 maisons de retraite conventionnées EHPAD

Source : DADS 2008 (INSEE), enquêtes MAUVE 2010 et EHPA 2007 (DREES) - Calculs B.Dormont et C.Martin

Nous observons des déséconomies de gamme totales et spécifiques pour chacun des outputs à tous les niveaux. Il ne semble donc pas pertinent, en termes de coûts, de se spécialiser dans une seule catégorie de dépendance. Les déséconomies de gamme globales sont d'autant plus grandes que la taille de l'établissement est importante ; plus l'établissement est grand, plus il est ainsi préférable qu'il soit spécialisé. Nous remarquons néanmoins que les déséconomies de gamme spécifiques aux résidents de dépendance légère (GIR 5 et 6) sont beaucoup plus faibles que celles spécifiques à l'accueil de résidents de lourde ou de moyenne dépendance. Ces déséconomies de gamme spécifiques aux GIR 5 et 6 tendent même à se réduire, jusqu'à devenir positives pour de grands établissements de 120 lits ou plus. L'accueil de résidents de faible dépendance ne générerait ainsi pas d'économies de coûts dans les établissements qui y seraient éventuellement spécialisés.

37. Ces estimations ont été réalisées à partir des valeurs moyennes des variables quantitatives (autres que celles d'output) et des valeurs modales des variables qualitatives.

38. Les résultats d'estimation paramétrique du modèle de coût *hybride* sont présentés en annexe dans le tableau 2.22.

Nous présentons dans le tableau 2.11 les économies de gamme calculées à partir des estimations en analyse stochastique de frontière du modèle *hybride* pour chaque sous-groupe d'établissements répartis par statut. Ces économies de gamme ont été calculées pour une taille moyenne des établissements d'environ 80 lits. Nous observons des déséconomies de gamme pour chaque catégorie d'établissements, d'ampleur relativement semblable.

TABLE 2.11 – Economies de gamme totales et spécifiques selon le statut de l'établissement

	Privé BNL moy.	Public non hosp. moy.	Public moy.
$(Y_{GIR12})+(Y_{GIR34})+(Y_{GIR56})$	-0,20	-0,19	-0,20
$(Y_{GIR12})+(Y_{GIR34} + Y_{GIR56})$	-0,19	-0,17	-0,18
$(Y_{GIR34})+(Y_{GIR12} + Y_{GIR56})$	-0,18	-0,16	-0,17
$(Y_{GIR56})+(Y_{GIR12} + Y_{GIR34})$	-0,03	-0,02	-0,04

Echantillon de 1 065 maisons de retraite conventionnées EHPAD

Source : DADS 2008 (INSEE), enquêtes MAUVE 2010 et EHPA 2007 (DREES) - Calculs B.Dormont et C.Martin

Analyse des économies d'échelle spécifiques. Toujours à partir des résultats d'estimation du modèle de coût *hybride*, nous calculons les élasticités d'échelle spécifiques pour chacune des catégories de résidents accueillis.

TABLE 2.12 – Economies d'échelle spécifiques par catégorie de dépendance

	GIR 1 et 2				GIR 3 et 4				GIR 5 et 6			
	Cm'_j	CM'_j	$EEsp'_j$	Y	Cm'_j	CM'_j	$EEsp'_j$	Y	Cm'_j	CM'_j	$EEsp'_j$	Y
50% moy.	88,3	88,6	1,00	6 924	87,5	86,0	1,02	5 025	62,9	63,1	1,00	2 372
75% moy.	89,1	93,3	0,96	10 386	86,6	84,0	1,03	7 539	63,0	63,7	0,99	3 558
moyenne	91,0	100,0	0,91	13 848	85,8	82,9	1,03	10 052	63,3	64,6	0,98	4 744
125% moy.	93,6	108,1	0,87	17 310	85,1	81,8	1,04	12 565	63,7	65,8	0,97	5 930
125% moy.	96,7	117,1	0,83	20 773	84,4	80,2	1,05	15 077	64,2	67,3	0,95	7 116

Cm'_j : coût marginal ; CM'_j : coût incrémental moyen ; $EEsp'_j$: élasticité d'échelle spécifique ; Y : journées-résidents

Echantillon de 1 065 maisons de retraite conventionnées EHPAD

Source : DADS 2008 (INSEE), enquêtes MAUVE 2010 et EHPA 2007 (DREES) - Calculs B.Dormont et C.Martin

Nous observons dans le tableau 2.12 des économies d'échelle à tous les niveaux pour l'accueil de résidents de GIR 3 et 4. Cela signifie qu'à partir d'un nombre moyen de journées-résidents réalisées en forte et en faible dépendance (respectivement 13 848 et 4 744 journées), il est toujours avantageux d'accueillir des résidents de GIR 3 et 4, quel que soit leur nombre (tout au moins jusqu'à 15 077 journées-résidents annuelles). Concernant l'accueil

de résidents de GIR 1-2 ou de GIR 5-6, les nombres optimaux de journées-résidents sont à l'inverse relativement faibles, respectivement de 6 924 et 2 372 journées.

2.7 Conclusion

Cette étude, effectuée sur un large échantillon de maisons de retraite en France, met en évidence l'existence d'économies d'échelle dans ce secteur jusqu'à une certaine taille critique. Cette dernière dépend de la méthode d'estimation retenue et du modèle de coût estimé. Nous observons une taille optimale comprise entre 74 et 96 lits à partir d'analyses paramétriques de frontières de coût ; cette taille est légèrement plus élevée, proche de 100 lits, lorsque la méthode d'estimation ne prend pas en compte les inefficacités des établissements (MCO). L'application d'une analyse non paramétrique à notre échantillon fournit une estimation également différente de la taille optimale, d'environ 67 lits, ce qui est proche de la taille critique observée par Dervaux *et al.* (2006) [40] avec cette même méthode et à partir d'un échantillon régional d'EHPAD en France. L'estimation par enveloppement de données nous semble toutefois moins fiable que les estimations paramétriques, puisqu'elle requiert des données précises sur les quantités de facteurs de production utilisés, i.e. dans notre étude sur les ETP de diverses catégories de personnel. Or, certains établissements peuvent avoir recours à la sous-traitance, à du personnel libéral ou intérimaire, pour lesquels il est difficile de mesurer précisément un équivalent en heures travaillées. Les résultats peuvent pour cette raison être faussés, et il nous paraît donc important de comparer toute étude non paramétrique avec des analyses paramétriques de frontières de coût qui ne nécessitent pas d'information sur ce type de données.

Outre la méthode d'estimation, le choix de la modélisation de la frontière de coût semble également avoir un impact sur les résultats des estimations paramétriques. Nous obtenons des élasticités d'échelle et des tailles optimales plus élevées avec une modélisation *translog* de la frontière de coût qu'avec une modélisation *hybride*.

Compte tenu des différences de résultats ainsi obtenues à partir d'un même échantillon d'observations, nous montrons dans ce chapitre l'importance d'utiliser plusieurs modèles et/ou méthodes d'estimation pour étudier la présence d'économies d'échelle dans un secteur. Ceci peut expliquer pourquoi nous trouvons dans la littérature des résultats empiriques dissemblables, qui ne sont pas toujours dus à des différences géographiques ou temporelles des établissements.

Nous avons également montré qu'une telle étude ne peut s'effectuer que si les établissements sont homogènes. En dupliquant cette même analyse sur des sous-groupes de maisons de retraite réparties par statut, nous observons que la taille critique des établissements privés associatifs est plus faible (entre 70 et 87 lits) que celle des établissements publics (entre 77 et 105 lits). Ceci est sans doute dû en partie à des rigidités salariales plus importantes pour les établissements publics qui peuvent alors profiter d'une grande taille pour améliorer la gestion de leurs ressources humaines et répartir leurs frais salariaux.

Concernant les économies de gamme, elles sont négatives à tous les niveaux. Il serait donc rentable pour un établissement de se spécialiser sur une seule catégorie de dépendance. L'encouragement du maintien à domicile et l'institutionnalisation tardive des personnes âgées, qui devraient accroître la spécialisation des EHPAD sur la grande dépendance, pourrait ainsi augmenter à la marge leur efficacité.

Une limite importante de notre étude réside dans l'absence de prise en compte de variable de qualité. Or, la taille de l'établissement pourrait avoir un impact indirect sur les coûts via la qualité. Les estimations de la taille critique seraient dans ce cas biaisées (Christensen, 2004 [30]). Ajouter des variables de qualité dans nos modèles de coût aurait pu permettre de prendre en compte cet éventuel biais³⁹, mais il est néanmoins difficile de trouver des variables qui soient pertinentes. L'introduction de variables de qualité n'aurait, quoi qu'il en soit, pas changé l'objet de notre analyse portant sur les coûts des maisons de retraite. Les estimations de la taille critique et des économies d'échelle reposent sur des considérations uniquement financières et ne prennent pas en compte des considérations plus normatives, comme l'effet de la taille de l'établissement sur le bien-être des résidents. Or, peut-être que celle-ci a un effet négatif sur leur état de santé⁴⁰, l'intégration des personnes âgées étant probablement plus aisée dans des structures "à taille familiale". Les petites structures répondent en outre à des objectifs de proximité; les personnes âgées recherchent souvent une institution proche de leur ancien domicile⁴¹, dans laquelle elles pourront éventuellement connaître les autres résidents afin de limiter leur déracinement. Ceci explique pourquoi certains Conseil Généraux encouragent la création d'établissements

39. Nous analysons en annexe l'effet de l'introduction de variables de qualité de *structure* sur l'estimation de la taille critique.

40. Nous montrons en annexe que la taille de l'EHPAD est négativement corrélée aux variables d'état de santé des résidents accueillis (incontinence, état dépressif et chutes).

41. Une enquête récente réalisée auprès de 1 802 résidents en EHPA (*Résidents EHPA 2009, DREES*) montre que l'élément principal de choix d'un établissement est sa localisation géographique (DREES, 2011) [49].

de petite capacité⁴², bien qu'économiquement moins rentables, mais qui procurent peut-être une meilleure prise en charge et un cadre de vie plus agréable pour les résidents.

2.8 Annexes du chapitre 2

2.8.1 Présentation de la méthode d'enveloppement de données

La méthode d'enveloppement de données (*Data Envelopment Analysis - DEA*) est une méthode non paramétrique d'estimation de frontières de production, de coût ou de profit. La construction d'une frontière permet de mesurer l'inefficacité des établissements par la distance séparant chacun d'eux de cette frontière. Lorsqu'il s'agit d'une frontière de production, l'inefficacité technique est ainsi calculée dans un repère associant les ressources utilisées au niveau de production d'un (*ou de plusieurs*) output(s).

Nous présentons un exemple simplifié de frontière de production pour illustrer la méthode d'enveloppement de données avec une mesure d'efficacité en termes d'inputs⁴³. Nous supposons que pour produire une quantité Y de journées-résidents, les maisons de retraite ont recours à un seul facteur de production : du travail infirmier (L_{Inf}). Les niveaux d'outputs produits et d'inputs utilisés de cinq maisons de retraite sont présentés dans le tableau 2.13. Il est possible de représenter dans l'espace des productions (L_{Inf}, Y) ces observations et de construire à partir de ces points la frontière de production (*figure 2.5*), i.e. le minimum d'heures employées pour chaque quantité de journées-résidents réalisées. Puisque nous utilisons ici une mesure *orientée inputs*, les scores d'inefficacité sont mesurés horizontalement : l'établissement 3 est ainsi le seul situé sur la frontière de production et donc le seul efficace ; la maison de retraite 2 est inefficace et peut réduire sa quantité d'infirmiers de moitié sans diminuer le nombre de journées-résidents réalisées.

Nous avons jusqu'alors raisonné comme si la technologie de production était à rendements constants, ce qui signifie que, quel que soit le nombre de journées-résidents effectuées, le nombre d'infirmiers requis pour chaque journée-résident est le même. Or, il peut exister des rendements d'échelle croissants ou décroissants. Si l'on suppose que l'on est en présence de rendements croissants, l'établissement 1 peut être efficace puisque le nombre d'infirmiers requis par journée-résident est alors plus élevé lorsque l'établissement ne réalise que 10 journées-résidents que lorsqu'il en réalise 30. A l'inverse, si l'on est en

42. Certains schémas gérontologiques départementaux, à l'instar de celui de la Vendée, mentionnent ainsi des tailles optimales largement inférieures à 80 lits : "*établissement à taille humaine de 24 places*" (Source : Conseil Général de Vendée, Plan *Bien vieillir en Vendée 2010-2014*, 2010).

43. Cet exemple est inspiré de l'ouvrage de Coelli (2005), chapitres 6 et 7 [33].

présence de rendements d'échelle décroissants, c'est la maison de retraite 5 qui est peut-être efficace. La construction de frontières sous différentes hypothèses de rendements permet ainsi d'évaluer les rendements d'échelle. La distance entre la frontière de production obtenue à partir de rendements d'échelle constants et celle obtenue à partir de rendements d'échelle variables correspond aux inefficacités d'échelle⁴⁴. Pour connaître la nature de ces rendements d'échelle, nous devons construire une troisième frontière de production correspondant à une hypothèse de rendements d'échelle non croissants. Lorsque celle-ci est confondue avec la frontière obtenue à partir de rendements variables, cela signifie que les rendements d'échelle sont décroissants ; dans le cas inverse, ils sont croissants⁴⁵. A l'instar de Dervaux *et al.* (2006), nous utilisons dans notre étude la comparaison de différentes frontières de coût - avec rendements constants, variables et non croissants - pour évaluer la présence d'économies d'échelle. Cette technique n'est utilisée que dans peu d'études non paramétriques. Nyman et Bricker (1988) [115], Fizel et Nunnikhoven (1992) [58], Chattopadhyay et Heffley (1994) [28] et Rosko *et al.* (1995) [129] ont tous utilisé une méthode DEA avec hypothèse de rendements constants pour identifier les scores d'inefficacité ; ils ont ensuite régressé ces scores sur plusieurs variables de contrôle, dont la taille des maisons de retraite, pour évaluer la présence d'éventuelles d'économies d'échelle.

TABLE 2.13 – Exemple d'application de la méthode *DEA* : heures infirmiers et journées-résidents de cinq maisons de retraite

Maison de retraite	output Y	input L_{Inf}
1	10	2
2	20	4
3	30	3
4	40	5
5	50	6

Si un problème simple comme celui présenté en exemple peut être résolu par un raisonnement graphique, il n'en va bien évidemment pas de même pour des problèmes plus réalistes intégrant de multiples organisations qui produisent plusieurs outputs à partir de plusieurs inputs. Une formulation mathématique est alors nécessaire. Le programme d'op-

44. Pour avoir une mesure des rendements d'échelle, par exemple pour l'établissement 1, nous calculons le ratio $=1/2=0,5$ (*mesure horizontale orientée inputs*). Nous en déduisons que la taille de l'établissement 1 n'est pas optimale puisqu'il peut être plus efficace en modifiant son niveau de production. Lorsque le ratio est égal à 1, l'établissement a une taille de production optimale.

45. Dans notre exemple, l'établissement 1 présente des rendements d'échelle croissants puisque la frontière de production obtenue sous hypothèse de rendements non croissants n'est pas confondue avec la frontière de production obtenue sous hypothèse de rendements variables.

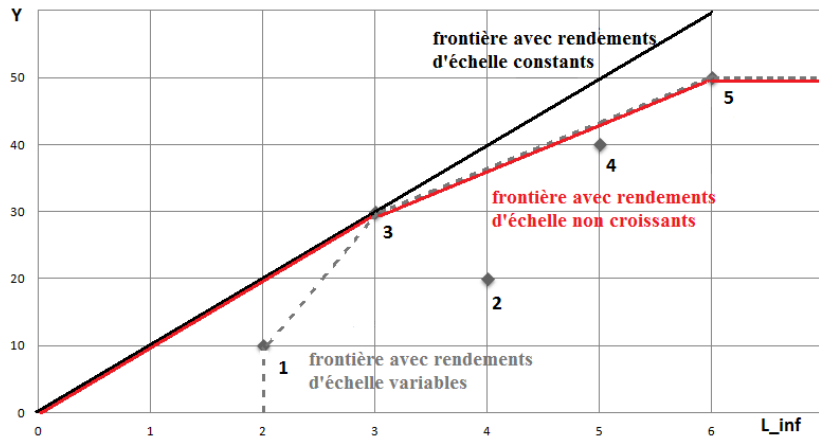


FIGURE 2.5 – Exemple d'application de la méthode DEA : frontières de production avec technologies à rendements constants, variables et non croissants

timisation linéaire pour une technologie de production à rendements d'échelle constants est le suivant :

$$\min_{\lambda, \theta} \theta$$

sous contraintes :

$$\begin{aligned} -y_e^j + \lambda.Y^j &\geq 0, \forall j \in J \\ \theta.x_e^k - \lambda.X^k &\geq 0, \forall k \in K \\ \lambda &\geq 0 \end{aligned}$$

avec θ un scalaire, E le nombre d'établissements de l'échantillon, λ un vecteur de $E \times 1$ constantes, K le nombre d'inputs, J le nombre d'outputs, x_e^k la quantité d'input k (i.e. le personnel de catégorie k) de l'établissement e , y_e^j le niveau d'output j (le nombre de journées-résidents de degré de dépendance j) de l'établissement e , X^k et Y^j les vecteurs d'input k et d'output j de tous les établissements de l'échantillon. Pour une technologie de production à rendements variables, nous ajoutons une contrainte dans le programme de minimisation : $E1'\lambda = 1$, avec $E1$ un vecteur $E \times 1$ de 1. Les maisons de retraite ne sont plus alors comparées qu'avec des établissements de taille similaire. Dans le cas d'une technologie à rendements d'échelle non croissants, nous posons à l'inverse $E1'\lambda \leq 1$.

Pour modéliser une frontière de coût et ainsi évaluer l'inefficacité-coût des établissements, le programme d'optimisation est légèrement différent. Puisqu'il s'agit d'une mini-

minimisation des coûts, l'intégration des prix d'inputs est nécessaire :

$$\min_{\lambda, x_e^k} w_e^{k'} x_e^k, \forall k \in K$$

sous contraintes :

$$-y_e^j + \lambda.Y^j \geq 0, \forall j \in J$$

$$x_e^k - \lambda.X^k \geq 0, \forall k \in K$$

$$\lambda \geq 0$$

avec w_e^k le salaire moyen de la catégorie de personnel k de l'établissement e .

2.8.2 Impact de la qualité sur l'estimation de la taille critique

Des estimations biaisées par l'absence de variable de qualité. Puisqu'il est difficile de trouver des variables pertinentes de qualité pour le secteur des maisons de retraite, peu d'études en intègrent. Mais l'absence de variable de qualité peut biaiser les estimations de la taille optimale à la hausse ou à la baisse (Christensen, 2004 [30]). Le sens du biais sera fonction des corrélations entre l'output et la qualité, et entre la qualité et les coûts. Dans l'hypothèse où la qualité a un effet positif sur les coûts, si elle est également positivement corrélée au nombre de journées-résidents annuelles des EHPAD, alors la taille critique et les élasticités d'échelle seront probablement sous-estimées en l'absence de variable de qualité. A l'inverse, si la qualité est négativement corrélée à la taille de l'institution, les élasticités d'échelle seront surestimées. Nous pouvons mesurer ce biais en reprenant la mesure des élasticités d'échelle et en intégrant une variable de qualité (q) (Christensen, 2004) [30]. La mesure non biaisée des élasticités d'échelle est la suivante :

$$EE^{NB} = \frac{C_M(Y, q, Z)}{C_m(Y, q, Z)} = \frac{\frac{C(Y, q, Z)}{Y}}{\frac{\partial C(Y, q, Z)}{\partial Y}}$$

avec Y l'output (le nombre de journées-résidents) et Z un vecteur de facteurs de coût. Si Y est corrélé à q , alors les élasticités d'échelle estimées sans prise en compte de la qualité correspondent à l'expression suivante :

$$EE^B = \frac{\frac{C(Y, q, Z)}{Y}}{\frac{\partial C(Y, q, Z)}{\partial Y} + \frac{\partial C(Y, q, Z)}{\partial q} * \frac{\partial q}{\partial Y}}$$

En comparant cette expression (EE^B) avec la mesure non biaisée des élasticités d'échelle (EE^{NB}), nous pouvons identifier le biais : $(\partial C / \partial q) * (\partial q / \partial Y)$. Si la corrélation entre Y

et q est nulle, ce biais l'est également. Si, en revanche, Y et q sont positivement corrélés, $(\partial C/\partial q) * (\partial q/\partial Y) > 0$ et EE^B est sous-estimé.

Nous proposons de comparer les élasticités d'échelle estimées par un modèle de coût sans qualité avec celles correspondant à un modèle de coût avec qualité.

L'impact de la taille de l'établissement sur la qualité et les effets de la qualité sur les coûts. Avant d'intégrer des variables de qualité dans notre fonction de coût, il est important d'analyser au préalable leurs liens avec la taille et les coûts des établissements afin d'avoir une idée du sens du biais généré par leur absence. Nous retenons deux variables de qualité de *structure* : le taux d'encadrement en personnel et leur qualification. Le taux d'encadrement est un *proxy* pertinent de la qualité en EHPAD (Dormont et Martin, 2013 [46], chapitre 1). De manière à prendre en compte la diversité des besoins en personnel soignant, nous calculons un encadrement théorique optimal (N^*) en fonction des catégories GIR des résidents. Nous utilisons pour cela les normes présentes dans le secteur de la prise en charge à domicile, qui permettent de calculer des équivalents temps plein (ETP) journaliers de personnel nécessaires à chaque personne âgée. Ce calcul d'ETP s'effectue en fonction du GIR attribué à l'individu⁴⁶ : une personne en GIR 1 a ainsi besoin quotidiennement de 1 ETP, en GIR 2 de 0,84, en GIR 3 de 0,66, en GIR 4 de 0,42, en GIR 5 de 0,25 et enfin en GIR 6 de 0,07 ETP (Ratte et Imbaud 2011, [125]). Nous rapportons ensuite l'encadrement effectif (N) (incluant tout le personnel non administratif et hors services généraux⁴⁷) à cet encadrement théorique calculé : N/N^* . Outre le taux d'encadrement, la structure de qualification du personnel a probablement, toutes choses égales par ailleurs, un effet sur la qualité de la prise en charge en établissement. Nous définissons ainsi une deuxième variable de qualité (*Qualif*), calculée comme le rapport du personnel soignant qualifié (médecins, infirmiers, aides-soignants et AMP) sur le personnel non qualifié (ASH et personnel d'animation). Nous observons dans le tableau 2.14 que ces ratios d'encadrement et de qualification ne semblent pas fortement corrélés à la taille de l'établissement. Un nombre de lits supérieur à 100 ou inférieur à 50 permettrait de disposer d'un personnel légèrement plus important et plus qualifié qu'une taille intermédiaire de 50 à 100 lits.

Il aurait également été intéressant d'ajouter des variables de qualité de *résultats*, i.e.

46. Il s'agit des ratios d'encadrement préconisés par le Plan Solidarité Grand Age 2007-2012.

47. Nous avons ajouté aux ETP de personnels salariés dans l'établissement les ETP correspondant aux heures de sous-traitance, d'interim et des personnels libéraux.

TABLE 2.14 – Taux moyens d’encadrement (N/N^*) et de qualification ($Qualif$) selon la taille de l’établissement

	lits<50	50≤ lits<75	75≤ lits<100	lits≥100	Total
N/N^*	0,90	0,87	0,86	0,90	0,88
Qualif	2,41	1,70	1,92	2,37	1,99
Nombre d’établissements	135	378	367	185	

Echantillon de 1 065 maisons de retraite conventionnées EHPAD

Source : enquête EHPA 2007 (DREES) - Calculs B.Dormont et C.Martin

correspondant à l’état de santé des résidents. Grâce à l’enquête EHPA 2007 (*DREES*), nous disposons, pour 5 646 résidents institutionnalisés en maison de retraite, de trois variables représentatives de leur état de santé : le degré d’incontinence, le degré d’état dépressif et une variable binaire indiquant si le résident a fait au moins une chute au cours de l’année. Nous effectuons, à partir de ces observations, deux régressions en *probit* ordonné et une régression *probit* binomiale sur diverses variables explicatives : l’âge et le groupe GIR du résident, deux variables binaires indiquant si le résident peut marcher et s’il se plaint de douleurs, la proportion de bénéficiaires de l’aide sociale dans l’établissement, la présence de chambres de fin de vie, N/N^* , $Qualif$ et le nombre de lits dans l’établissement. Nous présentons dans le tableau 2.15 uniquement l’effet du nombre de lit sur ces variables d’état de santé. En contrôlant par l’encadrement en personnel et leur qualification, nous observons un impact positif de la taille de l’institution sur la détérioration de l’état de santé des résidents. Nous pouvons faire deux interprétations de ces résultats : d’une part, un établissement "à taille humaine" est sans doute moins déstabilisant et peut de ce fait accroître le bien-être des résidents ; d’autre part, les établissements de petite taille sont souvent associés à une meilleure répartition géographique sur le territoire et permettent ainsi aux personnes âgées d’être moins éloignées de leur habitat d’origine, ce qui peut également constituer un facteur de bien-être. Puisque nous ne disposons de ces variables d’état de santé que pour un faible nombre de résidents par maison de retraite, nous ne pouvons pas les intégrer à notre modèle de coût.

L’intégration de variables de qualité dans un modèle de coût, afin d’évaluer la présence d’économies d’échelle, n’a de sens que si les coûts sont positivement liés à la qualité. C’est le cas ici puisque l’encadrement en personnel et leur qualification génèrent des coûts supplémentaires (Dormont et Martin, 2013 [46], chapitre 1).

TABLE 2.15 – Régression *probit* de l'état de santé des résidents sur le nombre de lits des maisons de retraite

	Degré d'incontinence	Etat dépressif	Chutes
N.lits	0,001**	0,0007*	0,0006†

Seuils de significativité : † : 10% * : 5% ** : 1%

Echantillon de 5 646 résidents en EHPAD

Source : enquête EHPA 2007 (DREES) - Calculs B.Dormont et C.Martin

Modélisation. Nous choisissons d'estimer par analyse stochastique de frontière et par MCO un modèle de coût *translog*.

Intégrer les variables d'encadrement et de qualification dans notre modèle semble poser un problème d'endogénéité puisque les budgets alloués aux établissements peuvent contraindre leurs choix de recrutement. Pour traiter ce problème, nous utilisons une méthode de variables instrumentales. Nous faisons l'hypothèse qu'une moindre qualité de la prise en charge et un épuisement du personnel, liés à un faible ratio d'encadrement ou/et à une faible qualification, peuvent engendrer un turnover important (Spilsbury *et al.*, 2011 [134]). Nous choisissons alors d'intégrer comme instruments des variables d'ancienneté moyenne du personnel infirmier et d'autres catégories de personnel - aides-soignants, ASH, AMP, auxiliaires de vie - (ANC_{Inf} et ANC_{Autres}), ainsi que ces mêmes variables d'ancienneté au carré. Puisque l'ancienneté du personnel peut varier en fonction du type de contrat de l'employé et donc du statut de l'établissement, nous choisissons d'intégrer le 15-quantile de l'établissement classé au regard des variables d'ancienneté parmi les maisons de retraite de même statut. Nous ajoutons comme instruments des variables d'interaction de l'ancienneté avec une variable binaire indiquant si l'établissement est localisé en région parisienne ($ANC_{Inf.Paris}$ et $ANC_{Autres.Paris}$). Nous projetons les variables N/N^* et $Qualif$ sur les variables non endogènes du modèle et sur les instruments exclus via des régressions *probit*. Nous présentons les résultats d'estimation de cette première étape dans le tableau 2.16⁴⁸ et les résultats d'estimation de deuxième étape dans le tableau 2.17.

48. Les tests du Chi-Deux de significativité globale des instruments effectués à partir des résultats d'estimation de chacune de ces équations d'instrumentation permettent d'écarter l'hypothèse nulle d'instruments faibles. On obtient en effet :

-pour la première équation d'instrumentation (projection de N/N^*) : $\chi^2(6)=57,91$ et une p-value de 0,000 ;
 -pour la deuxième équation (projection de $Qualif$) : $\chi^2(6)=14,31$ et une p-value de 0,0263.

Nous effectuons également un test d'Hausman : nous rejetons l'hypothèse nulle d'exogénéité de N/N^* et de $Qualif$ avec une p-value égale à 0. Le test de Sargan permet enfin de contrôler l'exogénéité des instruments exclus ; nous acceptons l'hypothèse nulle de non endogénéité avec une p-value de 0,7118.

TABLE 2.16 – Equations d'instrumentation de N/N^* et de $Qualif$

	N/N^*		$Qualif$	
	Coeff.	(σ)	Coeff.	(σ)
Y	<i>ns</i>		<i>ns</i>	
$w_{AS/Inf}$	<i>ns</i>		<i>ns</i>	
$w_{ASH/Inf}$	<i>ns</i>		<i>ns</i>	
$w_{AS/Inf}^2$	<i>ns</i>		<i>ns</i>	
$w_{ASH/Inf}^2$	<i>ns</i>		<i>ns</i>	
Y ²	0,555*	(0,250)	<i>ns</i>	
Y. $w_{AS/Inf}$	<i>ns</i>		<i>ns</i>	
Y. $w_{ASH/Inf}$	<i>ns</i>		<i>ns</i>	
$w_{AS/Inf} \cdot w_{ASH/Inf}$	<i>ns</i>		<i>ns</i>	
URB : rural	ref	ref	ref	ref
URB : urbain	-0,198**	(0,075)	<i>ns</i>	
URB : paris	<i>ns</i>		<i>ns</i>	
PUI	0,238†	(0,138)	0,504**	(0,153)
PROP=propriété	ref	ref	ref	ref
PROP=loc.pub	<i>ns</i>		<i>ns</i>	
PROP=loc.HLM	-0,381**	(0,127)	<i>ns</i>	
PROP=loc.privéBNL	<i>ns</i>		0,368*	(0,163)
PROP=loc.privéBL	<i>ns</i>		-0,286†	(0,166)
OS	<i>ns</i>		<i>ns</i>	
Y.OS	<i>ns</i>		<i>ns</i>	
BATI	<i>ns</i>		<i>ns</i>	
propGIR2	ref	ref	ref	ref
propGIR1	<i>ns</i>		<i>ns</i>	
propGIR3	40,678*	(16,723)	<i>ns</i>	
propGIR4	<i>ns</i>		<i>ns</i>	
propGIR5	<i>ns</i>		<i>ns</i>	
propGIR6	31,690*	(13,645)	<i>ns</i>	
NonHebperm	<i>ns</i>		<i>ns</i>	
Y.propGIR2	ref	ref	ref	ref
Y.propGIR1	<i>ns</i>		<i>ns</i>	
Y.propGIR3	-3,920*	(1,658)	<i>ns</i>	
Y.propGIR4	<i>ns</i>		<i>ns</i>	
Y.propGIR5	<i>ns</i>		<i>ns</i>	
Y.propGIR6	-2,659*	(1,347)	<i>ns</i>	
Y.NonHebperm	<i>ns</i>		<i>ns</i>	
ANCET	<i>ns</i>		<i>ns</i>	
ANCET ²	<i>ns</i>		<i>ns</i>	
Instruments exclus :				
ANC _{Inf}	0,080*	(0,035)	0,024	(0,036)
ANC _{Inf} ²	-0,004†	(0,002)	-0,002	(0,002)
ANC _{Inf} .URB :paris	-0,033	(0,041)	0,041	(0,044)
ANC _{Autres}	0,003	(0,036)	-0,093*	(0,037)
ANC _{Autres} ²	-0,004†	(0,002)	0,007**	(0,002)
ANC _{Autres} .URB :paris	-0,001	(0,042)	-0,014	(0,042)
N	1065		1065	
Log-likelihood	-1244,612		-1198,151	
$\chi^2_{(39)}$	292,562		112,206	

 Seuils de significativité : † : 10% * : 5% ** : 1% *ns* : non significatif

Echantillon de 1 065 maisons de retraite conventionnées EHPAD

Source : DADS 2008 (INSEE), enquêtes MAUVE 2010 et EHPA 2007 (DREES)

Calculs B.Dormont et C.Martin

L'effet de l'introduction de variables de qualité sur l'estimation de la taille critique. Nous présentons dans le tableau 2.18 les résultats d'estimation des élasticités d'échelle obtenus à partir du modèle de coût *translog* intégrant les variables N/N^* et *Qualif* corrigées de leur endogénéité. La taille critique des établissements se situe désormais entre 110 et 120 lits. Nous observons sur la figure 2.6 que la courbe de coût moyen estimé par MCO et avec prise en compte de la qualité a une forme *en U* moins prononcée que celle obtenue sans variable de qualité, et présente bien un minimum correspondant à une taille critique plus importante. Les élasticités d'échelle obtenues sans intégration de variable de qualité sont par conséquent sous-estimées. Puisque les taux d'encadrement et la qualification du personnel ont des effets positifs sur les coûts, nous pouvons en déduire que la qualité, telle qu'elle est ici définie, est bien corrélée positivement à la taille de l'établissement. Ceci confirme l'idée de Davis (1991) [37], selon laquelle la taille des maisons de retraite aurait un impact positif sur la qualité de la prise en charge qui y est délivrée.

TABLE 2.18 – Etude des élasticités d'échelle avec intégration de N/N^* et *Qualif*

Estimation		50% moy.	75% moy.	moyenne	125% moy.	150% moy.	175% moy.	Taille optimale
SFA <i>translog</i>	<i>CM</i>	79,4	78,1	77,5	77,3	77,3	77,4	≈ 113
	<i>Cm</i>	75,4	75,7	76,2	76,9	77,5	78,2	
	<i>EE</i>	1,05	1,03	1,02	1,01	1,00	0,99	
MCO <i>translog</i>	<i>CM</i>	80,6	79,3	78,7	78,5	78,4	78,5	≈ 116
	<i>Cm</i>	76,5	76,8	77,3	77,9	78,5	79,2	
	<i>EE</i>	1,05	1,03	1,02	1,01	1,00	0,99	
<i>N.lits</i>		40	60	80	100	120	140	

CM : coût moyen ; *Cm* : coût marginal ; *EE* : élasticité d'échelle

Echantillon de 1 065 maisons de retraite conventionnées EHPAD

Source : DADS 2008 (*INSEE*), enquêtes MAUVE 2010 et EHPA 2007 (*DREES*) - Calculs B.Dormont et C.Martin

2.8.3 Analyse des économies de gamme liées au mode d'hébergement

Dans le cadre du grand débat national sur la dépendance organisé en 2011, le groupe de travail chargé de proposer des réformes pour réduire les coûts liés à la prise en charge a conseillé d'encourager le maintien à domicile des personnes âgées moyennement dépendantes, tout en améliorant leur accès à des structures de répit (hébergement temporaire et accueil de jour) (Ratte et Imbaud, 2011 [125]). La question de savoir si ces modes

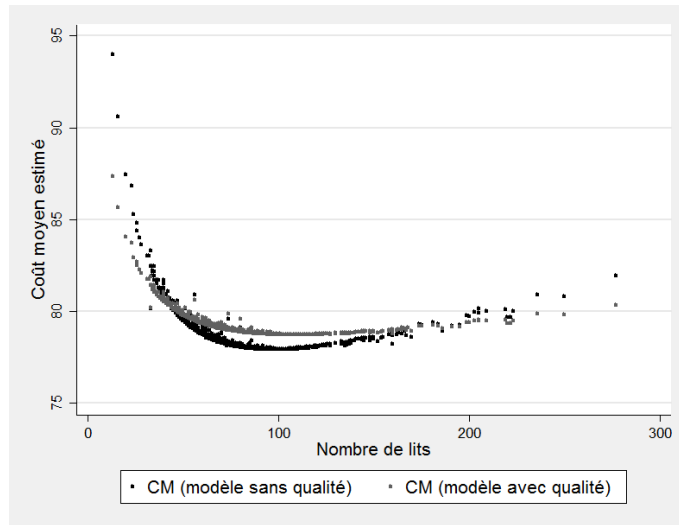


FIGURE 2.6 – Coûts moyens journaliers estimés par MCO avec des modèles de coût excluant et intégrant des variables de qualité (N/N^* , $Qualif$)

d'hébergement alternatifs doivent être proposés au sein des EHPAD, en plus de l'hébergement permanent, ou s'ils doivent l'être dans des structures spécialisées reste posée. Nous proposons d'étudier la présence d'éventuelles économies ou déséconomies de gamme entre ces différents types de prise en charge. Compte tenu de difficultés liées à la disponibilité des données, les résultats peuvent néanmoins être biaisés et doivent donc être interprétés avec prudence⁴⁹. Nous présentons dans le tableau 2.19 les proportions de chacun des modes d'hébergement (permanent, temporaire et accueil de jour) dans les EHPAD de notre échantillon. 82,4% d'entre eux proposent uniquement un accueil permanent des résidents, et ceux qui proposent des modes d'hébergement alternatifs semblent le faire à la marge de leur activité principale d'hébergement permanent.

Nous calculons les économies de gamme et d'échelle spécifiques par type d'hébergement à partir d'une estimation en analyse stochastique de frontière d'un modèle *hybride* prenant en compte les trois types d'hébergement : permanent, temporaire et accueil de jour. Les résultats d'estimation de ce modèle de coût *hybride* sont présentés dans le tableau 2.22. Nous présentons dans le tableau 2.20 les économies de gamme totales et spécifiques à

49. D'une part, nous n'avons pas d'information sur les tarifs de l'hébergement non permanent dans l'enquête EHPA 2007 (*DREES*) ; les tarifs sont donc repérés dans l'enquête MAUVE 2010 (*DREES, CNSA, DGCS*) et nous avons par conséquent dû retirer les établissements qui ne sont pas dans le champ de cette enquête lorsqu'ils n'accueillent pas de résident atteint de la maladie d'Alzheimer ou de maladies apparentées. D'autre part, les tarifs journaliers sont supposés correspondre aux coûts de la prise en charge de la personne âgée ; nous ignorons ainsi l'existence de subventions peut-être plus importantes pour ce type de structure. Enfin, les établissements que nous avons sélectionnés sont des EHPAD ; nous ne prenons donc pas en compte les structures d'accueil de jour ou d'hébergement temporaire non EHPAD.

chaque catégorie d'output⁵⁰ estimées pour différents niveaux d'activité. Nous observons des économies de gamme totales et spécifiques pour chacun de ces outputs et à tous les niveaux. Il serait donc moins coûteux de proposer plusieurs types d'hébergement (temporaire, permanent, accueil de jour) que de se spécialiser. Ces économies de gamme sont d'autant plus importantes que la taille de l'établissement est faible.

Les élasticités d'échelle spécifiques pour chacun des types d'hébergement sont présentées dans le tableau 2.21. En supposant que le nombre de journées-résidents de chaque mode d'hébergement $l \neq j$ corresponde à sa valeur moyenne, nous analysons l'effet sur les coûts d'une hausse du nombre de journées-résidents du mode d'hébergement j , pour différents niveaux d'activité. Nous observons une constance du coût moyen et la présence de rendements d'échelle constants quelle que soit la quantité de journées-résidents effectuées en accueil de jour ou en hébergement temporaire. Ceci est peut être dû à la faible part des résidents que cela concerne dans les maisons de retraite intégrées à notre échantillon. Le nombre de journées-résidents optimal en hébergement permanent est compris entre 21 384 et 28 513, ce qui est un peu plus faible que la taille critique obtenue lorsque l'on analyse le nombre de journées-résidents dans son ensemble (économies d'échelle globales). Cela peut s'expliquer par la présence d'économies de gamme et l'avantage à ne pas produire une trop grande quantité de journées-résidents avec un type particulier d'hébergement.

2.8.4 Tableaux des résultats d'estimation

Nous présentons dans le tableau 2.22 les résultats d'estimation du modèle de coût *translog* et des modèles de coût *hybrides* par analyse stochastique de frontière et par moindres carrés ordinaires. Selon la décomposition effectuée, Y_1 caractérise le nombre de journées en hébergement permanent ou le nombre de journées de résidents de GIR 1 ou 2, Y_2 l'activité d'accueil de jour ou les journées-résidents des GIR 3 et 4, et Y_3 le nombre de journées en hébergement temporaire ou les journées-résidents des GIR 5 et 6.

Nous présentons dans le tableau 2.23 les résultats d'estimation en analyse stochastique de frontière des modèles de coût *translog* et *hybride (par GIR)* obtenus à partir de sous-groupes de maisons de retraite réparties par statut (privées à but non lucratif, publiques, publiques non rattachées à un hôpital). Ces estimations ont permis d'évaluer la présence d'économies d'échelle et de gamme par statut.

50. Ces estimations ont été réalisées à partir des valeurs moyennes ou modales de toutes les variables explicatives autres que les outputs.

TABLE 2.17 – Résultats d'estimation : modèle *translog* avec variables de qualité estimé par analyse stochastique de frontière (SFA) et par MCO

	N/N^* , Qualif- SFA		N/N^* , Qualif - MCO	
	Coeff.	(σ)	Coeff.	(σ)
α_0	-4,416**	(0,984)	-4,650**	(1,729)
Y	0,636**	(0,203)	0,666*	(0,327)
$w_{AS/Inf}$	<i>ns</i>		<i>ns</i>	
$w_{ASH/Inf}$	2,263*	(0,992)	<i>ns</i>	
$w_{AS/Inf}^2$	-2,100*	(0,848)	-1,952*	(0,992)
$w_{ASH/Inf}^2$	1,030**	(0,365)	<i>ns</i>	
Y^2	0,049*	(0,022)	<i>ns</i>	
$Y \cdot w_{AS/Inf}$	<i>ns</i>		<i>ns</i>	
$Y \cdot w_{ASH/Inf}$	<i>ns</i>		<i>ns</i>	
$w_{AS/Inf} \cdot w_{ASH/Inf}$	<i>ns</i>		<i>ns</i>	
PUI	0,051*	(0,023)	0,057*	(0,026)
OS	0,391†	(0,210)	0,430†	(0,229)
Y.OS	-0,038†	(0,021)	-0,042†	(0,023)
PROP=propriété	ref	ref	ref	ref
PROP=loc.pub	-0,026**	(0,010)	-0,024**	(0,008)
PROP=loc.HLM	0,039**	(0,014)	0,035**	(0,013)
PROP=loc.privéBNL	0,045*	(0,020)	0,042†	(0,024)
PROP=loc.privéBL	<i>ns</i>		<i>ns</i>	
URB : rural	ref	ref	ref	ref
URB : urbain	0,037**	(0,009)	0,042**	(0,008)
URB : paris	0,193**	(0,025)	0,213**	(0,021)
BATI	-0,001**	(0,000)	-0,001**	(0,000)
propGIR2	ref	ref	ref	ref
propGIR1	5,212**	(0,989)	5,349**	(1,840)
propGIR3	1,793†	(1,078)	<i>ns</i>	
propGIR4	2,741**	(1,007)	3,236†	(1,840)
propGIR5	3,679**	(1,033)	4,185†	(2,324)
propGIR6	<i>ns</i>		<i>ns</i>	
NonHebperm	-0,039*	(0,015)	<i>ns</i>	
Y.propGIR2	ref	ref	ref	ref
Y.propGIR1	-0,508**	(0,098)	-0,521**	(0,184)
Y.propGIR3	-0,204†	(0,108)	<i>ns</i>	
Y.propGIR4	-0,326**	(0,100)	-0,374*	(0,182)
Y.propGIR5	-0,442**	(0,102)	-0,493*	(0,228)
Y.propGIR6	<i>ns</i>		<i>ns</i>	
Y.NonHebperm	0,004*	(0,002)	<i>ns</i>	
ANCET	-0,002**	(0,000)	-0,002**	(0,000)
ANCET ²	0,00001**	(0,000)	0,00001**	(0,000)
$N/N^* : < 0, 8$	ref	ref	ref	ref
$N/N^* : 0, 8 \leq x < 0, 95$	<i>ns</i>		<i>ns</i>	
$N/N^* : 0, 95 \leq x < 1, 05$	<i>ns</i>		<i>ns</i>	
$N/N^* : > 1$	0,368**	(0,119)	0,391*	(0,166)
Qualif:< 0, 5	ref	ref	ref	ref
Qualif: 0, 5 $\leq x < 0, 75$	<i>ns</i>		<i>ns</i>	
Qualif: 0, 75 $\leq x < 1$	<i>ns</i>		<i>ns</i>	
Qualif:> 1	<i>ns</i>		<i>ns</i>	
δ_0	<i>ns</i>		<i>ns</i>	
STAT=PrivéBNL	ref	ref	ref	ref
STAT=Pub.nonhosp	<i>ns</i>		<i>ns</i>	
STAT=Pub.hosp	0,120**	(0,045)	0,083**	(0,028)
BENEF	0,076**	(0,024)	0,035**	(0,013)
PIB	<i>ns</i>		<i>ns</i>	
PartPA	0,167**	(0,037)	0,031*	(0,015)
σ^2	0,013**	(0,001)	-	-
γ	<i>ns</i>		-	-

Seuils de significativité : † : 10% * : 5% ** : 1% *ns* : non significatif

Les écarts-types sont corrigés par bootstrap (400 réplifications).

Echantillon de 1065 maisons de retraite conventionnées EHPAD

Source : DADS 2008 (INSEE), enquêtes MAUVE 2010 et EHPA 2007 (DREES)

Calculs B.Dormont et C.Martin

TABLE 2.19 – Proportions des types d’hébergement en maison de retraite

	N	% Héb. permanent	% Héb. temporaire	% Accueil de jour
Héb. permanent uniquement	878	100%	-	-
Héb. permanent + héb. temporaire	81	98,1%	1,9%	-
Héb. permanent + accueil de jour	55	98,7%	-	1,3%
Trois modes d’hébergement	51	94,3%	3,9%	1,8%

Echantillon de 1 065 maisons de retraite conventionnées EHPAD

Source : enquête EHPA 2007 (DREES) - Calculs B.Dormont et C.Martin

TABLE 2.20 – Economies de gamme totales et spécifiques (EG') selon la taille de l’établissement - Décomposition par type d’hébergement

	50% moy.	75% moy.	moyenne	125% moy.	150% moy.
$(Y_{HP})+(Y_{AJ})+(Y_{HT})$	0,44	0,43	0,30	0,23	0,18
$(Y_{HP})+(Y_{AJ} + Y_{HT})$	0,31	0,21	0,15	0,11	0,09
$(Y_{AJ})+(Y_{HP} + Y_{HT})$	0,32	0,21	0,15	0,12	0,09
$(Y_{HT})+(Y_{HP} + Y_{AJ})$	0,32	0,21	0,15	0,11	0,09
Nombre de lits	40	60	80	100	120

Echantillon de 1 065 maisons de retraite conventionnées EHPAD

Source : DADS 2008 (INSEE), enquêtes MAUVE 2010 et EHPA 2007 (DREES) - Calculs B.Dormont et C.Martin

TABLE 2.21 – Economies d’échelle spécifiques par type d’hébergement

	Héb. permanent				Accueil de jour				Héb. temporaire			
	Cm'_j	CM'_j	$EEsp'_j$	Y	Cm'_j	CM'_j	$EEsp'_j$	Y	Cm'_j	CM'_j	$EEsp'_j$	Y
50% moy.	77,4	49,4	1,57	14 256	105,7	105,7	1,00	21	115,0	116,4	0,99	45
75% moy.	69,9	61,0	1,15	21 384	105,7	105,7	1,00	32	115,3	116,9	0,99	67
moyenne	69,3	73,7	0,94	28 513	105,7	105,6	1,00	42	115,5	117,4	0,98	89
125% moy.	71,5	86,8	0,82	35 641	105,7	105,6	1,00	53	115,8	114,9	1,01	112
125% moy.	75,1	99,5	0,75	42 769	105,7	105,5	1,00	63	116	114,9	1,01	134

Cm'_j : coût marginal ; CM'_j : coût incrémental moyen ; $EEsp'_j$: élasticité d’échelle spécifique ; Y : journées-résidents

Echantillon de 1 065 maisons de retraite conventionnées EHPAD

Source : DADS 2008 (INSEE), enquêtes MAUVE 2010 et EHPA 2007 (DREES) - Calculs B.Dormont et C.Martin

TABLE 2.22 – Résultats d'estimation : analyses stochastiques de frontière et MCO des modèles de coût *translog* et *hybrides*

	<i>translog</i> - SFA		<i>translog</i> - MCO		<i>hybride</i> (GIR) - SFA		<i>hybride</i> (héb.) - SFA	
	Coeff.	(σ)	Coeff.	(σ)	Coeff.	(σ)	Coeff.	(σ)
α_0	-2,870 [†]	(1,526)	-3,286*	(1,641)	3,198**	(0,034)	3,508**	(0,045)
Y	<i>ns</i>		<i>ns</i>		-	-	-	-
Y ₁	-	-	-	-	0,062**	(0,001)	0,047**	(0,001)
Y ₂	-	-	-	-	0,054**	(0,002)	0,165*	(0,082)
Y ₃	-	-	-	-	0,054**	(0,003)	0,083 [†]	(0,050)
Y ₁ ²	-	-	-	-	-0,0002**	(0,000)	-0,0002**	(0,000)
Y ₂ ²	-	-	-	-	-0,0005**	(0,000)	<i>ns</i>	
Y ₃ ²	-	-	-	-	<i>ns</i>		<i>ns</i>	
Y ₁ .Y ₂	-	-	-	-	-0,001**	(0,000)	-0,004*	(0,002)
Y ₁ .Y ₃	-	-	-	-	-0,002**	(0,000)	<i>ns</i>	
Y ₂ .Y ₃	-	-	-	-	-0,001**	(0,000)	-0,204**	(0,078)
Y ₁ .Y ₂ .Y ₃	-	-	-	-	0,00005**	(0,000)	0,005**	(0,002)
w _{AS/Inf}	<i>ns</i>		<i>ns</i>		0,505**	(0,063)	0,525**	(0,066)
w _{ASH/Inf}	2,991 [†]	(1,592)	<i>ns</i>		0,328**	(0,060)	0,356**	(0,064)
w _{AS/Inf} ²	-1,937*	(0,765)	-1,806*	(0,784)	-	-	-	-
w _{ASH/Inf} ²	0,680*	(0,338)	0,696*	(0,340)	-	-	-	-
Y ²	0,095**	(0,026)	0,094**	(0,027)	-	-	-	-
Y.w _{AS/Inf}	<i>ns</i>		<i>ns</i>		-	-	-	-
Y.w _{ASH/Inf}	<i>ns</i>		<i>ns</i>		-	-	-	-
w _{AS/Inf} .w _{ASH/Inf}	<i>ns</i>		<i>ns</i>		-	-	-	-
PUI	0,068**	(0,015)	0,076**	(0,015)	0,050**	(0,017)	0,038*	(0,017)
OS	0,388 [†]	(0,209)	0,414 [†]	(0,215)	<i>ns</i>		<i>ns</i>	
Y.OS	-0,037 [†]	(0,021)	-0,039 [†]	(0,021)	-	-	-	-
Y ₁ .OS	-	-	-	-	<i>ns</i>		<i>ns</i>	
Y ₂ .OS	-	-	-	-	<i>ns</i>		<i>ns</i>	
Y ₃ .OS	-	-	-	-	-0,009**	(0,003)	<i>ns</i>	
PROP=propriété	ref	ref	ref	ref	ref	ref	ref	ref
PROP=loc.pub	-0,018 [†]	(0,009)	-0,022*	(0,009)	-0,021*	(0,010)	<i>ns</i>	
PROP=loc.HLM	<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>	
PROP=loc.privéBNL	0,036*	(0,016)	0,031 [†]	(0,016)	0,031 [†]	(0,018)	0,043*	(0,019)
PROP=loc.privéBL	<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>	
URB : rural	ref	ref	ref	ref	ref	ref	ref	ref
URB : urbain	0,031**	(0,008)	0,033**	(0,008)	0,026**	(0,009)	0,028**	(0,009)
URB : paris	0,222**	(0,021)	0,221**	(0,019)	0,207**	(0,022)	0,193**	(0,027)
BATI	-0,001*	(0,000)	-0,001*	(0,000)	-0,001**	(0,000)	-0,001**	(0,000)
propGIR2	ref	ref	ref	ref	-	-	ref	ref
propGIR1	6,884**	(1,491)	7,270**	(1,575)	-	-	<i>ns</i>	
propGIR3	4,710**	(1,574)	5,537**	(1,781)	-	-	-0,185*	(0,078)
propGIR4	3,748*	(1,480)	4,411**	(1,540)	-	-	-0,395**	(0,066)
propGIR5	4,476*	(1,939)	5,162*	(2,034)	-	-	-0,616**	(0,078)
propGIR6	2,536*	(1,270)	2,543 [†]	(1,420)	-	-	-0,564**	(0,065)
NonHebperm	-3,566*	(1,767)	-0,041**	(0,015)	-0,472**	(0,161)	-	-
Y.propGIR2	ref	ref	ref	ref	-	-	-	-
Y.propGIR1	-0,679**	(0,147)	-0,717**	(0,156)	-	-	-	-
Y.propGIR3	-0,483**	(0,156)	-0,565**	(0,177)	-	-	-	-
Y.propGIR4	-0,408**	(0,146)	-0,474**	(0,152)	-	-	-	-
Y.propGIR5	-0,505**	(0,191)	-0,573**	(0,200)	-	-	-	-
Y.propGIR6	-0,304*	(0,126)	-0,304*	(0,140)	-	-	-	-
Y.NonHebperm	0,380*	(0,186)	0,004**	(0,002)	-	-	-	-
ANCET	-0,002**	(0,000)	-0,002**	(0,001)	-0,002**	(0,001)	-0,001*	(0,001)
ANCET ²	0,00002**	(0,000)	0,00002**	(0,000)	0,00002**	(0,000)	0,00001*	(0,000)
δ_0	<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>		-11,351**	(2,664)
STAT=PrivéBNL	ref	ref	ref	ref	ref	ref	ref	ref
STAT=Pub.nonhosp	<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>		0,129**	(0,037)
STAT=Pub.hosp	<i>ns</i>		0,097**	(0,029)	<i>ns</i>		0,763**	(0,147)
BENEF	<i>ns</i>		0,035*	(0,014)	<i>ns</i>		0,457**	(0,121)
PIB	<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>		0,756**	(0,173)
PartPA	<i>ns</i>		0,030 [†]	(0,016)	<i>ns</i>		1,219**	(0,307)
σ^2	<i>ns</i>		-	-	0,024*	(0,011)	0,082**	(0,013)
γ	0,811**	(0,160)	-	-	<i>ns</i>		0,822**	(0,031)

Seuils de significativité : † : 10% * : 5% ** : 1% *ns* : non significatif

Echantillon de 1 065 maisons de retraite conventionnées EHPAD

Source : DADS 2008 (INSEE), enquêtes MAUVE 2010 et EHPA 2007 (DREES) - Calculs B.Dormont et C.Martin

TABLE 2.23 – Résultats d'estimation : analyses stochastiques de frontière des modèles de coûts *translog* et *hybride* (par GIR) par statut

	Privé BNL- <i>translog</i>	Pub-non hosp.- <i>translog</i>	Public- <i>translog</i>	Privé BNL- <i>hybride</i>	Pub-non hosp.- <i>hybride</i>	Public- <i>hybride</i>
	Coef. (σ)	Coef. (σ)	Coef. (σ)	Coef. (σ)	Coef. (σ)	Coef. (σ)
α_0	-1,973*	-2,330**	-3,706**	2,990**	3,213**	3,227**
Y_1	ns	ns	0,422†	0,083**	0,057**	0,057**
Y_2	-	-	-	0,065**	0,060**	0,059**
Y_3	-	-	-	0,058**	0,067**	0,065**
Y_1^2	-	-	-	-0,001**	0,000†	0,000*
Y_2^2	-	-	-	ns	0,000*	0,000**
Y_3^2	-	-	-	ns	ns	ns
$Y_1 \cdot Y_2$	-	-	-	-0,001**	-0,001**	-0,001**
$Y_1 \cdot Y_3$	-	-	-	-0,002**	-0,002**	-0,002**
$Y_2 \cdot Y_3$	-	-	-	-0,002**	-0,002**	-0,002**
$Y_1 \cdot Y_2 \cdot Y_3$	-	-	-	0,000**	0,000**	0,000**
$Y_1 \cdot Y_2 \cdot Y_3$	-	-	-	0,476**	0,425**	0,409**
$w_{ASH/In,f}$	ns	3,885*	4,025*	0,294*	0,470**	0,465**
$w_{ASH/In,f}$	3,574**	ns	ns	-	-	-
$w_{AS/In,f}$	-4,368**	-5,537**	-5,502**	-	-	-
$w_{ASH/In,f}$	0,717†	-4,778**	-4,812**	-	-	-
Y_2^2	0,169**	0,102**	0,077**	-	-	-
Y_2^2	ns	-0,271†	ns	-	-	-
$Y \cdot w_{AS/In,f}$	-0,231*	ns	ns	-	-	-
$Y \cdot w_{ASH/In,f}$	1,397**	4,807**	4,874**	-	-	-
$w_{AS/In,f} \cdot w_{ASH/In,f}$	0,083**	0,055**	0,067**	0,098*	0,037†	0,039*
OS	ns	ns	0,444†	ns	ns	ns
$Y \cdot OS$	ns	ns	-0,043†	ns	ns	ns
$Y_1 \cdot OS$	-	-	(0,025)	-	-	-
$Y_2 \cdot OS$	-	-	-	-	-	-
$Y_3 \cdot OS$	-	-	-	-	-	-
PROP=propriété	ref	ref	ref	ref	ref	ref
PROP=loc.pub	ns	-0,017†	-0,021*	ns	-0,020†	-0,027*
PROP=loc.HLM	ns	0,052*	0,046†	ns	0,066*	0,055*
PROP=loc.privéBNL	0,046**	0,187†	0,189†	ns	ns	ns
PROP=loc.privéBL	ns	-	-	ns	-	-
URB : rural	ref	ref	ref	ref	-	-
URB : urbain	ns	0,032**	0,031**	ns	0,027*	0,024*
URB : paris	ns	0,149**	0,235**	ns	0,216**	0,212**
BATI	-0,001*	-0,001*	-0,001*	-0,001*	-0,001*	-0,001**
propGIR2	13,728**	ref	ref	ref	-	-
propGIR1	7,273**	(1,008)	5,156**	-	-	-
propGIR3	9,168**	(1,004)	4,392**	-	-	-
propGIR4	5,852**	(1,023)	7,489**	-	-	-
propGIR5	7,073**	(1,006)	ns	-	-	-
propGIR6	-0,044*	(0,017)	ns	ns	1,112**	0,977*
NonHebperm	ref	ref	ref	ref	-	-
$Y \cdot propGIR2$	-1,363**	(0,100)	-0,508**	-	-	-
$Y \cdot propGIR1$	-0,751**	(0,100)	-0,445**	-	-	-
$Y \cdot propGIR3$	-0,961**	(0,100)	-0,202†	-	-	-
$Y \cdot propGIR4$	-0,659**	(0,102)	-0,786**	-	-	-
$Y \cdot propGIR5$	-0,755**	(0,100)	ns	-	-	-
$Y \cdot propGIR6$	0,005*	(0,002)	ns	-	-	-
$Y \cdot NonHebperm$	-0,002**	(0,001)	-0,002**	-0,002**	-0,002**	-0,002**
ANCEF	0,00001*	(0,000)	0,00002**	0,00002**	0,00001*	0,00001*
ANCEF2	-1,123**	(0,537)	ns	ns	ns	ns
BENEf	0,087*	(0,038)	0,538*	0,118**	0,235*	0,235*
FIB	ns	-	ns	ns	ns	ns
PartPA	0,134*	(0,055)	1,109*	0,140*	0,867†	0,867†
σ^2	0,014**	(0,001)	0,061*	0,016**	0,031**	0,023*
γ	ns	0,850**	0,848**	ns	0,585**	0,585**

Seuils de significativité : † : 10% * : 5% ** : 1% ns : non significatif

Echantillon de 1065 maisons de retraite conventionnées EHPAD

Source : DADS 2008 (INSEE), enquêtes MAUVE 2010 et EHPA 2007 (DREES) - Calculs B. Dormont et C. Martin

Deuxième partie

Prix et qualité des EHPAD privés
lucratifs

Chapitre 3

Les circonstances de la croissance des EHPAD privés lucratifs en France

Les EHPAD privés lucratifs commencent à se développer en France au détriment du secteur public. Leur part de marché est ainsi passée de 18,5% à 19,9% entre 2007 et 2011. A partir des données de l'enquête EHPA 2011 (*DREES*) et d'informations contenues dans les rapports annuels des groupes d'EHPAD privés lucratifs, nous proposons une analyse descriptive des causes et des conséquences de cette croissance du secteur commercial. La prise en charge de la dépendance est attractive pour les établissements lucratifs en raison de fortes opportunités de profit générées par une structure de marché faiblement concurrentielle et peu contestable. Les EHPAD privés lucratifs se développent par une stratégie de différenciation verticale par le haut. Ils proposent des prestations hôtelières haut de gamme à prix élevés, en ville ou dans des zones attractives, en ciblant des résidents relativement aisés. La qualité liée à l'encadrement en personnel, moins observable, semble néanmoins plus faible dans ces établissements. Une croissance du secteur privé lucratif peut par conséquent réduire la qualité de la prise en charge et poser des problèmes d'accessibilité financière et géographique si elle s'effectue au détriment de celle des autres secteurs.

3.1 Introduction

Trois catégories de secteurs d'EHPAD (Etablissement d'Hébergement pour Personnes Agées Dépendantes) coexistent en France : le secteur public qui représente 52,9%¹ des lits en EHPAD en 2011, le secteur associatif avec 27,2%¹ des places, et le secteur privé lucratif qui ne possède que 19,9%¹ des lits. La part de marché des EHPAD privés lucratifs est ainsi relativement modeste par rapport à celle observée aux Etats-Unis (environ 67% en 2013; Grabowski *et al.*, 2013 [69]), ou au Royaume-Uni (76,8% en 2010; Forder et Allan, 2011 [61]). Elle est néanmoins actuellement en expansion; elle n'était en effet que de 18,5%² en 2007. Le nombre de places en EHPAD privés lucratifs a ainsi augmenté de 28,2%³ entre 2007 et 2011. Cette croissance ne fut, par comparaison, que de 13,2%³ pour le secteur public et de 21,4%³ pour le secteur associatif.

Le développement des EHPAD privés lucratifs n'est pas sans conséquences en termes de prix et de qualité. L'arrivée des établissements privés lucratifs a permis une importante modernisation des maisons de retraite au début des années 1980 et une amélioration continue de leur confort hôtelier. Comme le résume Nénin et Lapart (2011) [112] : "*avec l'arrivée des entreprises commerciales qui proposent, sur la base d'un bâti neuf, des chambres doubles puis individuelles, le secteur s'est progressivement dirigé vers un vrai confort hôtelier*". Mais cette amélioration de la qualité hôtelière a un coût et a contribué à la hausse des prix du secteur, alourdissant ainsi le reste à charge des résidents et de leurs familles. Cette qualité hôtelière pourrait en outre être obtenue au détriment d'autres dimensions de qualité. C'est en tous cas une critique formulée par certains anciens professionnels du secteur : "*pour le décorum, rien à redire*", mais "*l'argent ne sert pas à payer du personnel formé, qualifié*" (Réjaut, 2009 [127]).

Ce chapitre a pour objectif d'étudier les causes et les conséquences de la croissance des établissements privés lucratifs dans le secteur de la prise en charge de la dépendance en France. Pour mener cette analyse descriptive, nous utilisons certaines données de l'enquête EHPA 2011 (*DREES*), ainsi que des informations contenues dans les rapports annuels des groupes d'EHPAD commerciaux. Nous présentons dans une première partie l'origine du développement des établissements privés à but lucratif, qui repose sur une forte attractivité du secteur liée à une structure de marché faiblement concurrentielle. Dans une deuxième

1. Source : enquête EHPA 2011 (*DREES*) - Calculs C.Martin et M.Ramos-Gorand.

2. Source : enquête EHPA 2007 (*DREES*) (Perrin-Haynes, 2010 [121]).

3. Source : enquêtes EHPA 2007 et 2011 (*DREES*) - Calculs C.Martin et M.Ramos-Gorand.

partie, nous étudions les stratégies d'implantation et les stratégies concurrentielles de ces établissements afin d'appréhender les conséquences de leur développement sur les caractéristiques de l'offre de prise en charge, et notamment sur l'accessibilité géographique, financière et la qualité de la prise en charge.

3.2 Quelle attractivité du secteur de la prise en charge de la dépendance ?

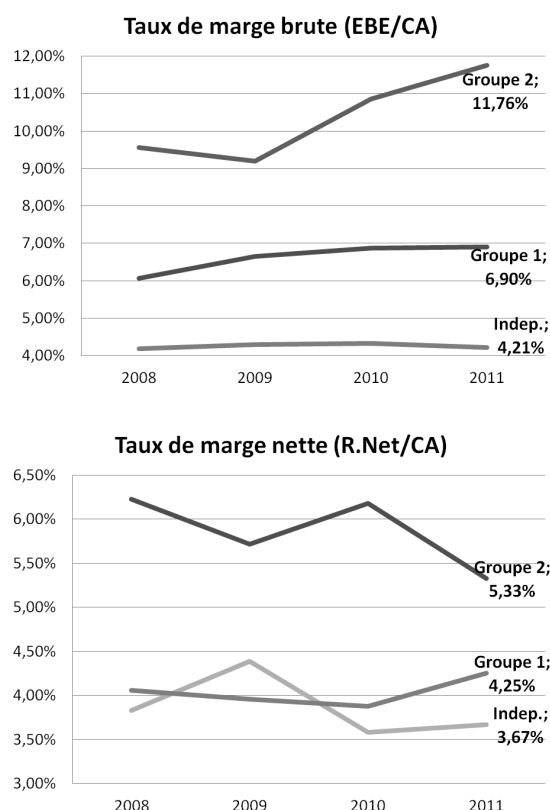
Deux raisons peuvent expliquer la croissance des EHPAD privés lucratifs. La première est celle du désengagement du secteur public, en raison d'une volonté de diminuer les dépenses publiques. La deuxième raison tient à la forte attractivité du secteur liée aux opportunités de profit qu'il permet. Nous présentons sur la figure 3.1 l'évolution entre 2008 et 2011 des valeurs médianes des taux de marge brute et nette des EHPAD privés lucratifs selon leur affiliation ou non à un groupe d'établissements. Le taux de marge nette correspond au ratio du résultat net (profit ou perte) de l'établissement sur son chiffre d'affaires, tandis que le taux de marge brute est défini comme le ratio de l'excédent brut d'exploitation sur le chiffre d'affaires ; le second est donc naturellement plus élevé que le premier puisqu'il ne prend pas en compte les charges financières, ni les dotations aux amortissements liées aux investissements des établissements. Si l'on note une légère diminution des taux de marge nette, en raison probablement de dépenses d'investissement récemment réalisées par les EHPAD, les taux de marge brute quant à eux progressent, notamment pour les établissements appartenant à des grandes chaînes d'EHPAD (*Korian, Orpéa, Medica et DVD*)⁴. En théorie, il n'y a des opportunités de profit sur un marché que s'il n'est pas parfaitement concurrentiel. C'est bien le cas pour le secteur de la prise en charge de la dépendance, qui est fortement concentré et peu contestable.

3.2.1 Une forte concentration locale

La mesure de la concentration locale. Le secteur des EHPAD en France est relativement atomisé puisque 7 648 établissements (hors Corse et DOM)⁵ se partagent le marché en 2011. Il n'en est cependant pas pour autant concurrentiel.

4. Les taux de marge brute pourraient avoir évolué en raison d'une modification des stratégies immobilières des EHPAD, si ces derniers étaient passés d'un mode locatif du bâtiment, dont les charges seraient alors comptabilisées en *charges externes* réduisant l'EBE, au rachat et à la propriété des murs générant des *dotations aux amortissements* non intégrées à l'EBE. Nous observons néanmoins ces dernières années une stratégie inverse d'externalisation des murs qui ralentit par conséquent la progression du taux de marge brute.

5. *Source* : enquête EHPA 2011 (*DREES*).



"Indep." : établissements indépendants (<5 EHPAD) ; "Groupe 1" : groupes comportant entre 5 et 49 EHPAD ;
 "Groupe 2" : groupes dont la taille est supérieure à 50 EHPAD
 Source : DIANE, échantillon de 433 EHPAD privés lucratifs

FIGURE 3.1 – Evolution des valeurs médianes du taux de marge nette et du taux de marge brute des EHPAD privés lucratifs entre 2008 et 2011

Le marché pertinent de chaque EHPAD semble d'une part limité à une zone géographique restreinte. Le tableau 3.1 montre en effet que plus de 75% des résidents en EHPAD ont leur ancien lieu de vie distant de l'établissement de moins de 15 km. Cette distance est légèrement plus élevée pour les résidents des EHPAD privés lucratifs : 75% d'entre eux viennent de moins de 21 km. Les EHPAD bénéficieraient ainsi d'une situation de concurrence monopolistique liée à une différenciation horizontale. D'autre part, au sein de ces marchés pertinents, plusieurs établissements peuvent appartenir à une même entité juridique. Le secteur des EHPAD privés lucratifs est en effet fortement concentré. Quatre grands groupes d'établissements (*Korian, Orpéa, Medica et DVD*) se partagent 45%⁶ des lits du secteur privé lucratif en 2011. Or il n'est pas rare que plusieurs établissements d'une même chaîne soient présents sur un même territoire. Ces implantations rapprochées

6. Source : Le mensuel des maisons de retraite, *Le classement des groupes commerciaux*, 2011.

d'établissements peuvent même parfois être au coeur d'une véritable stratégie de groupe, à l'instar de la chaîne Korian qui construit ses nouveaux établissements par "grappes"⁷.

TABLE 3.1 – Distribution statistique des distances (en kilomètres par la route) entre les communes des domiciles précédents des résidents et leur établissement

	10 %	25%	50%	75%	90%
Tous statuts confondus	0	1,4	4,3	15	36
EHPAD lucratifs uniquement	0	2,1	7,1	21	87

Echantillon de 333 778 résidents en EHPAD ; données non redressées

Source : enquête EHPA 2011 (DREES) - Calculs C.Martin et M.Ramos-Gorand

Les indicateurs de mesure de la concentration les plus couramment utilisés sont la part de marché des établissements, calculée comme le ratio du nombre de lits de chaque EHPAD⁸ sur le nombre total de lits du marché pertinent, et l'indicateur d'Herfindhal-Hirschmann (*HHI*) correspondant à la somme des parts de marché au carré des établissements du marché pertinent sur la somme au carré de ces parts de marché⁹. Outre la question de la taille du marché pertinent, qui semble être inférieure à 20 km d'après les statistiques présentées dans le tableau 3.1, une autre question qu'il est nécessaire de se poser afin de pouvoir construire les indicateurs de concentration est celle des types d'établissements appartenant au marché pertinent. Compte tenu des spécificités de revenus de leurs résidents (cf. section 3.3.2), les EHPAD privés lucratifs ne semblent *a priori* pas ou peu en concurrence avec les EHPAD publics et associatifs¹⁰. Nous présentons dans les tableaux 3.2 et 3.3 les statistiques des parts de marché et des indicateurs *HHI* des EHPAD privés lucratifs, calculés à 5 km, 10 km et 20 km (par la route), en prenant en compte soit tous les secteurs, soit uniquement le secteur lucratif. Le marché semble relativement concentré si l'on se réfère aux indicateurs calculés uniquement à partir des EHPAD lucratifs, et ce d'autant plus lorsque l'on adopte une taille restreinte pour le marché pertinent. Plus de 25% des établissements privés lucratifs seraient ainsi seuls, et donc en situation de monopole local, dans un rayon de 5 km. Le marché est naturellement plus concurrentiel si l'on fait l'hypothèse d'une concurrence inter-sectorielle (i.e. entre EHPAD de différents

7. Source : Activité et résultats 2011/2012, Korian.

8. Deux établissements d'une même chaîne sont considérés dans ce calcul comme ne constituant qu'un seul EHPAD.

9. $HHI = \frac{\sum_{e=1}^n s_e^2}{(\sum_{e=1}^n s_e)^2}$, avec s_e la part de marché d'un établissement e au sein de son marché pertinent, et n le nombre d'EHPAD e intégrés au marché pertinent de l'établissement à partir duquel est calculé l'indicateur *HHI*. L'indicateur *HHI* est compris entre 0 et 1 : plus il est proche de 1 et plus le marché est concentré ; à l'inverse, l'indicateur tend vers 0 lorsque le marché est parfaitement concurrentiel.

10. Au sein du "risque de concurrence" étudié dans la plupart des rapports annuels des grands groupes d'EHPAD, seule la concurrence intra-sectorielle des autres EHPAD privés lucratifs est mentionnée.

statuts).

TABLE 3.2 – Statistiques des parts de marché des EHPAD privés lucratifs

	Relativement aux autres EHPAD lucratifs			Relativement à tous les EHPAD		
	25%	50%	75%	25%	50%	75%
<i>pdm</i> _{5km}	15,1%	38,3%	100%	6,1%	15,1%	36,4%
<i>pdm</i> _{10km}	9,3%	22,3%	49,2%	3,4%	7,7%	15,5%
<i>pdm</i> _{20km}	4,0%	12,2%	24,6%	1,5%	3,7%	6,5%

Echantillon de 1 674 EHPAD privés lucratifs ; données non redressées

Source : enquête EHPA 2011 (DREES) - Calculs C.Martin et M.Ramos-Gorand

TABLE 3.3 – Statistiques des indicateurs *HHI* des EHPAD privés lucratifs

	Relativement aux autres EHPAD lucratifs			Relativement à tous les EHPAD		
	25%	50%	75%	25%	50%	75%
<i>HHI</i> _{5km}	0,15	0,36	1	0,08	0,18	0,47
<i>HHI</i> _{10km}	0,07	0,20	0,50	0,04	0,09	0,19
<i>HHI</i> _{20km}	0,04	0,11	0,22	0,02	0,04	0,07

Echantillon de 1 674 EHPAD privés lucratifs ; données non redressées

Source : enquête EHPA 2011 (DREES) - Calculs C.Martin et M.Ramos-Gorand

Les explications de la concentration des EHPAD. Les mouvements récents de consolidations horizontales observés dans le secteur lucratif sont probablement encouragés par la hausse des profits qu'ils permettent. Nous observons en effet sur la figure 3.1 des taux de marge plus élevés pour les établissements appartenant à de grands groupes. La taille du groupe serait ainsi un facteur clé de succès dans ce secteur, et ce pour plusieurs raisons.

Selon le cabinet Ernst&Young (2008)[50], les établissements pourraient bénéficier d'économies d'échelle liées à la taille du groupe, en raison du "*regroupement des achats, mais également grâce à la mise en place d'un meilleur modèle opérationnel dans l'ensemble des établissements et d'un pouvoir de négociation accru à mesure que les volumes augmentent.*" Ceci sous réserve néanmoins "*d'éviter le risque d'un développement hypertrophié du siège (donc des frais de structures)*".

Outre la baisse des coûts, les profits des groupes sont aussi probablement plus élevés en raison d'une hausse de leur chiffre d'affaires. Les établissements peuvent, d'une part,

bénéficier d'une notoriété commerciale grâce à la bonne réputation de leur chaîne¹¹, ce qui leur permet d'augmenter leurs tarifs sans que cela ne soit justifié par de plus grandes dépenses en qualité. Dans cette perspective, le groupe Korian exige de ses filiales qu'elles apposent le nom du groupe sur leur enseigne¹². D'autre part, le pouvoir de marché naturellement plus élevé de ces établissements peut également être un facteur d'augmentation de leurs prix. Enfin, les EHPAD affiliés à des groupes peuvent plus aisément optimiser leur remplissage, en pratiquant un *"yield management"*¹³ (i.e. via une adaptation des prix) ou en créant des synergies avec les services d'aide à domicile dans lesquels plusieurs d'entre eux sont diversifiés.

L'appartenance à un groupe pourrait également permettre aux établissements d'assurer une meilleure qualité ou, tout au moins, d'atteindre plus facilement le niveau de qualité qu'ils recherchent. Les EHPAD font tout d'abord face à une difficulté de recrutement et de fidélisation du personnel soignant, *"qui peut affecter la gestion des plannings et donc influencer sur l'organisation et le bon fonctionnement des établissements"*¹⁴. L'appartenance à un groupe permet de contourner partiellement ce problème : d'une part, puisque cela permet de disposer de ressources financières nécessaires pour ajuster plus aisément les rémunérations ; d'autre part, grâce à la mise en œuvre d'une gestion prévisionnelle des emplois et des compétences (GPEC) à l'échelle du groupe. Le groupe Medica demande ainsi à ses filiales *"de définir des viviers de remplacement, d'identifier leurs futurs besoins en fonction de la pyramide des âges de leurs salariés et de travailler sur les réseaux de professionnels, en vue d'anticiper et de gérer au mieux le risque de pénurie de ressources et de compétences"*¹³. Certains groupes créent également des partenariats avec des écoles spécialisées dans le domaine de la santé, voire possèdent leurs propres instituts de formation. Le groupe Orpea a ainsi créé sa propre école d'aides-soignants DOMEA¹⁴. Toujours en termes de qualité, les établissements affiliés à des groupes sont plus à même d'augmenter leurs dépenses d'investissement pour répondre aux nouvelles réglementations du secteur. La multiplication récente des normes imposées aux EHPAD (loi de rénovation du secteur médico-social en 2002, loi "Accessibilité 2015") engendre des charges fixes importantes, *"liées à l'adaptation des installations [...], la mise en place de procédures ou de contrôles et de surveillance supplémentaires"*¹³, qui ne peuvent être couvertes que par des établissements disposant de

11. Selon une récente enquête réalisée auprès de 1802 résidents en EHPA (Résidents EHPA 2009, DREES), un résident sur trois a choisi son établissement selon sa bonne réputation (DREES, 2011 [49]).

12. *Source* : Activité et résultats 2011/2012, Korian.

13. *Source* : Document de référence 2011, Medica.

14. *Source* : Document de référence 2011, Orpea.

fortes capacités financières. Contrairement aux établissements indépendants qui peuvent rencontrer des difficultés de financement, les établissements appartenant à des groupes disposent d'importants fonds propres apportés par leurs actionnaires. Certains groupes ont récemment augmenté leur capital social en choisissant d'entrer sur le marché boursier¹⁵. Outre l'accès direct à de nouveaux capitaux, ceci leur permet également de réduire leur taux d'endettement financier et d'obtenir ainsi plus aisément des emprunts bancaires.

Toutes ces raisons peuvent expliquer la course à la taille récemment observée entre les principaux groupes du secteur. Ces groupes s'agrandissent soit par croissance interne (croissance organique) en créant leurs propres établissements, soit par croissance externe par le rachat d'établissements existants. Plus une chaîne est de grande taille, plus son développement est aisé, ce qui génère ainsi un cercle vertueux. Les projets de création *ex nihilo* d'EHPAD doivent en effet répondre depuis juillet 2009 à des appels d'offres lancés par les Agences Régionales de Santé (ARS) (cf. encadré 1). Les projets soumis sont comparés selon leur crédibilité financière et leur conformité au cahier des charges. Compte tenu d'une importante capacité financière et d'une forte visibilité auprès des ARS, les grands groupes d'EHPAD bénéficient de ce système d'appels d'offres. Les relations entretenues avec les autorités locales sont devenues un levier stratégique pour ces groupes. Medica a ainsi créé une "*Direction Tutelles et Développement*" chargée "*des relations permanentes avec les autorités locales*"¹³. Le groupe Korian organise quant à lui "*des rencontres régulières entre les directeurs régionaux de chaque région et les ARS*" afin de "*définir des champs de coopération*"¹². La croissance externe par fusion ou acquisition est également d'autant plus accessible que la taille du groupe est importante. Seule une autorisation des autorités locales est nécessaire pour un transfert d'activité (cf. encadré 1), les rachats sont donc souvent privilégiés afin de contourner le cadre normé et restrictif des appels à projets. Mais une croissance externe nécessite des investissements lourds, et par conséquent une forte capacité financière des groupes. Outre le rachat d'établissements indépendants, privés ou publics, les chaînes d'EHPAD procèdent également à des fusions de groupes - DomusVi a par exemple fusionné avec Dolcéa au 1er janvier 2011 pour créer le groupe DVD - ce qui renforce fortement la concentration du secteur.

15. Le groupe Orpea est coté sur le marché Euronext Paris depuis avril 2002, le groupe Le Noble Age depuis juin 2006, le groupe Korian depuis novembre 2006, et enfin le groupe Medica s'est récemment introduit en Bourse en février 2010.

Encadré 1 : Réglementation des créations, extensions et regroupements des EHPAD

L'exploitation d'un EHPAD nécessite une autorisation (loi n° 75-535 du 30 juin 1975, modifiée par la loi 2002-2 du 2 janvier 2002), qui est délivrée par les autorités de tutelle (Président du Conseil Général et Directeur Général de l'ARS) et qui est renouvelable tous les 15 ans. Cette autorisation doit être obtenue lors de la création d'un établissement, mais également lors d'une extension, d'une transformation (modification des bénéficiaires) ou d'un transfert d'activité (rachat par une autre entité juridique).

Outre cette autorisation, un EHPAD ne peut être créé que dans le cadre d'une sélection lors d'un appel à projets lancé par l'ARS. Les critères de sélection des projets reposent sur leur conformité au cahier des charges, ainsi que sur des *"critères d'évaluation propres au projet soumis tels que la qualité du projet, les aspects financiers du projet, l'expérience du promoteur"*^a. Ces appels d'offres, devenus obligatoires depuis juillet 2010 par la loi Hôpital, Patients, Santé et Territoires (loi "HPST"), avaient initialement pour objectif d'introduire une logique concurrentielle. Mais contrairement à l'effet souhaité, ils encouragent à l'inverse la concentration du secteur puisqu'ils ne favorisent qu'*"un nombre relativement limité d'intervenants constitué notamment des grands acteurs du secteur privé commercial déjà présents sur le marché et disposant de l'expérience et des ressources adéquates"*^b.

a. Source : Document de référence 2011, Medica.

b. Ibid.

3.2.2 Une faible contestabilité du marché

Un faible degré concurrentiel du secteur est une condition nécessaire mais non suffisante à l'obtention de profits positifs. Si le marché est contestable, i.e. s'il n'existe pas de barrières à l'entrée sur ce marché, les établissements ne peuvent pas fixer des prix supérieurs à leurs coûts marginaux sans que cela n'attire de nouveaux concurrents et ne réduise leurs profits (Baumol, 1982 [12]). Le maintien des marges des EHPAD privés lucratifs, observé sur la figure 3.1, suggère ainsi également une contestabilité insuffisante du marché. De fortes barrières à l'entrée gênent en effet l'arrivée de nouveaux concurrents.

Ces barrières sont tout d'abord légales. *"Le secteur est régi par un cadre réglementaire strict qui constitue une véritable barrière aux nouveaux entrants"*¹⁶. L'ouverture d'un nouvel établissement est d'une part subordonnée à l'autorisation délivrée par les autorités de tutelle, et doit d'autre part obligatoirement répondre à un appel à projets lancé par une ARS (cf. encadré 1). Or les appels à projets semblent quantitativement insuffisants. Les établissements profitent d'une situation d'excès de demande, *"le nombre de places en ins-*

16. Source : Document de référence 2011, Orpea.

titutions étant en effet inférieur aux besoins de prise en charge"¹⁷. La loi "HPST" semble donc favoriser la concentration des acteurs existants tout en rendant le marché peu contestable. Cette situation est semblable à celle de certains Etats américains avant la suppression de leurs programmes de régulation des lits en maison de retraite (*Certificate-Of-Need programs*). Nyman avait ainsi fait la même observation en 1994 [116] : "*CON as a barrier, could both limit the number of firms in a market and eliminate contestability of the market by potential firms, resulting in larger price mark-ups*".

Outre ces barrières légales, les avantages financiers et commerciaux liés à la taille du groupe, mentionnés à la section 3.2.1, forment des barrières financières et commerciales. Un nouveau concurrent peut anticiper le fait d'avoir des difficultés à se maintenir sur le marché face aux grands groupes d'EHPAD existants. La situation oligopolistique du secteur suggère d'ailleurs qu'une suppression des barrières légales ne serait pas en mesure de rendre à elle seule le marché contestable.

La faible contestabilité du marché des EHPAD en France peut être évaluée par leur taux d'occupation. Des taux proches de 100% sont révélateurs d'un excès de demande et d'une contestabilité insuffisante. Nous présentons dans le tableau 3.4 la distribution statistique de ces taux d'occupation selon le statut des établissements. Nous observons des taux relativement élevés, notamment pour les statuts public et privé associatif, ce qui confirme la présence de barrières à l'entrée. Les places disponibles en EHPAD relèvent principalement du secteur privé lucratif, au sein duquel 25% des établissements ont plus de 9% de places vacantes.

TABLE 3.4 – Statistiques descriptives des taux d'occupation des EHPAD selon leur statut

	Moyenne	25%	50%	75%
Public hospitalier	96,6%	94,7%	98,0%	100%
Public non hosp.	97,6%	96,0%	98,7%	100%
Privé associatif	97,1%	95,3%	98,5%	100%
Privé lucratif	94,1%	91,2%	96,3%	100%

Echantillon de 6 409 EHPAD ; données non redressées

Source : enquête EHPA 2011 (DREES) - Calculs C.Martin et M.Ramos-Gorand

L'excès de demande de places en EHPAD actuellement observé¹⁸ risque en outre d'aug-

17. Source : Document de référence 2011, Medica.

18. Le faible nombre de places vacantes en EHPAD est à l'origine de délais d'attente qui peuvent être parfois longs avant une institutionnalisation. Selon les résultats de l'enquête Résidents EHPA 2009 (DREES),

menter dans les prochaines années si les barrières à l'entrée ne sont pas levées. La croissance des besoins d'institutionnalisation, conjuguée à une stabilité du nombre de lits, serait alors très profitable aux établissements existants. Le groupe Medica considère ainsi qu' *"il opère sur un marché porteur et résilient, caractérisé par une croissance soutenue et prévisible des besoins, du fait notamment de l'évolution démographique"*¹⁷. En outre, la *"raréfaction (des aidants) et l'évolution des modes de vie devraient contribuer à l'accroissement des besoins de prise en charge des personnes dépendantes dans des structures d'accueil adaptées"*¹⁷.

Les établissements profitent par conséquent d'un fort pouvoir de marché, en raison de leur concentration et de la faible contestabilité du secteur. Ce pouvoir de marché peut également être accentué par des stratégies de différenciation verticale et/ou de différenciation horizontale menées par les EHPAD privés lucratifs, que nous étudions à la section suivante.

3.3 Quelles stratégies pour les EHPAD privés lucratifs ?

L'ouverture du secteur de la prise en charge de la dépendance aux établissements lucratifs peut être pertinente si elle permet de fournir une meilleure qualité à un prix plus faible, ou encore si elle permet une meilleure accessibilité des équipements aux populations. Mais les conséquences de cette ouverture vont dépendre des comportements stratégiques des EHPAD privés lucratifs.

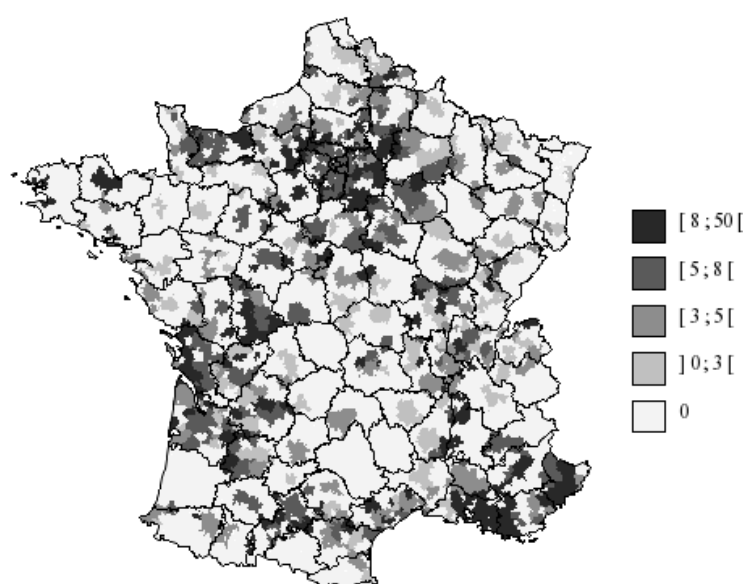
3.3.1 Stratégies d'implantation des EHPAD privés lucratifs

Nous présentons sur la figure 3.2 le taux d'équipement des places en EHPAD privés lucratifs par bassin de vie, correspondant au ratio du nombre de places sur le nombre de personnes âgées de plus de 75 ans dans le bassin de vie (en pourcentage). Les établissements lucratifs ne couvrent pas l'ensemble du territoire. Ils sont notamment absents de certains départements, comme celui des Landes, en raison de contraintes légales liées au refus de certains Conseils Généraux de délivrer des autorisations d'exploitation à des établissements lucratifs. Ils ne s'implantent également que dans les zones où la demande potentielle est importante, i.e. *"dans les zones à forte densité démographique et à fort revenu"*¹⁹. L'Ile de France est ainsi la première région d'implantation des institutions privées lucratives, suivie

47% des résidents ont attendu entre un et six mois avant leur admission, et 17% ont patienté plus de six mois (selon des propos recueillis auprès des proches des résidents) (DREES, 2011 [49]).

19. *Source* : Document de référence, Medica.

des régions bordelaise et PACA (Provence-Alpes-Côte d'Azur), ainsi que de la vallée du Rhône. Au sein de ces territoires, les établissements sont souvent "*situés soit en centre-ville, soit dans un cadre environnemental remarquable*"²⁰, par exemple proche de la mer sur le littoral méditerranéen ou sur la côte Atlantique. Contrairement à l'étude de Davis (1993) [38] réalisée sur des données américaines, les EHPAD privés lucratifs ne semblent pas s'implanter en France en fonction du degré de concentration dans une zone géographique considérée, i.e. là où il n'y aurait pas de concurrence. Ils choisissent à l'inverse des zones à fort potentiel où le nombre d'établissements lucratifs est déjà important. Ils ne cherchent donc pas à accentuer la différenciation horizontale permise par la taille restreinte de leurs zones de chalandise.



Source : FINESS 2011, cartographie ©Articque, Calculs C.Martin et M.Ramos-Gorand

FIGURE 3.2 – Taux d'équipement (en %) des places en EHPAD privés lucratifs par bassin de vie en 2011 en France métropolitaine (hors Corse)

L'implantation non homogène des EHPAD privés lucratifs sur le territoire peut poser des difficultés d'accessibilité géographique pour certaines populations, notamment celles domiciliées dans les zones rurales. Ceci est problématique dans la mesure où les nouveaux lits créés, prévus par le Plan Solidarité Grand Age (2006) et le Plan Alzheimer (2008), le sont principalement dans le secteur privé lucratif.

20. Source : Document de référence, Orpea.

3.3.2 Stratégies concurrentielles des EHPAD privés lucratifs

Segmentation du marché. Selon Jean-Francois Vitoux, président du groupe DVD, *"le privé n'a pas vocation à servir toute la population"*²¹. La figure 3.2 nous montre en effet que les établissements privés lucratifs s'implantent dans des zones à fort revenu. Nous présentons dans les tableaux 3.5 et 3.6 la répartition des résidents entre les différents statuts d'EHPAD selon le niveau de leurs revenus et selon leur ancienne catégorie socio-professionnelle (CSP). Les anciens cadres sont sans surprise sur-représentés dans les établissements privés lucratifs, de même que les personnes âgées disposant de revenus bruts mensuels supérieurs à 2 500 euros. Ces résultats dénotent une segmentation du marché et une stratégie de marketing sélectif des EHPAD privés lucratifs, qui ciblent des personnes âgées à fort revenu et d'anciennes "CSP+".

Sans aller jusqu'à parler de segmentation du marché selon l'état de santé des résidents, ces derniers semblent toutefois relativement plus dépendants dans les EHPAD privés lucratifs. Nous observons en effet dans le tableau 3.7 un GIR moyen pondéré (GMP)²² plus élevé pour les établissements lucratifs. Ceci rejoint l'analyse récente du cabinet Ernst&Young (2008) [50] selon qui *"les EHPAD privés lucratifs sont davantage médicalisés et tournés vers la forte dépendance"*.

TABLE 3.5 – Statut des EHPAD selon les tranches de revenus bruts mensuels des résidents

	Public	Privé associatif	Privé lucratif
<800 euros	63,2%	29,4%	7,4%
800-1 200 euros	60,5%	29,6%	9,9%
1 200-1 800 euros	54,3%	30,0%	15,7%
1 800-2 500 euros	50,5%	31,3%	18,2%
>2 500 euros	22,7%	28,0%	49,3%
Total	55,1%	29,7%	15,2%

Echantillon de 848 résidents en EHPAD ; données non redressées

Source : enquête Handicap-Santé-Institutions 2009 (INSEE) - Calculs C.Martin et M.Ramos-Gorand

21. *Source* : Les Echos n° 278, avril 2011.

22. Le degré de dépendance d'un résident est évalué lors de son entrée dans l'institution par la grille AGGIR. Cette grille définit six groupes iso-ressources (GIR), du GIR 1 caractérisant un état de grande dépendance au GIR 6 correspondant à une situation d'autonomie. A chaque groupe GIR est attribué un certain nombre de *points GIR* correspondant aux besoins d'encadrement des résidents et définis par l'article R314-171 du CASF. La moyenne des points GIR d'un établissement correspond à son GMP ; plus le GMP est élevé, plus les résidents sont dépendants.

TABLE 3.6 – Statut des EHPAD selon les CSP des résidents

	Public	Privé associatif	Privé lucratif
Agriculteurs	69,1%	21,2%	9,7%
Artisans/commerçants	58,7%	23,4%	17,9%
Cadres	29,9%	26,4%	43,7%
Professions intermédiaires	36,1%	39,4%	24,5%
Employés	49,8%	27,9%	22,3%
Ouvriers	62,6%	24,6%	12,8%
Total	54,9%	26,7%	18,4%

Echantillon de 1 900 résidents en EHPAD ; données non redressées

Source : enquête Handicap-Santé-Institutions 2009 (INSEE) - Calculs C.Martin et M.Ramos-Gorand

TABLE 3.7 – GMP moyen et médian par statut d'EHPAD

	Public hospitalier	Public non hosp.	Privé associatif	Privé lucratif
GMP moyen	756	673	672	720
GMP médian	759	689	684	728

Echantillon de 6 259 EHPAD ; données non redressées

Source : enquête EHPA 2011 (DREES) - Calculs C.Martin et M.Ramos-Gorand

Choix des niveaux de qualité. Plusieurs études anglo-saxonnes ont cherché à comparer les niveaux de qualité des maisons de retraite privées lucratives avec ceux des établissements publics ou associatifs. La plupart d'entre elles montrent un effet du statut privé lucratif négatif ou non significatif sur la qualité. Cela dépend des indicateurs retenus pour mesurer la qualité. Ben-Ner et Ren (2008) [13] ont réalisé une revue de littérature sur les études empiriques traitant de ce sujet et publiées entre 1990 et 2002. Ils en concluent que les institutions privées lucratives fournissent un faible niveau de qualité lorsque celle-ci est peu observable : *"for-profit homes provide lower quality services on a large array of attributes, especially those that are less observable by nursing home residents and their families"*. Ces dernières utilisent en effet plus d'antidépresseurs, de cathéters et de systèmes de contention, et l'état de santé des résidents y est plus dégradé. Les effets sur les variables de qualité de *structure*, telles que l'encadrement en personnel, sont en revanche plus nuancés. Dans une étude récente, Grabowski *et al.* (2013) [69] observent également un effet négatif du statut privé lucratif sur l'état de santé de résidents en soins de suite. Il n'existe pas d'étude similaire en France comparant la qualité selon la forme institutionnelle des EHPAD. L'ouverture d'institutions privées lucratives en France au début des années 1980 a permis une transformation et une modernisation des maisons de retraite, dont le

confort était encore parfois très rudimentaire. Les établissements privés jouent toujours aujourd'hui un rôle moteur dans l'amélioration de la qualité hôtelière. Celle-ci pourrait néanmoins être obtenue au détriment d'autres dimensions de qualité moins observables, notamment la disponibilité du personnel.

Dans ce qui suit, nous examinons s'il existe des différences de qualité entre les EHPAD par quelques statistiques descriptives. Nous présentons dans le tableau 3.8 les valeurs moyennes et médianes de diverses variables de qualité de *structure* selon le statut de l'EHPAD, liées soit au confort hôtelier (pourcentage de chambres à un lit, pourcentage de chambres de plus de 20 m² parmi ces chambres à un lit, nombre d'années écoulées depuis les derniers travaux ou à défaut depuis la construction du bâtiment), soit à l'encadrement en personnel (nombre d'infirmiers, d'aides-soignants (AS), d'aides médico-psychologiques (AMP) et d'agents de service hospitalier (ASH) pour 100 résidents). Le confort hôtelier semble plus important dans les EHPAD privés lucratifs que dans les établissements publics : les chambres sont plus récentes et plus grandes. Ces statistiques confirment les stratégies énoncées par les groupes d'EHPAD lucratifs dans leurs rapports annuels : le groupe Korian cherche ainsi à "*élever le niveau de son parc*"²³ ; le groupe Orpea "*porte une attention particulière sur la qualité architecturale de la construction*"²⁴ ; quant au groupe Medica, il procède "*chaque année à des opérations d'amélioration de la qualité hôtelière de ses infrastructures et à des restructurations d'établissements*"²⁵. Ces équipements et prestations hôtelières haut de gamme permettent aux établissements d'obtenir des certifications et des labellisations²⁶, sources de hausse du chiffre d'affaires. Cette qualité hôtelière semble toutefois plus faible que celle développée dans les EHPAD privés associatifs, tout au moins pour les dimensions retenues dans le tableau 3.8. Concernant les taux d'encadrement en personnel, les constats sont différents. Les EHPAD privés lucratifs présentent des ratios d'encadrement en personnel soignant proches de ceux des établissements associatifs, à ceci près qu'ils semblent substituer plus fréquemment aux aides-soignants des aides médico-psychologiques, probablement en raison de la pénurie d'aides-soignants sur le marché du travail. Ces ratios d'encadrement sont en revanche très inférieurs à ceux des EHPAD publics, ce qui ne peut pas s'expliquer par un degré de dépendance plus faible des résidents

23. *Source* : Activité et résultats 2009/2010, Korian.

24. *Source* : Document de référence 2011, Orpea.

25. *Source* : Document de référence 2011, Medica.

26. Le groupe Orpea a ainsi décidé en 2009 de s'engager dans une démarche d'évaluation externe "*Qualicert*", certifié par la Société Générale de Surveillance (SGS) ; "*cette procédure de certification permet d'évaluer la tenue de l'établissement, son confort, la qualité de l'accueil et de l'intégration des nouveaux résidents [...]*" (*Source* : Document de référence 2011, Orpea).

pour les EHPAD privés lucratifs (tableau 3.7).

TABLE 3.8 – Valeurs moyennes et médianes de diverses variables de qualité selon le statut des EHPAD

	Privé lucratif		Privé associatif		Public non hosp.		Public hospitalier	
	Med.	Moy.	Med.	Moy.	Med.	Moy.	Med.	Moy.
Années écoulées depuis travaux	8,0	16,3	9,0	13,9	12,0	18,6	15,0	19,3
% chambres à 1 lit	93,7%	87,7%	100%	93,6%	95,0%	89,8%	80,3%	76,0%
% chambres > 20m ² (ch. à 1 lit)	35,6%	47,9%	72,1%	55,3%	16,9%	41,2%	0,0%	21,8%
Infirmiers/résidents	4,4%	4,5%	4,4%	4,8%	4,8%	5,0%	8,1%	10,1%
AS/résidents	13,6%	13,6%	15,7%	15,0%	18,4%	18,5%	27,3%	29,1%
AMP/résidents	4,0%	5,0%	1,7%	2,8%	1,1%	2,1%	0,0%	1,1%
ASH/résidents	13,9%	13,0%	15,0%	14,1%	20,0%	18,7%	18,5%	18,6%

Echantillon de 5 819 EHPAD ; données non redressées

AS : aide-soignant ; AMP : aide médico-psychologique ; ASH : agent de service hospitalier

Source : enquête EHPA 2011 (DREES) - Calculs C.Martin et M.Ramos-Gorand

Choix des niveaux de prix. La qualité hôtelière des EHPAD privés lucratifs a un coût et a contribué à la hausse des prix du secteur. Trois tarifs journaliers sont fixés dans les EHPAD. Le tarif afférent aux soins couvre les prestations médicales et paramédicales ; il représente environ 20% du chiffre d'affaires des établissements privés lucratifs et est fixé par les ARS selon l'état de santé des résidents accueillis. Celui afférent à la dépendance correspond aux dépenses liées à la prise en charge de la dépendance (il inclut par exemple 30% des rémunérations des aides-soignants et des AMP) ; il représente seulement 10% du chiffre d'affaires et est déterminé par le Conseil Général selon les groupes GIR des résidents. Les charges restantes, non couvertes par le tarif soins ni par le tarif dépendance, le sont par le tarif hébergement (environ 70% du chiffre d'affaires des EHPAD lucratifs). Ce tarif peut être déterminé librement par l'établissement ou fixé par les autorités de tutelle. Lorsque l'EHPAD n'est pas habilité à recevoir des bénéficiaires de l'aide sociale²⁷, le tarif hébergement est fixé librement²⁸. Lorsque l'établissement est à l'inverse habilité, le tarif est fixé par le Conseil Général. Il l'est alors soit pour tous les résidents, lorsque l'établissement est habilité "totalement" (ce qui n'est le cas que de 4,3% des EHPAD privés lucratifs²⁹), soit uniquement pour les résidents bénéficiaires de l'aide sociale souvent

27. L'aide sociale départementale, versée aux résidents sous condition de revenus, a vocation à couvrir une partie du tarif hébergement.

28. Le tarif est librement fixé lors de l'entrée du résident, mais son évolution est néanmoins ensuite encadrée par un pourcentage fixé par arrêté ministériel (article L 342-3 du CASF).

29. Source : enquête EHPA 2011 (DREES) - Calculs C.Martin et M.Ramos-Gorand.

lorsqu'il s'agit d'une habilitation "partielle". Dans ce dernier cas, deux modes de tarification sont alors appliqués dans l'établissement selon le profil des résidents. Jusqu'à récemment, peu d'établissements privés lucratifs étaient habilités partiellement. L'habilitation partielle se développe néanmoins de plus en plus sous la pression des autorités de tutelle : "les ARS en collaboration avec le Conseil Général peuvent autoriser des créations ou extensions d'établissements sous la condition de la mise à disposition d'une partie des nouveaux lits créés au service de l'aide sociale"³⁰. En 2011, 26%²⁹ des EHPAD privés lucratifs sont ainsi habilités partiellement à recevoir des bénéficiaires de l'aide sociale départementale.

Nous présentons dans le tableau 3.9 les valeurs moyennes et médianes des tarifs journaliers liés à l'hébergement selon le statut des EHPAD en 2011, en différenciant les tarifs libres de ceux fixés par le Conseil Général lorsque l'établissement est habilité. Il n'existe pas ou que peu de différences entre les tarifs régulés. Les tarifs librement fixés par les établissements sont en revanche en moyenne plus élevés dans les EHPAD lucratifs que dans ceux associatifs³¹.

TABLE 3.9 – Valeurs moyennes et médianes (en euros) des tarifs journaliers libres et régulés selon le statut des EHPAD

	Privé lucratif		Privé associatif		Public non hosp.		Public hosp.	
	Med.	Moy.	Med.	Moy.	Med.	Moy.	Med.	Moy.
Tarif libre	66,8	68,2	54,6	54,4	-	-	-	-
Tarif régulé (EHPAD habilité)	54,8	55,4	52,6	53,7	48,6	49,1	49,2	49,6

Echantillon de 5 123 EHPAD ; données non redressées

Source : enquête EHPA 2011 (DREES) - Calculs C.Martin et M.Ramos-Gorand

Diverses raisons peuvent expliquer la supériorité des prix en EHPAD privés lucratifs.

La première possibilité est celle de coûts plus élevés, notamment en raison de leur qualité hôtelière et de leur implantation dans des zones attractives où le prix de l'immobilier est par conséquent plus important. Les EHPAD privés lucratifs supportent en outre des coûts salariaux supérieurs, en raison de difficultés de recrutement et de fidélisation plus élevées que dans le secteur public (Martin et Ramos-Gorand, 2013 [101], chapitre 6).

La fixation des prix peut également être liée à la stratégie de marketing sélectif des établissements. Les EHPAD lucratifs cherchent à se différencier des établissements associatifs et publics en ciblant des personnes âgées à fort revenu et en leur proposant des prestations

30. Source : Rapport financier annuel 2012, Le Noble Age.

31. Les EHPAD publics sont tous habilités totalement à l'aide sociale et n'ont par conséquent que des tarifs régulés.

haut de gamme. Dans cette perspective, et puisque la qualité en EHPAD n'est pas parfaitement observable pour un futur résident, un prix élevé peut être considéré comme un signal de qualité. Compte tenu de difficultés de remplissage des établissements lucratifs dans certains territoires, quelques groupes d'EHPAD commencent cependant à cibler d'autres catégories de clientèle, de classes moyennes, en fixant des prix plus faibles. Korian a ainsi récemment lancé une gamme d'établissements "*Korian Essentiel*"³² dont le tarif hébergement est plafonné à 60 euros par jour. Le groupe Le Noble Age souhaite également avancer en 2013 sur "*des programmes de construction d'EHPAD à prix d'hébergement moindre à 65 euros*"³⁰.

Il est enfin possible que cette supériorité des prix puisse s'expliquer par la réalisation de marges élevées dans les établissements lucratifs, permises par une situation de marché peu concurrentielle et peu contestable (décrite à la section 3.2). Ces établissements ont par ailleurs des contraintes de financement différentes des établissements non lucratifs. Qu'ils soient ou non cotés en Bourse, leurs marges doivent être suffisamment importantes pour pouvoir attirer des actionnaires. Comme le souligne le cabinet Ernst&Young (2008)[50], "*la question qui se pose est [...] celle du juste équilibre entre un prix de journée qui soit acceptable pour le résident, mais suffisamment attractif pour permettre à l'opérateur de développer qualitativement et quantitativement son offre.*"

3.4 Conclusion

Le secteur de la prise en charge de la dépendance semble attractif pour les établissements lucratifs puisque les opportunités de profit y sont importantes. Les EHPAD disposent en effet d'un fort pouvoir de marché en raison de leurs regroupements juridiques, d'une différenciation horizontale liée à leur localisation, ainsi que d'une faible contestabilité du marché due à de fortes barrières à l'entrée. Leur pouvoir de marché peut en outre être accentué par une différenciation verticale inter-sectorielle : les EHPAD privés lucratifs ne semblent en effet pas cibler la même clientèle que les EHPAD publics et associatifs. Les résidents qu'ils accueillent sont des personnes âgées relativement aisées, recherchant des prestations haut de gamme à prix élevés dans de grandes villes ou dans des zones touristiques. Ces établissements ne sont pour le moment pas accessibles pour un grand nombre de personnes âgées en France, ni géographiquement ni financièrement. L'ouverture du secteur aux EHPAD privés lucratifs peut par conséquent être problématique si les nouveaux

32. Source : Activité et résultats 2011/2012, Korian.

lits créés ne le sont plus que dans ces établissements. Pour l'instant, elle profite d'ailleurs peu aux résidents, du moins en termes de qualité de la prise en charge, puisque les taux d'encadrement y sont plus faibles.

Cette étude est purement descriptive. D'une part, elle ne permet pas d'identifier avec précision les raisons expliquant le phénomène de concentration observé dans le secteur lucratif. Nous avons énuméré certains avantages repérés dans les rapports annuels des groupes d'EHPAD, mais nous ne pouvons pas évaluer l'ampleur de chacun de ces avantages. Une étude plus approfondie des facteurs de profit des groupes pourrait dans cette optique être intéressante (cf. chapitre 4). D'autre part, cette analyse descriptive ne permet pas d'analyser les raisons à l'origine des stratégies concurrentielles des établissements. Or, les conséquences observées du développement des EHPAD privés lucratifs, tant en termes de prix que de qualité, sont peut-être dues à un contexte particulier qui pourrait évoluer. Il est tout d'abord possible que la supériorité des prix observée dans le secteur lucratif ne soit pas la conséquence d'une différenciation verticale poussée mais tout simplement de coûts salariaux et de charges d'investissement plus élevés. De même, les faibles taux d'encadrement en personnel soignant constatés dans ce secteur sont peut-être le reflet de difficultés de recrutement. Il est enfin probable que la structure de marché influe sur les stratégies concurrentielles de ces établissements. Afin de savoir si l'ouverture du secteur aux EHPAD lucratifs pourrait être profitable aux résidents dans un contexte différent et notamment plus concurrentiel, il importe d'étudier comment sont déterminés les prix et la qualité dans les établissements privés lucratifs et l'impact du degré de concentration du marché sur leurs stratégies concurrentielles, des questions que nous abordons dans le chapitre 5.

Chapitre 4

L'efficacité des groupes d'EHPAD privés lucratifs

Nous analysons dans ce chapitre les sources des profits plus élevés dont bénéficient les EHPAD appartenant à des groupes, afin d'expliquer le phénomène de concentration actuellement observé dans le secteur de la prise en charge de la dépendance en France. Pour réaliser cette étude, nous disposons de données comptables de 370 EHPAD privés lucratifs en France en 2011. La qualité est évaluée par des indicateurs d'encadrement et de qualification du personnel, ainsi que par le confort hôtelier de l'institution. Nous estimons des frontières de coût et de profit par analyse stochastique de frontière. Nous pouvons ainsi mesurer et comparer les inefficacités en termes de coût et de profit des établissements selon leur affiliation à une chaîne d'EHPAD. Contrairement à ce qui est couramment pensé, il semble exister des déséconomies d'échelle liées à la taille du groupe. Plus cette taille est importante, plus les établissements sont inefficaces en termes de coûts. Les EHPAD regroupés juridiquement bénéficient néanmoins de profits plus élevés que les établissements indépendants, leurs surcoûts étant plus que compensés par des chiffres d'affaires plus élevés.

4.1 Introduction

La croissance récente de la part des établissements privés lucratifs dans le secteur de la prise en charge de la dépendance en France¹ s'accompagne d'une forte concentration. Les quatre plus grands groupes d'EHPAD (*Orpéa*, *DVD*, *Korian* et *Medica*) comptent en 2011 entre 136 et 198 établissements² et possèdent environ 45% des places en EHPAD privés lucratifs (environ 10% des places tous statuts confondus). Ils sont suivis par plusieurs groupes de taille intermédiaire intégrant jusqu'à 40 établissements (*Le Noble Age*, *Emera*, *Colisée Patrimoine*, *Groupe Imbert*, *Domidep*, etc.) et détenant environ 25% des lits d'EHPAD privés lucratifs en France. Ce phénomène de concentration va de pair avec des profits plus élevés pour les établissements regroupés que pour ceux indépendants (Martin et Ramos-Gorand, 2013 [102], chapitre 3).

Nous nous interrogeons sur les raisons expliquant la supériorité des marges des établissements appartenant à des groupes d'EHPAD. Il est souvent supposé que la constitution de grands groupes permettrait de réduire les coûts en raison d'économies d'échelle présentes au niveau de l'entité juridique³. Jean-Claude Marian, président du Groupe Orpéa, estime ainsi que les chaînes d'EHPAD, "*grâce à la mise en place de fonctions transversales, peuvent maîtriser les coûts*"⁴. Dans un récent rapport, le cabinet Ernst&Young (2008) [50] suggère également que "*les synergies entre opérateurs dans le cadre du mouvement de regroupement/concentration, peuvent être source d'améliorations opérationnelles*". Si tel est le cas et dans l'hypothèse où les prix s'ajusteraient aux coûts des établissements, la constitution des groupes pourrait éventuellement profiter aux résidents en permettant une réduction des prix d'hébergement et donc de leur reste à charge. Peu de preuves théoriques ou empiriques soutiennent néanmoins cette hypothèse. En principe, si les groupes ont des caractéristiques spécifiques pouvant permettre de réaliser des économies, des surcoûts peuvent également exister en raison d'une coordination et de processus de décision plus complexes.

L'objectif de ce chapitre est d'expliquer l'origine des profits réalisés par les groupes d'EHPAD. Nous souhaitons savoir si les avantages dont bénéficient les établissements sont

1. La part de marché des établissements privés lucratifs dans le secteur des EHPAD est passée de 18,5% en 2007 à 19,9% en 2011 (*Source* : enquêtes EHPA 2007 et 2011 (*DREES*) - *Calculs C.Martin*).

2. *Source* : Le mensuel des maisons de retraite, *Le classement des groupes commerciaux*, 2011.

3. Les économies d'échelle correspondant à l'entité juridique et calculées à partir du nombre d'établissements du groupe ("*firm-level economies of scale*") doivent être distinguées des économies d'échelle calculées au niveau de l'établissement à partir de sa taille ("*plant-level economies of scale*") qui ont été étudiées au chapitre 2 (Dormont et Martin, 2013 [47]). Nous nous intéressons dans cette étude uniquement aux économies d'échelle liées au nombre d'établissements du groupe.

4. *Source* : Les Echos n° 278, avril 2011.

liés à des coûts plus faibles ou (*et*) à des recettes plus élevées pour un niveau de coût donné. Ces dernières pourraient résulter de prix ou (*et*) de taux d'occupation plus élevés, eux-mêmes générés soit par des caractéristiques observables de l'établissement (situation géographique, variables de qualité, etc.), soit par des caractéristiques non observables (réputation de l'établissement, situation concurrentielle, capacités managériales, etc.). Pour mener cette étude, nous estimons une frontière de coût et une frontière de profit par analyse stochastique de frontière. Nous disposons des données comptables de 370 établissements pour l'année 2011, ainsi que d'informations sur leurs caractéristiques : intégration à un groupe, situation géographique, rémunérations moyennes du personnel par niveau de qualification dans l'établissement et degré de dépendance des résidents. Nous ajoutons également plusieurs variables de qualité de *structure* dans nos modèles de coût et de profit : le taux d'encadrement, la qualification du personnel et un indicateur de confort hôtelier.

Nos résultats montrent que les coûts moyens sont plus élevés pour les établissements appartenant à des chaînes d'EHPAD. Ces surcoûts sont dus à des caractéristiques spécifiques (localisation en ville, bâtiment en location) mais aussi et surtout à une plus faible efficacité-coût. Cela n'empêche cependant pas ces mêmes établissements de profiter de marges plus élevées, et ce d'autant plus lorsque la taille du groupe est importante.

4.2 Spécificités des EHPAD appartenant à des groupes

Plusieurs études anglo-saxonnes ont cherché à comparer l'efficacité des institutions privées lucratives avec celle des institutions non lucratives (Newhouse 1970 [110], Aaronson *et al.* 1994 [1], Knox *et al.* 2007 [90]). Les conclusions sont convergentes et robustes : les établissements lucratifs sont plus efficaces. En effet, les établissements non lucratifs ne cherchent pas à maximiser leur profit mais ont plutôt des objectifs de maximisation de leur qualité et de leur taille qui génèrent des inefficacités. La comparaison des établissements privés lucratifs indépendants à ceux appartenant à des chaînes d'EHPAD semble en revanche *a priori* beaucoup plus incertaine, puisqu'il s'agit de comparer des établissements qui maximisent tous leur profit. C'est ce que nous cherchons à faire dans cette étude. Nous expliquons pour cela les coûts et les profits des établissements, en distinguant ce qui relève de leurs caractéristiques exogènes de ce qui n'est pas expliqué par le modèle et qui est interprété comme étant leur plus ou moins grande efficacité.

Plusieurs caractéristiques spécifiques peuvent impacter directement les coûts et les pro-

fits des EHPAD. Les établissements appartenant à des groupes sont notamment plus fréquemment situés en grande ville, ce qui peut être un facteur de coût mais également de revenus plus élevés puisque la demande y est plus importante et relativement plus aisée. Ils peuvent également bénéficier de prix de facteurs de production (fournitures, personnel et capital) plus faibles puisque le groupement de leurs achats, ainsi que leur plus grand pouvoir de négociation, peuvent influencer sur les prix, les salaires et les charges d'intérêts. Nous intégrons par conséquent ces facteurs spécifiques de coût et de profit dans nos modèles.

Toute variance des coûts ou des profits qui ne serait pas expliquée par ces caractéristiques exogènes des établissements peut alors être attribuée à une différence d'efficacité. Diverses notions d'efficacité peuvent être étudiées. L'efficacité technique (ou productivité) consiste à produire plus d'outputs (par exemple de journées-résidents en EHPAD) avec une même quantité d'inputs. Son analyse nécessite l'estimation d'une frontière de production. L'estimation d'une frontière de coût permet d'aller plus loin dans l'analyse. Elle permet de mesurer l'efficacité allocative dans le choix des inputs et les efficacités d'échelle. L'efficacité allocative est obtenue en choisissant les facteurs de production compte tenu de leur prix de manière à minimiser le coût de production. L'efficacité d'échelle consiste à choisir le niveau et la composition de l'output permettant de minimiser son coût moyen. Une organisation qui n'est pas techniquement ou allocativement efficace, ou qui ne profite pas des économies d'échelle, ne minimisera pas ses coûts de production et ne sera pas efficace en coûts. Une faible efficacité-coût (*ou "X-inefficience"*) peut résulter selon Leibenstein (1966) [96] d'un manque de motivation émanant de l'équipe dirigeante, notamment en raison d'une faible pression concurrentielle. Le niveau et la composition de l'output qui permettent de minimiser les coûts ne sont pas forcément ceux qui permettent de maximiser le profit de la firme. Ceux-ci doivent être choisis de manière à égaliser la recette marginale au coût marginal de l'output. Cette efficacité allocative dans le choix des outputs ne peut être analysée que par l'estimation d'une frontière de profit. Ces quatre dimensions de la performance, qui définissent l'efficacité économique de la firme, sont résumées dans le tableau 4.1.

Nous étudions dans ce chapitre si les EHPAD appartenant à des groupes sont plus efficaces économiquement. Après avoir énuméré les différentes dimensions de la performance, nous pouvons tenter de déterminer ce qui pourrait expliquer la plus ou moins grande efficacité économique des EHPAD appartenant à des groupes.

Les EHPAD produisent des journées-résidents avec deux facteurs de production, du per-

TABLE 4.1 – Modèles de frontières et analyse des efficacités - récapitulatif

Sources d'efficacité prises en compte :	Frontière de production	Frontière de coût	Frontière de profit
Efficacité technique	X	X	X
Efficacité allocative dans le choix des inputs		X	X
Efficacité d'échelle et de gamme		X	X
Efficacité allocative dans le choix des outputs			X

sonnel et du capital. Diverses caractéristiques citées par Fizel et Nunnikhoven (1992) [58] peuvent suggérer une plus grande efficacité-coût des établissements appartenant à des groupes. Ces derniers peuvent d'une part centraliser certaines tâches, notamment administratives et techniques. Ils peuvent également bénéficier de complémentarités en termes de personnel soignant lorsque les établissements du groupe ne sont pas très éloignés géographiquement. Certaines chaînes comme Korian font ainsi le choix de s'implanter par "grappes" dans une même zone géographique de manière à profiter de ce type de complémentarités⁵. Une plus grande productivité peut également être générée par un apprentissage plus rapide, les bonnes pratiques managériales pouvant être transmises aux équipes de direction des nouveaux établissements créés. Pour toutes ces raisons, la masse salariale devrait être plus faible pour ces établissements, toutes choses égales par ailleurs concernant le niveau des rémunérations. Ces avantages peuvent néanmoins être contrebalancés par certaines sources d'inefficacités. Augmenter la taille du groupe peut en effet ralentir les processus de décision des équipes de direction, qui sont alors plus lentes à réagir à des modifications de l'environnement. Les établissements d'un groupe peuvent également faire face à des difficultés de coordination. Comme l'indique Anderson (1999) [5], "*chains tend to waste resources within the bureaucracies they may create*". La question que l'on se pose ici est donc de savoir si les gains en efficacité compensent les inefficacités-coûts éventuelles supportées par les EHPAD appartenant à des groupes.

Concernant l'analyse du profit, les EHPAD appartenant à des chaînes sont théoriquement plus en mesure de choisir le niveau et la composition des outputs permettant de maximiser leurs marges, et ceci pour deux raisons. Les établissements peuvent d'une part plus facilement optimiser leur taux d'occupation⁶ en réaffectant des résidents dans les EH-

5. Ce rapprochement en "grappes" permet en effet "*une optimisation des ressources entre EHPAD et une mutualisation de certains coûts*" (Source : Activité et résultats 2011/2012, Korian).

6. Cette hypothèse est d'autant plus vraie que plusieurs groupes d'EHPAD sont diversifiés dans les services d'aide à domicile et peuvent ainsi orienter des personnes qui auraient besoin d'une institutionnalisation vers les établissements du groupe.

PAD du même groupe qui sont géographiquement proches. Les établissements appartenant à un grand groupe peuvent d'autre part fonctionner temporairement avec un faible taux de remplissage afin de fixer des prix plus élevés et d'augmenter ainsi leurs profits ultérieurs⁷. Les surcoûts financiers liés à la sous-occupation, qui sont momentanément subis, ne peuvent l'être que par des établissements pouvant être subventionnés par une société-mère en cas de difficultés. Les profits des établissements appartenant à un groupe peuvent en outre être plus élevés, non seulement en raison de leur plus grande efficacité allocative, mais également grâce au contexte monopolistique dont ils bénéficient. Les fortes parts de marché de ces établissements dans certaines zones géographiques leur permettent de fixer des prix élevés ou de réduire leurs dépenses en qualité sans impacter leur taux d'occupation, ce qui explique sans doute en partie l'importance de leur marges.

4.3 Littérature existante

Seules quelques études réalisées à partir de données américaines ont eu pour objectif de comparer les coûts et l'efficacité des maisons de retraite lucratives selon qu'elles appartiennent ou non à un groupe. Les résultats diffèrent d'une étude à l'autre. En estimant une fonction de coût par moindres carrés ordinaires et en introduisant une variable binaire caractérisant la constitution en chaînes, Arling *et al.* (1987) [7] observent un effet négatif du regroupement sur les coûts. McKay (1991) [105] montre que cet effet négatif sur les coûts n'existe que dans les établissements de taille moyenne ; lorsque les maisons de retraite contiennent très peu ou beaucoup de lits, les coûts des maisons de retraite indépendantes peuvent être plus faibles. Toujours avec cette même méthode mais en contrôlant par des caractéristiques de qualité et de spécificité des résidents, Knox *et al.* (2003) [89] montrent que l'affiliation à un groupe peut engendrer des surcoûts. Ils estiment également dans cette même étude une fonction de profit et montrent un effet positif du regroupement en chaînes sur les marges des établissements. Ils en concluent que les surcoûts liés aux groupes sont plus que compensés par des revenus plus élevés. Ces auteurs n'analysent cependant pas l'efficacité des établissements. Ils identifient les facteurs de coûts (*ou de profit*) qui déterminent la position de la fonction de coût (*respectivement de profit*), mais n'expliquent pas

7. Les prix des EHPAD privés lucratifs non habilités totalement à recevoir des bénéficiaires de l'aide sociale - ce qui est le cas de 95,7% des EHPAD privés lucratifs (enquête EHPA 2011 (*DREES*)) - sont fixés librement lors de l'entrée des résidents mais ne peuvent ensuite évoluer que dans la limite d'un pourcentage fixé par arrêté ministériel (*article L 342-3 du CASF*). Un établissement qui chercherait à augmenter ses prix peut par conséquent devoir être temporairement sous-occupé. Les EHPAD appartenant à des grands groupes optimisent ainsi le "*positionnement tarifaire de (leurs) prestations d'hébergement et (leur) yield management*" (Source : Document de référence 2010, Medica).

la distance de l'établissement à cette fonction, ni le rôle de l'appartenance à un groupe dans cette distance.

Pour étudier l'inefficacité des établissements, des estimations de frontière sont nécessaires. Par une analyse non paramétrique de frontières de production (méthode d'enveloppement de données), Fizel et Nunnikhoven (1992) [58] montrent que les maisons de retraite en groupe sont techniquement plus efficaces. A l'aide d'une analyse paramétrique d'une frontière de coût (analyse bayésienne stochastique de frontière), Anderson *et al.* (1999) [5] observent à l'inverse que les établissements en groupe sont moins efficaces en termes de coûts. Aucune variable de contrôle n'est néanmoins introduite dans leur modèle. Nous proposons dans cette étude d'approfondir l'analyse de l'efficacité des établissements affiliés à des chaînes. D'une part, nous intégrons plusieurs variables explicatives caractérisant des facteurs exogènes de coûts et de profit, afin de s'approcher le plus près possible des frontières réelles des établissements et d'estimer ainsi précisément leurs inefficacités. Nous comparons, d'autre part, les résultats d'estimation d'une frontière de coût et d'une frontière de profit, de manière à évaluer si les éventuelles inefficacités économiques des établissements sont ou non exclusivement dues à des inefficacités-coûts. Aucune étude n'a été réalisée sur cette question en France. Or une telle analyse est importante pour justifier ou au contraire s'inquiéter de la concentration croissante du secteur de la prise en charge de la dépendance.

4.4 Méthodologie

4.4.1 Modèles de coût et de profit

Nous supposons que les EHPAD transforment des facteurs de production - diverses catégories de salariés : aides-soignants et aides médico-psychologiques (AMP), infirmiers, agents de services hospitaliers (ASH) - en journées-résidents (Y). Ces facteurs de production (i) sont rémunérés à des prix (w_i) que l'on suppose fixés de manière concurrentielle sur leurs marchés respectifs. La qualité (q) de la prise en charge est intégrée comme une caractéristique de l'output. Nous faisons également l'hypothèse que plusieurs variables ($z = \sum_k z_k$) caractérisant la situation et l'environnement de l'EHPAD, ainsi que des variables définissant le degré de dépendance (G) des résidents, peuvent avoir un impact sur les coûts. Enfin, nous choisissons d'évaluer l'efficacité de court terme des établissements et nous devons pour cela intégrer des variables caractérisant la quantité de capital fixe (K)

de l'établissement. Nous pouvons ainsi définir la fonction de coût de l'EHPAD : $C = C(Y, q, w_i, G, z, K)$.

Puisque nous ne disposons que de 370 établissements, nous préférons opter pour une forme fonctionnelle simple de la fonction de coût de manière à minimiser le nombre de variables explicatives. Nous choisissons donc une forme *ad hoc* (Christensen, 2004 [30]) comme suit :

$$C = \alpha_0 + \alpha_Y Y + \alpha_{Y^2} Y^2 + \sum_i \alpha_{w_i} \ln(w_i) + \alpha_G G + \alpha_q q + \alpha_{z_k} z_k + \alpha_K K$$

La forme fonctionnelle de la fonction de profit est quasiment identique à celle de la fonction de coût, à ceci près que les variables liées à la production de l'output et à sa composition (caractéristiques des résidents) doivent disparaître du modèle :

$$\Pi = \beta_0 + \sum_i \beta_{w_i} \ln(w_i) + \beta_q q + \beta_{z_k} z_k + \beta_K K$$

4.4.2 Méthode d'estimation

De manière à distinguer les facteurs exogènes de coût ou de profit des variables expliquant l'inefficacité, nous utilisons une estimation par analyse stochastique de frontière. Cette méthode permet d'estimer une frontière de coût ou de profit, puis de mesurer la distance de chaque établissement à cette frontière afin d'évaluer son inefficacité. L'inefficacité-coût correspond ainsi à la distance entre l'établissement et la frontière de coût, alors que l'inefficacité économique correspond quant à elle à la distance entre l'établissement et la frontière de profit. Pour pouvoir estimer une frontière, le terme d'erreur doit être décomposé en deux éléments : une composante qui correspond à l'inefficacité de l'établissement e (u_e), et une autre qui caractérise le bruit (v_e). Des hypothèses paramétriques différentes des distributions de u_e et de v_e permettent d'identifier ces deux composantes.

- Concernant l'estimation de la frontière de coût :

$$C_e = \widehat{C(X_e)} + v_e^C + u_e^C$$

avec v_e^C un bruit positif ou négatif, $u_e^C \geq 0$ l'inefficacité-coût de l'établissement, C_e le coût réel de l'établissement, $\widehat{C(X_e)}$ son coût estimé et X_e le vecteur des variables explicatives de cet établissement e . On a alors :

$$CE_e = \frac{C_e}{\widehat{C(X_e)} + v_e^C} = \frac{\widehat{C(X_e)} + v_e^C + u_e^C}{\widehat{C(X_e)} + v_e^C} = 1 + \frac{u_e^C}{\widehat{C(X_e)} + v_e^C} \geq 1$$

avec CE_e le score d'efficacité-coût de l'établissement e . Si l'établissement e est pleinement efficace en coûts, alors $u_e^C=0$ et $CE_e=1$. u_e et les scores d'efficacité CE_e sont estimés en utilisant la formulation suggérée par Jondrow *et al.* (1982) [86].

- Concernant l'estimation de la frontière de profit, les signes sont inversés :

$$\Pi_e = \widehat{\Pi(X'_e)} + v_e^\Pi - u_e^\Pi$$

avec v_e^Π un bruit positif ou négatif, $u_e^\Pi \geq 0$ l'inefficacité économique de l'établissement, Π_e le profit réel de l'établissement, $\widehat{\Pi(X'_e)}$ son profit estimé et X'_e le vecteur des variables explicatives de cet établissement e . On a alors :

$$EE_e = \frac{\Pi_e}{\widehat{\Pi(X'_e)} + v_e^\Pi} = \frac{\widehat{\Pi(X'_e)} + v_e^\Pi - u_e^\Pi}{\widehat{\Pi(X'_e)} + v_e^\Pi} = 1 - \frac{u_e^\Pi}{\widehat{\Pi(X'_e)} + v_e^\Pi} \leq 1$$

avec EE_e le score d'efficacité économique de l'établissement e . Si l'établissement e est pleinement efficace économiquement, alors $u_e^\Pi=0$ et $EE_e=1$.

Cette méthode d'estimation par maximisation de vraisemblance, proposée en 1977 par Aigner *et al.* [2] et Meeusen et Van den Broeck [106], requiert des hypothèses sur la distribution du terme d'inefficacité. Nous optons pour une distribution de la perturbation normale-normale tronquée, avec $v_e \sim iidN(0, \sigma_v^2)$, $u_e \sim iidN^+(\mu, \sigma_u^2)$ et $\mu = \delta m_e + \eta_e$ (m : variables environnementales explicatives de l'efficacité, et η : bruit statistique). Nous utilisons ainsi une approche en une étape (Battese et Coelli, 1995 [10]) pour laquelle le terme d'inefficacité est remplacé dans les fonctions de coût et de profit par des variables explicatives. Nous aurions pu utiliser une autre approche rencontrée dans la littérature (Pitt et Lee 1981 [122], Vitaliano et Toren 1994 [139]) qui consiste à estimer en première étape la frontière stochastique de coût et les scores d'efficacité en supposant ces derniers indépendamment et identiquement distribués, puis à régresser ces scores sur diverses variables explicatives. Cette deuxième étape vient de fait contredire l'hypothèse d'indépendance des termes d'inefficacité. Une approche en deux étapes peut ainsi mener à des estimations non efficaces (Battese et Coelli, 1995 [10]), voire des estimations biaisées des scores d'inefficacité (Wang et Schmidt, 2002 [140]).

4.4.3 Variables

Les variables du modèle de coût. La maison de retraite produit un output (Y) correspondant au nombre de journées-résidents réalisées dans l'année (*en milliers de journées*). La production de cet output génère un coût (C), que l'on assimile ici aux charges d'exploitation totales (*en milliers d'euros*)⁸. Le nombre de journées-résidents réalisées par l'établissement est fonction du nombre de lits installés mais également de la structure de marché. Si l'établissement est situé dans un environnement concurrentiel présentant un excès d'offre, il pourra avoir des difficultés à remplir son établissement. Or des places inoccupées représentent des pertes financières importantes. Nous intégrons ainsi, en plus de l'output, le taux d'occupation de l'établissement (*TauxOcc*).

Outre le niveau d'output, la modélisation d'une fonction de coût nécessite d'intégrer les prix des facteurs de production. Nous intégrons les logarithmes des salaires moyens bruts annuels des employés de l'établissement pour les trois catégories principales de personnel en maison de retraite : aide-soignant ou AMP (w_{AS}), agent de service hospitalier (w_{ASH}) et infirmier (w_{INF}). Nous supposons ainsi que ces prix de facteurs sont exogènes, i.e. que les établissements sont preneurs de prix sur un marché du travail concurrentiel. Si cette hypothèse est vraie, ces variables de rémunération doivent avoir des effets positifs et significatifs sur les coûts.

Nous ajoutons, comme variables de contrôle, des variables représentatives des caractéristiques des résidents accueillis. Les résidents sont classés dans six groupes iso-ressources (*groupes GIR*) lors de leur entrée dans l'établissement, du plus dépendant (*GIR1*) au moins dépendant (*GIR6*). Nous intégrons la proportion des résidents de chaque groupe GIR dans l'établissement : *propGIR1* à *propGIR6*.

Puisque nous estimons une fonction de coût de court terme, nous intégrons des variables de quantité et de prix du capital fixe dans notre modèle. Le capital fixe est caractérisé par le nombre de lits installés dans l'établissement (*Nlits*). Nous ajoutons diverses variables de contrôle pour approcher le coût de l'immobilier : le degré d'urbanisation de la commune ou de la ville évalué au nombre d'habitants (*URB*), et une variable d'attractivité touristique de la commune ou de la ville définie comme le ratio du nombre de résidences secondaires

8. Nous décidons de ne pas intégrer à la variable de coût les charges d'intérêts puisque celles-ci ne constituent qu'une partie du coût du capital. Les établissements qui se financent par fonds propres doivent en effet verser des dividendes à leurs actionnaires. Ces derniers constituent non pas une charge comptable mais une charge économique (*coût d'opportunité*) qui devrait alors également être intégrée au modèle. Or nous ne disposons malheureusement pas d'une telle variable. Quant aux charges exceptionnelles, nous avons également fait le choix de les exclure puisqu'elles ne relèvent pas des charges courantes de l'établissement.

sur le nombre total de logements (*%ResidSec*). Nous ajoutons enfin une variable indiquant si l'établissement est propriétaire (et non pas locataire) du bâtiment (*PROP*).

L'intégration de variables de qualité dans un modèle de coût ou de profit est également très importante lorsque l'on souhaite évaluer les inefficacités par une méthode de frontière. En l'absence de telles variables, nous risquerions d'assimiler à tort la qualité non observée des établissements à de l'inefficacité. Ceci est d'autant plus problématique dans le secteur de la dépendance que la qualité est principalement déterminée par l'encadrement en personnel, lui-même constituant un des plus gros facteurs de coûts en maison de retraite (Dormont et Martin, 2013 [46], chapitre 1). Nous intégrons plusieurs variables de qualité : une variable liée au confort hôtelier (*Confort*)⁹ et des variables caractérisant le taux d'encadrement et la qualification du personnel. Concernant la variable d'encadrement, elle correspond à une variable catégorielle construite à partir du ratio du nombre total d'équivalents temps plein (ETP) du personnel (hors personnel administratif et services généraux) dans l'établissement (N) sur un encadrement théorique optimal (N^*) calculé à partir des catégories de dépendance des résidents¹⁰. Quant aux variables de qualification, nous introduisons le ratio du personnel soignant qualifié (infirmiers et médecins) sur le personnel de l'EHPAD (*%HautQualif*), ainsi que le ratio du personnel moyennement qualifié (aides-soignants et AMP) sur le personnel hors infirmiers et médecins (*%MoyenQualif*). Nous faisons l'hypothèse que ces variables de qualité sont exogènes. Cette hypothèse a des chances d'être vérifiée puisque, contrairement aux EHPAD étudiés par Dormont et Martin (2013) [46] (chapitre 1), les établissements considérés ici ne sont pas régulés, c'est à dire qu'ils peuvent fixer librement leurs tarifs. Ils ne sont donc théoriquement pas ou que peu financièrement contraints dans leurs décisions de recrutement.

Nous prenons enfin en compte diverses caractéristiques de l'établissement et de son environnement qui peuvent avoir un effet sur ses coûts. Les tarifs appliqués en EHPAD sont décomposés en trois catégories : un tarif soins qui couvre les dépenses médicales et qui est fixé par l'Agence Régionale de Santé, un tarif dépendance auquel sont affectés les coûts liés à la prise en charge de la dépendance et qui est fixé par le Conseil Général, et un tarif hébergement qui couvre toutes les charges restantes et qui peut être libre lorsque

9. Cette variable de confort hôtelier, graduée de 0 à 120, a été calculée en attribuant un score à diverses variables d'équipements de la maison de retraite ; la méthode de calcul de cet indicateur est présentée au chapitre 5 (Martin et Ramos-Gorand (2013) [103]).

10. Pour calculer les ETP journaliers de personnel nécessaires à chaque personne âgée, nous utilisons les normes présentes dans le secteur de la prise en charge à domicile : une personne en GIR 1 a besoin quotidiennement de 1 ETP, en GIR 2 de 0,84 ETP, en GIR 3 de 0,66, en GIR 4 de 0,42, en GIR 5 de 0,25 et enfin en GIR 6 de 0,07 (Ratte et Imbaud, 2011 [125]).

l'établissement n'est pas habilité à recevoir des bénéficiaires de l'aide sociale pour la totalité de ses places. Peu d'établissements privés lucratifs ont des tarifs hébergement entièrement régulés ; nous ne les intégrons pas dans notre échantillon. Les établissements privés lucratifs peuvent néanmoins parfois être habilités partiellement à recevoir des bénéficiaires de l'aide sociale, c'est à dire pour une partie seulement de leur capacité installée. Il peut alors y avoir une double tarification dans l'établissement puisque seul le tarif hébergement appliqué aux bénéficiaires de l'aide sociale est souvent fixé par le Conseil Général ; ceux appliqués aux autres résidents restent libres. Nous intégrons une variable binaire (*HABI*) égale à 1 lorsque l'établissement est habilité partiellement à l'aide sociale. Nous ajoutons également une variable d'ancienneté de l'établissement, i.e. le nombre d'années écoulées depuis son ouverture (*ANC*) ; une ouverture ancienne peut réduire certaines charges d'exploitation, notamment les dotations aux amortissements. Nous intégrons enfin deux variables binaires : une variable informant de l'option tarifaire choisie (*OS*) pour le remboursement des charges liées aux soins (remboursement total ou partiel), et une autre indiquant si l'établissement dispose ou non d'une pharmacie à usage intérieur (*PUI*). Concernant l'option tarifaire, on s'attend à un effet positif du choix de l'option "tarif global" sur les coûts puisque des frais supplémentaires sont alors à la charge de l'établissement. La disposition d'une pharmacie à usage intérieur a également un impact positif attendu sur les coûts puisqu'elle génère un supplément de charges fixes (coût de la structure, rémunération d'un pharmacien).

Nous faisons l'hypothèse que toutes les spécificités de coûts des établissements sont prises en compte par les variables explicatives du modèle. La distance de l'établissement à la frontière de coût ainsi estimée est alors supposée caractériser l'inefficacité-coût de l'établissement. L'objectif de cette étude étant d'évaluer l'efficacité des groupes, nous intégrons comme variable explicative de l'inefficacité une variable catégorielle indiquant si l'établissement est indépendant ou affilié à un groupe. Cette variable est décomposée en trois catégories : *Groupe=0* si l'établissement est indépendant (ou affilié à un groupe de moins de 5 établissements, ce que l'on considère comme négligeable) ; *Groupe=1* si l'établissement est intégré à un groupe de 5 à 49 EHPAD ; et *Groupe=2* si le nombre d'établissements du groupe est supérieur ou égal à 50.

Les variables du modèle de profit. L'activité de la maison de retraite génère aussi un profit (Π) que l'on définit par le résultat d'exploitation de l'entreprise (*en milliers d'euros*), c'est à dire par la différence entre les revenus liés à l'exploitation et les charges

d'exploitation de la maison de retraite¹¹.

Les variables explicatives du modèle de profit sont presque identiques à celles du modèle de coût. Néanmoins, puisque l'objectif de l'estimation d'une frontière de profit est d'estimer l'efficacité des établissements dans la maximisation de leur profit à travers le choix du niveau et de la composition de l'output, nous enlevons du modèle toutes les variables liées à l'output : nombre de journées-résidents, taux d'occupation et proportions GIR des résidents.

Les prix de l'output sont théoriquement intégrés dans un modèle de profit. Mais ceci n'est toutefois possible que lorsque les marchés sont concurrentiels et que la firme est preneuse de prix. Compte tenu d'une forte concentration locale, les maisons de retraite en France sont plutôt dans une configuration de concurrence monopolistique (Martin et Ramos-Gorand, 2013 [102], chapitre 3) ; nous ne pouvons donc pas faire ici cette hypothèse.

Comme pour la fonction de coût, la distance entre chaque établissement et la frontière de profit estimée représente leur inefficacité économique. Elle peut aussi refléter l'impact de facteurs de profit non observés : la capacité des établissements, compte tenu de leur situation concurrentielle, d'augmenter leurs prix ou d'améliorer plus aisément leur taux d'occupation n'est pas prise en compte dans le modèle de profit et est par conséquent assimilée au terme d'inefficacité.

4.5 Données

Nous utilisons un échantillon de 370 EHPAD privés lucratifs en 2011. Les données de coûts et de profit proviennent de la base de données DIANE qui reprend les comptes sociaux en 2011 des entreprises françaises issus des Greffes des Tribunaux de Commerce. Les données de salaires par établissement, qui constituent un véritable atout pour ce type d'étude, proviennent de la base de données DADS 2010 (Déclaration annuelle de données sociales) de l'INSEE. La proportion de résidences secondaires par commune, ainsi que la variable d'urbanisation, proviennent également de bases de données de l'INSEE. Les autres variables nous sont renseignées par l'enquête exhaustive quadriennale EHPA 2011 (*DREES*). L'absence de données sur plusieurs années nous empêche d'utiliser des modèles de données de panel qui nous auraient permis de traiter plus aisément l'hétérogénéité non observée. Nous avons retiré de la base les établissements pour lesquels nous ne disposons

11. Les variables de coût et de profit ne sont pas intégrées sous forme logarithmique puisque le profit peut prendre des valeurs négatives.

pas d'information sur les variables intégrées dans le modèle. Certaines valeurs aberrantes ou extrêmes (aucun salarié dans l'établissement, taux de marge brute inférieur à -1 000%) ont également été supprimées de notre échantillon. Nous présentons dans le tableau 4.4 les statistiques descriptives pour chacune des variables utilisées en fonction de l'affiliation des établissements à un groupe et, le cas échéant, de la taille de ce groupe.

Nous remarquons que le coût moyen journalier d'un résident est plus élevé pour un établissement appartenant à un groupe, et ce d'autant plus lorsque la taille du groupe est importante. Le profit journalier par résident est également plus élevé pour les groupes. Cela signifie que les surcoûts sont plus que compensés par des revenus supérieurs. L'objectif de cette étude est d'identifier les raisons de ces coûts et de ces profits plus élevés, grâce à l'estimation de frontières permettant d'étudier la part de la variance des coûts (*ou des profits*) expliquée par des facteurs exogènes de coût (*respectivement de profit*) et celle expliquée par l'inefficacité.

Il semble pertinent au préalable d'analyser les valeurs des différents comptes de charges et de produits provenant des comptes de résultat des EHPAD. Nous présentons aux tableaux 4.2 et 4.3 les valeurs médianes de ces postes rapportées au nombre de journées-résidents réalisées dans l'année.

Les coûts en EHPAD sont principalement générés par trois postes de charges d'exploitation : les charges de personnel, les dotations aux amortissements liées à des investissements récents et les charges externes (incluant les charges de sous-traitance, de personnel intérimaire et les charges de location du bâtiment lorsque les établissements n'en sont pas propriétaires). Les charges liées aux achats de fournitures sont très faibles voire négligeables par rapport aux autres postes de dépenses. Nous observons quelques différences dans la répartition de ces charges selon l'affiliation ou non à un groupe. Nous pouvons essayer de faire le lien entre ces différences comptables et les statistiques descriptives des variables explicatives du modèle présentées dans le tableau 4.4. Il peut sembler étrange que la valeur médiane des comptes de charges de personnel des EHPAD appartenant à des groupes soit identique à celle des établissements indépendants, compte tenu d'une similarité des rémunérations, de ratios de qualification légèrement inférieurs aux EHPAD indépendants et de taux d'encadrement relativement plus faibles pour les établissements appartenant à un grand groupe. Cela peut suggérer une inefficacité des groupes dans le recours au personnel administratif et technique (non pris en compte dans le calcul des ratios de qualification

et d'encadrement). Les charges externes sont sans surprise plus élevées pour les groupes qui sont plus souvent locataires des murs et qui doivent supporter des frais de publicité et d'assurance engagés par leur société-mère. Compte tenu d'un recours au financement externe plus aisé, les établissements affiliés à un groupe investissent également plus et ont par conséquent des dotations aux amortissements plus importantes. Malgré ces investissements plus importants, les charges d'intérêts sont plus faibles pour les groupes de taille importante. Ceci est sans doute dû, d'une part, à un recours plus fréquent au financement par fonds propres, d'autre part à un pouvoir de négociation plus élevé vis à vis des banques et donc à des taux d'intérêt d'emprunts plus faibles¹². Le poste impôts et taxes a une valeur médiane plus importante pour les groupes, compte tenu de leur implantation dans des zones plus attractives (grandes villes, zones touristiques) soumises probablement à des taxes foncières et à des impôts locaux plus importants. Enfin, les autres charges de gestion courantes sont plus élevées pour les établissements appartenant à des groupes puisque ceux-ci doivent reverser des redevances à leur société-mère. Ces spécificités de coûts confirment l'importance d'introduire dans notre modèle des variables explicatives de propriété du capital, de localisation géographique, de qualité et de prix des facteurs de production afin de ne pas assimiler ces spécificités de coûts à de l'inefficacité.

Un bénéfice est généré lorsque les produits sont supérieurs aux charges. Comme le montre le tableau 4.3, les produits d'exploitation proviennent presque exclusivement du chiffre d'affaires de l'établissement, lui-même déterminé soit par le niveau de prix fixé, soit par le nombre de journées-résidents réalisées. Le chiffre d'affaires par journée-résident est plus élevé dans les établissements appartenant à des groupes, ce qui signifie que les prix sont plus élevés. Cela peut s'expliquer par des caractéristiques spécifiques de localisation ou de qualité des établissements, ce que nous contrôlons dans notre modèle de profit.

4.6 Résultats

4.6.1 Analyse des coûts et de l'efficacité-coût des groupes d'EHPAD privés lucratifs

Nous présentons dans le tableau 4.5 les résultats d'estimation de la frontière de coût¹³. La variable γ , définie comme le ratio de la variance du terme d'inefficacité sur le terme

12. Les taux d'intérêt, calculés par le ratio des charges d'intérêts sur les dettes bancaires et financières, s'élèvent respectivement en moyenne à 3,33% pour les établissements indépendants, à 3,56% pour les établissements affiliés à des petits groupes, et à 2,69% pour les EHPAD des quatre grandes chaînes françaises (Source : DIANE - *Calculs C.Martin*).

13. Les estimations de frontières ont été réalisées par le logiciel FRONTIER Version 4.1 (T.Coelli, 1996).

TABLE 4.2 – Valeurs médianes des principaux postes de charges des EHPAD (en euros, par journée-résident)

Comptes de gestion	Groupe 0	Groupe 1	Groupe 2	Total
Achats marchandises et var, stocks	0	0	0	0
Charges de personnel	57,0	55,4	57,2	56,5
Charges externes	33,9	37,1	42,2	36,9
Impôts et taxes (hors IS)	3,8	4,3	6,0	4,1
Dotations amortissements	1,9	2,2	2,3	2,0
Autres charges de gestion courante	5,4	5,1	7,8	5,7
Charges d'intérêts	0,15	0,30	0,12	0,15
Nb. obs.	237	77	56	370

Source : DIANE, échantillon de 370 EHPAD privés lucratifs

TABLE 4.3 – Valeurs médianes des principaux postes de produits d'exploitation des EHPAD (en euros, par journée-résident)

Comptes de gestion	Groupe 0	Groupe 1	Groupe 2	Total
Chiffre d'affaires	93,9	107,6	119,7	101,8
Subventions d'exploitation	0,06	0	0	0
Reprises sur amortissements	1,6	1,7	2,2	1,73
Nb. obs.	237	77	56	370

Source : DIANE, échantillon de 370 EHPAD privés lucratifs

d'erreur ($\gamma = \frac{\sigma_u^2}{\sigma_u^2 + \sigma_v^2}$), est significative, ce qui confirme la pertinence d'un modèle de frontière.

Comme attendu, les variables de rémunérations du personnel ont un effet positif sur les coûts, ce qui confirme en partie leur exogénéité. Nous n'observons pas en revanche d'impact des variables d'output (Y et Y^2) sur les coûts, ce qui est probablement dû à la forte colinéarité existant entre ces variables et la variable de capital ($Nlits$). Plus les niveaux de dépendance des résidents sont faibles, plus les coûts le sont également. De même, plus le taux d'occupation est élevé, moins l'établissement est coûteux ; lorsque ce dernier n'est pas rempli, plusieurs dépenses inutiles sont en effet engagées, notamment des charges de personnel. Comme attendu, certaines caractéristiques de l'environnement ont un effet positif sur les coûts : l'implantation en grande ville ou dans des zones touristiques engendre une hausse des charges de location ou des charges liées à l'investissement (dotations aux amortissements). D'autres variables significatives correspondent aux caractéristiques de l'établissement, à l'instar de l'ancienneté de l'EHPAD ou de la propriété du bâtiment ¹⁴

14. L'effet de cette variable doit être interprétée avec prudence puisque nous n'avons pas intégré dans

TABLE 4.4 – Statistiques descriptives des variables utilisées

Variables	Groupe=0 : $x < 5$			Groupe=1 : $5 \leq x < 50$			Groupe=2 : $50 \leq x$		
	Med.	Moy.	(σ^2)	Med.	Moy.	(σ^2)	Med.	Moy.	(σ^2)
C	2 175,0	2 255,0	(991,0)	2 665,0	2 627,4	(802,5)	2 957,0	3 070,6	(1 205,0)
II	70,0	107,2	(188,9)	157,0	179,0	(285,7)	156,0	211,7	(320,8)
Y	21 170	21 153	(8 090)	25 550	24 299	(6 927)	25 185	25 420	(7 529)
C/Y	104,1	106,8	(20,85)	106,5	109,3	(20,11)	116,6	121,3	(25,24)
II/Y	4,07	4,79	(7,54)	6,24	5,61	(15,14)	6,35	7,78	(17,05)
propGIR1	18,7%	20,1%	(0,109)	18,2%	20,4%	(0,098)	17,6%	18,0%	(0,080)
propGIR2	37,7%	39,0%	(0,110)	37,5%	38,1%	(0,103)	36,5%	37,0%	(0,078)
propGIR3	16,0%	16,1%	(0,072)	14,7%	15,5%	(0,073)	18,2%	18,0%	(0,062)
propGIR4	17,2%	17,5%	(0,081)	17,9%	18,0%	(0,085)	17,9%	18,8%	(0,075)
propGIR5	3,4%	4,1%	(0,041)	3,6%	4,3%	(0,035)	4,9%	5,3%	(0,040)
propGIR6	2,0%	3,2%	(0,046)	2,3%	3,6%	(0,045)	1,7%	2,8%	(0,034)
TauxOcc	96,3%	94,8%	(0,069)	96,6%	94,9%	(0,071)	96,2%	93,4%	(0,065)
w _{ASH}	20 119	20 292	(1 107)	20 756	20 858	(1 059)	20 523	20 662	(762,2)
w _{AS}	22 571	22 730	(1 573)	22 970	22 822	(1 754)	22 710	22 900	(1 295)
w _{INF}	33 830	34 091	(4 587)	34 031	34 232	(4 193)	35 135	35 178	(4 184)
ANC	21,0	21,5	(15,0)	19,0	21,4	(18,8)	18,0	22,4	(22,5)
%ResidSec	3,05%	6,58%	(0,094)	2,12%	3,96%	(0,057)	2,19%	5,38%	(0,109)
Confort	85,3	83,3	(14,75)	89,0	87,1	(11,75)	83,3	83,5	(12,8)
%MoyenQualif	52,1%	54,2%	(0,181)	49,2%	50,6%	(0,160)	49,7%	48,9%	(0,175)
%HautQualif	15,8%	17,7%	(0,078)	14,3%	16,7%	(0,083)	15,0%	17,6%	(0,085)
Nlits	60,0	61,4	(23,9)	72	70,1	(19,5)	75	74,6	(22,5)
pdm _{5km}	37,3%	50,1%	(0,408)	54,3%	58,6%	(0,372)	43,5%	56,1%	(0,354)
pdm _{10km}	18,3%	11,1%	(0,357)	25,6%	38,5%	(0,333)	28,4%	41,6%	(0,311)
	N	(%)		N	(%)		N	(%)	
HABI=0	177	74,7%		63	81,8%		43	76,8%	
HABI=1	60	25,3%		14	18,2%		13	23,2%	
PUI=0	233	98,3%		76	98,7%		56	100,0%	
PUI=1	4	1,7%		1	1,3%		0	0,0%	
OS=0	206	86,9%		65	84,4%		40	71,4%	
OS=1	31	13,1%		12	15,6%		16	28,6%	
PROP=0	117	49,4%		51	66,2%		38	67,9%	
PROP=1	120	50,6%		26	33,8%		18	32,1%	
URB : hab<20 000	149	20,7%		16	20,8%		7	12,5%	
URB : 20 000 ≤ hab<200 000	53	22,4%		13	16,9%		15	26,8%	
URB : 200 000 ≤ hab<500 000	23	9,7%		10	13,0%		7	12,5%	
URB : 500 000 ≤ hab<1 000 000	78	32,9%		29	37,6%		5	8,9%	
URB : Paris	34	14,3%		9	11,7%		22	39,3%	
N/N* < 0,6	56	23,6%		18	23,4%		12	21,4%	
0,6 ≤ N/N* < 0,75	114	48,1%		37	48,0%		33	58,9%	
0,75 ≤ N/N* < 0,95	61	25,8%		21	27,3%		9	16,1%	
0,95 ≤ N/N*	6	2,5%		1	1,3%		2	3,6%	
Nb. obs.	237			77			56		

Echantillon de 370 EHPAD privés lucratifs

Source : DIANE et enquête EHPA 2011 (DREES) - Calculs C.Martin

le modèle les charges financières liées aux emprunts, qui sont bien évidemment plus importantes lorsque l'EHPAD est propriétaire des murs.

qui réduisent les coûts. Enfin, le confort hôtelier, ainsi que le taux d'encadrement et la qualification du personnel (hormis le ratio de personnel très qualifié), engendrent sans surprise des charges supplémentaires.

Si les spécificités de coûts des EHPAD ont bien été prises en compte par les variables explicatives introduites dans le modèle, la partie asymétrique de l'erreur estimée peut être assimilée à l'inefficacité-coût des établissements. Les EHPAD appartenant à des groupes de plus de 50 établissements semblent être significativement plus inefficaces puisqu'ils sont plus éloignés que les autres établissements de leur frontière de coût.

Cette analyse permet d'expliquer pourquoi nous observons des coûts moyens plus élevés pour les établissements affiliés à des grands groupes. Ceux-ci sont d'une part dus à des spécificités exogènes de coûts (localisation en ville ou dans des zones attractives, location du bâtiment) engendrant une position plus haute de leur frontière de coût. Ces EHPAD sont d'autre part situés à une distance plus importante de leur frontière, i.e. sont plus inefficaces, ce qui s'explique probablement par une plus grande rigidité dans leurs processus de décision. Les calculs des coûts moyens réels et estimés par la frontière de coût, présentés dans le tableau 4.7, montrent bien ce phénomène : le coût moyen estimé est d'autant plus élevé que la taille du groupe est importante, mais la différence entre le coût réel et ce coût estimé l'est également. Contrairement à ce que nous aurions pu *a priori* penser, il ne semble pas exister d'économies d'échelle liées au groupe mais plutôt à l'inverse des déséconomies d'échelle. Les statistiques descriptives des scores d'inefficacité estimés, présentées dans le tableau 4.6, confirment ce résultat. Les EHPAD privés lucratifs pourraient en moyenne réduire leurs coûts de 17,6%¹⁵. Cette inefficacité moyenne n'est que de 14,2% pour les établissements affiliés à un groupe de taille intermédiaire, alors qu'il s'élève à 23,2% pour les EHPAD appartenant à des grands groupes. Un test paramétrique (test de comparaison de moyenne) et un test non paramétrique (test de Kruskal-Wallis¹⁶) permettent de vérifier la significativité des différences des scores d'inefficacité-coût obtenus selon la taille du groupe. Il ne semble pas y avoir de différences d'inefficacités entre les EHPAD indépendants et

15. Il s'agit d'un score d'inefficacité relatif calculé à partir de la comparaison des EHPAD privés lucratifs. La comparaison de ces mêmes établissements avec des établissements de statut public ou associatif aurait pu conduire à des scores d'inefficacité plus élevés ou plus faibles. Une telle comparaison n'est néanmoins pas possible puisque nous ne disposons pas de données homogènes de coûts pour ces divers statuts d'établissements.

16. Le test de Kruskal-Wallis compare les rangs moyens des observations de deux échantillons.

ceux appartenant à un groupe de taille intermédiaire, bien que les premiers aient des scores légèrement plus élevés. Les établissements appartenant à de grands groupes sont en revanche significativement plus inefficaces.

4.6.2 Analyse du profit et de l'efficacité économique des groupes d'EHPAD privés lucratifs

Une hausse du profit peut être générée soit par une baisse des coûts, soit par une hausse des revenus liés à des prix ou/et à des taux d'occupation plus élevés. Certaines variables peuvent avoir un effet positif sur les coûts mais également sur les profits, ce qui signifie alors que les revenus générés sont supérieurs aux suppléments de coûts engendrés. C'est le cas de certaines variables liées à l'environnement de l'établissement. Une localisation dans une zone touristique, dans une ville de province de taille moyenne (inférieure à 500 000 habitants) ou en région parisienne permet de bénéficier d'une hausse du chiffre d'affaires plus importante que les surcoûts engendrés liés au prix de l'immobilier ; les profits générés par cette implantation sont donc positifs. Ceci n'est pas le cas d'une localisation en grande ville de province (nombre d'habitants supérieur à 500 000) qui ne semble pas profitable par rapport à une implantation rurale. D'autres variables ont un effet sur les coûts mais aucun impact sur les revenus ; elles ont par conséquent un effet sur le profit de signe contraire à celui sur les coûts. C'est le cas de la présence d'une pharmacie à usage intérieur. Nous pouvions nous attendre à un effet négatif des salaires sur le profit ; c'est le cas de la rémunération moyenne des ASH mais nous n'obtenons pas cet effet pour les salaires infirmier et aide-soignant. Ceci est peut-être dû à des caractéristiques géographiques spécifiques captées par ces variables de salaires : les zones où les infirmiers et les aides-soignants sont mieux rémunérés correspondent probablement à des localités où les prix et/ou les taux d'occupation des maisons de retraite sont plus élevés. La variable d'ancienneté de l'établissement réduit quant à elle les prix et donc les profits ; les établissements sont en effet libres dans la fixation des prix lors de l'entrée des résidents mais ils sont ensuite réglementés dans l'augmentation annuelle de ces tarifs. Un établissement récent peut donc avoir des tarifs relativement plus élevés qu'un EHPAD ancien qui ne peut augmenter ses prix que pour les nouveaux résidents accueillis. Cette plus faible marge de manœuvre dans la fixation des prix se retrouve également dans l'effet négatif de l'habilitation partielle sur les profits.

Il est également intéressant de comparer les effets des variables de qualité sur les coûts et ceux sur le profit. Un fort taux d'encadrement ne permet pas de disposer de revenus

TABLE 4.5 – Résultats d'estimation en analyse stochastique de frontière - frontières de coût et de profit

	Coût		Profit	
	Coeff.	(σ)	Coeff.	(σ)
α_0	-6 723,66**	(6,16)	5 854,70**	(1,00)
Y	<i>ns</i>		-	-
Y ²	<i>ns</i>		-	-
propGIR1	ref	ref	-	-
propGIR2	-617,79**	(14,59)	-	-
propGIR3	-538,25**	(54,93)	-	-
propGIR4	-870,47**	(4,95)	-	-
propGIR5	-994,56**	(42,41)	-	-
propGIR6	-1 185,39**	(52,86)	-	-
TauxOcc	-78,26**	(15,88)	-	-
w_{ASH}	203,18**	(25,23)	-656,69**	(1,03)
w_{AS}	387,28**	(44,57)	43,33**	(1,05)
w_{INF}	70,87**	(21,18)	30,26**	(1,07)
HABI	<i>ns</i>		-18,56**	(1,01)
PUI	-52,32**	(14,80)	75,89**	(1,00)
OS	113,75*	(43,99)	38,01**	(1,01)
ANC	-4,75†	(2,71)	-4,24**	(1,24)
ANC ²	0,05†	(0,03)	<i>ns</i>	
PROP	-54,66†	(33,12)	2,15*	(1,02)
%ResidSec	60,99†	(32,09)	290,58**	(1,00)
URB : hab<20 000	ref	ref	ref	ref
URB : 20 000 ≤ hab<200 000	<i>ns</i>		11,99**	(1,02)
URB : 200 000 ≤ hab<500 000	149,82**	(42,92)	40,05**	(1,01)
URB : 500 000 ≤ hab<1 000 000	218,00**	(41,06)	-40,07**	(1,22)
URB : Paris	413,89**	(38,82)	108,98**	(1,35)
Confort	4,19**	(1,36)	<i>ns</i>	
%MoyenQualif	315,59**	(17,77)	6,66**	(1,01)
%HautQualif	<i>ns</i>		73,52**	(1,01)
N/N* < 0,6	ref	ref	ref	ref
0,6 ≤ N/N* < 0,75	167,51**	(35,97)	-35,18**	(1,15)
0,75 ≤ N/N* < 0,95	230,62**	(40,08)	-111,97**	(1,00)
0,95 ≤ N/N*	524,56**	(21,50)	-172,26**	(1,01)
Nlits	<i>ns</i>		<i>ns</i>	
Nlits ²	<i>ns</i>		<i>ns</i>	
δ_0	-751,59**	(146,35)	<i>ns</i>	
Groupe=0 : x<5	ref	ref	ref	ref
Groupe=1 : 5 ≤ x<50	<i>ns</i>		-526,34**	(29,03)
Groupe=2 : 50 ≤ x	1 015,19**	(169,41)	-97,15**	(28,66)
σ^2	351 962,01**	(3,36)	45 096,52**	(1,00)
γ	0,86**	(0,02)	0,09**	(0,01)

Seuils de significativité : † : 10% * : 5% ** : 1% *ns* : non significatif

Echantillon de 370 EHPAD privés lucratifs

Source : DIANE et enquête EHPA 2011 (DREES) - Calculs C.Martin

TABLE 4.6 – Scores d'inefficacité estimés selon les modalités de la variable *Groupe*

	<i>Coût</i>				<i>Profit</i>			
	Moy.	1 ^{er} q.	Médiane	3 ^{eme} q.	Moy.	1 ^{er} q.	Médiane	3 ^{eme} q.
Groupe 0 : $x < 5$	1,173	1,079	1,112	1,171	0,529	0,526	0,704	0,789
Groupe 1 : $5 \leq x < 50$	1,142	1,069	1,095	1,173	0,931	0,936	0,958	0,969
Groupe 2 : $50 \leq x$	1,232	1,121	1,172	1,284	0,790	0,818	0,882	0,911
Total	1,176	1,079	1,120	1,188	0,651	0,623	0,783	0,913

Echantillon de 370 EHPAD privés lucratifs

Source : DIANE et enquête EHPA 2011 (DREES) - Calculs C.Martin

TABLE 4.7 – Comparaison des moyennes du coût estimé et du coût réel par journée-résident

	<i>Groupe 0</i>	<i>Groupe 1</i>	<i>Groupe 2</i>	<i>Total</i>
Moy. (coût estimé/output)	93,6	95,4	99,1	94,8
Moy. (coût réel/output)	106,8	109,3	121,3	109,5

Echantillon de 370 EHPAD privés lucratifs

Source : DIANE et enquête EHPA 2011 (DREES) - Calculs C.Martin

TABLE 4.8 – Tests paramétriques et non paramétriques sur les termes d'inefficacité

	Test de moyenne		Test de Kruskal-Wallis	
	p-value	Moins efficace ?	p-value	Moins efficace ?
Inefficacité-coût				
<i>Groupe 0</i> contre <i>Groupe 1</i>	0,2122	-	0,8569	-
<i>Groupe 0</i> contre <i>Groupe 2</i>	0,0001	<i>Groupe 2</i>	0,0664	<i>Groupe 2</i>
<i>Groupe 1</i> contre <i>Groupe 2</i>	0,0001	<i>Groupe 2</i>	0,0051	<i>Groupe 2</i>
Inefficacité économique				
<i>Groupe 0</i> contre <i>Groupe 1</i>	0,0001	<i>Groupe 0</i>	0,0000	<i>Groupe 0</i>
<i>Groupe 0</i> contre <i>Groupe 2</i>	0,0001	<i>Groupe 0</i>	0,0000	<i>Groupe 0</i>
<i>Groupe 1</i> contre <i>Groupe 2</i>	0,0001	<i>Groupe 2</i>	0,9991	-

Echantillon de 370 EHPAD privés lucratifs

Source : DIANE et enquête EHPA 2011 (DREES) - Calculs C.Martin

supplémentaires suffisants pour compenser le supplément de charges de personnel et engendre de ce fait une réduction des profits. Cette dimension de qualité n'est sans doute pas suffisamment valorisée aux yeux des résidents pour permettre en conséquence une hausse suffisante des prix, en raison probablement d'un manque de transparence des taux d'encadrement des établissements en France. Une obligation d'information des EHPAD sur certains indicateurs de qualité, et notamment sur les taux d'encadrement, a récemment été suggérée par les pouvoirs publics mais n'a pas encore été concrétisée. Dans ce contexte, les

EHPAD ne seraient *a priori* pas incités à développer leurs recrutements, ce qui confirme les observations de Park et Werner (2011) [119] effectuées à partir de données américaines¹⁷. Contre toute attente, la demande semble en revanche sensible à la qualification du personnel puisque cette dernière permet de bénéficier de plus hauts profits malgré le supplément de coûts qu'elle génère. Il est en effet possible que les prescripteurs, et notamment les médecins généralistes, observent et soient sensibles à cette dimension de la qualité. Comme le souligne le groupe Medica, *"l'apport de clientèle provient principalement [...] de la famille, des médecins traitants ou des services sociaux. Ceux-ci conseillent les futurs patients et résidents sur le choix d'un établissement sur la base de nombreux critères, notamment la situation géographique de l'établissement, la qualité estimée des soins, la compétence des équipes [...]"*¹⁸. La sensibilité des résidents au confort hôtelier permet également d'augmenter les prix ou le taux de remplissage, et donc le chiffre d'affaires, de manière juste suffisante pour compenser les surcoûts ; l'effet de cette variable sur le profit n'est par conséquent pas significatif. Ce résultat doit néanmoins être interprété avec prudence puisque les charges liées au confort hôtelier sont principalement des dotations aux amortissements des investissements récents et sont donc temporaires. Une fois les équipements amortis, les profits générés par le supplément de chiffre d'affaires seront probablement positifs. En effet, selon le groupe Medica, *"[les opérations d'amélioration de la qualité hôtelière contribuent à accroître l'attractivité et donc à conforter la rentabilité de l'ensemble de ses établissements]"*¹⁸. Ceci explique pourquoi les EHPAD privés lucratifs, qui maximisent leur profit, semblent parfois développer leur qualité hôtelière au détriment de la qualité liée à l'encadrement en personnel (Martin et Ramos-Gorand, 2013 [102], chapitre 3). Il ne semble toutefois pas y avoir de grandes différences en termes de qualité entre les EHPAD privés lucratifs selon leur appartenance ou non à un groupe (*tableau 4.4*) ; la qualité ne permet pas par conséquent d'expliquer les disparités des profits observées entre ces établissements.

De la même manière que pour la frontière de coût, si les spécificités de profit des EHPAD ont bien été prises en compte par les variables exogènes introduites dans le modèle, le terme d'erreur asymétrique peut être assimilé à l'inefficacité économique des établissements. Puisque la structure de marché des EHPAD n'est pas parfaitement concurrentielle

17. Ces deux auteurs analysent l'effet d'une opération de transparence imposée aux maisons de retraite en 2002 par les programmes Medicare et Medicaid. Par des estimations en données de panel, ils montrent que la qualité des établissements a un impact positif significatif sur leurs profits uniquement à la suite de cette mesure.

18. *Source* : Document de référence 2011, Medica.

et que les prix n'ont par conséquent pas été intégrés dans le modèle, la terme d'inefficacité capte ici également le supplément de marges réalisées par un établissement compte tenu de son pouvoir de marché. Ce terme d'inefficacité est compris entre 0 et 1 ; plus il est proche de 1, plus l'établissement est proche de sa frontière de profit et est par conséquent efficace ou peut augmenter ses prix. L'interprétation est donc inversée par rapport à l'analyse de l'inefficacité-coût : plus le score est élevé, plus l'EHPAD est efficace. Nous observons aux tableaux 4.6 et 4.8 que les établissements appartenant à des groupes sont relativement plus efficaces que les établissements indépendants, et ce d'autant plus pour les groupes de taille intermédiaire.

Les profits moyens des groupes par journée-résident sont ainsi plus élevés pour deux raisons. D'une part, la frontière de profit des grands groupes est plus haute grâce à des caractéristiques spécifiques (localisation en ville ou dans des zones attractives). D'autre part, les établissements affiliés à des groupes sont plus efficaces ou disposent d'une plus forte marge de manœuvre pour augmenter leurs prix et leurs taux d'occupation ; ils sont donc plus proches de leur frontière de profit. Le calcul des profits moyens réels et estimés par la frontière de profit, présentés dans le tableau 4.9, confirme cette situation : le profit moyen estimé est plus élevé pour les EHPAD de grands groupes et la différence entre leur profit réel et ce profit estimé est également plus faible que pour les EHPAD indépendants. La situation pour les groupes intermédiaires est plus contrastée : le profit estimé est plus faible, mais les établissements sont encore moins distants de leur frontière et sont donc plus efficaces.

TABLE 4.9 – Comparaison des moyennes du profit estimé et du profit réel par journée-résident

	<i>Groupe 0</i>	<i>Groupe 1</i>	<i>Groupe 2</i>	<i>Total</i>
Moy. profit estimé/output	7,31	5,77	8,70	7,2
Moy. profit réel/output	4,79	5,61	7,78	5,41

Echantillon de 370 EHPAD privés lucratifs

Source : DIANE et enquête EHPA 2011 (DREES) - Calculs C.Martin

Pour comprendre l'origine des termes d'inefficacité-coût et d'inefficacité économique, nous avons approfondi notre analyse en calculant des coefficients de corrélation entre, d'une part, les termes d'inefficacité-coût et d'inefficacité économique, et d'autre part entre chaque terme d'inefficacité et la part de marché de l'établissement dans un rayon de 5 km

ou de 10 km. La part de marché est calculée comme le ratio du nombre de places installées dans l'établissement sur le nombre de places totales installées en EHPAD privés lucratifs dans une surface de 5 ou 10 kilomètres par la route. Cette part de marché est comprise entre 0 et 1 ; plus elle est proche de 1 et plus l'établissement bénéficie d'un pouvoir de marché important. Ces coefficients de corrélation et leur significativité sont présentés dans le tableau 4.10. Nous observons sans surprise que plus l'établissement est inefficace en termes de coûts, plus l'efficacité économique est faible. Plus la part de marché de l'établissement à 5 km est importante, plus l'établissement est étrangement efficace en termes de coûts. Ceci semble contredire l'analyse de Leibenstein (1966) [96], selon laquelle un établissement qui n'est pas soumis à une forte pression concurrentielle serait moins efficace en termes de coût. En revanche, plus la part de marché est élevée, à 5 ou 10 km, plus les profits sont élevés. Cela signifie que les établissements profitent de leur situation avantageuse en termes de pouvoir de marché pour fixer des prix supérieurs à leurs coûts marginaux (C_m) et bénéficier ainsi d'un *price mark-up* positif ($\frac{p-C_m}{C_m} > 0$). Les marges plus élevées des EHPAD appartenant à des groupes sont ainsi en partie dues à leur plus grand pouvoir de marché.

TABLE 4.10 – Coefficients de corrélation entre les scores d'inefficacité et le contexte concurrentiel de l'établissement

	Inefficacité coût	Efficacité économique
Efficacité économique	-0,1523**	-
Part de marché (5km)	-0,0879†	0,1527**
Part de marché (10km)	<i>ns</i>	0,1352**

Seuils de significativité : † : 10% * : 5% ** : 1% *ns* : non significatif

Echantillon de 370 EHPAD privés lucratifs

Source : DIANE et enquête EHPA 2011 (DREES) - Calculs C.Martin

4.7 Conclusion

Cette étude permet de comprendre l'origine des coûts et des profits plus élevés des EHPAD appartenant à des groupes. Ils sont plus coûteux en raison de facteurs de coûts spécifiques (localisation urbaine, location du bâti) mais également en raison d'une plus grande inefficacité-coût. Contrairement aux idées reçues, il n'y aurait pas d'économies d'échelle mais plutôt des déséconomies d'échelle liées à la taille du groupe. Cette plus grande inefficacité peut être due à des processus de décision et de coordination plus complexes et plus

rigides, ou éventuellement à une moindre pression concurrentielle dont bénéficient ces établissements (ce que nous n'avons néanmoins pas prouvé empiriquement). La concentration du secteur ne semble donc pas être en mesure de pouvoir réduire les coûts et le reste à charge des résidents accueillis en EHPAD.

Malgré ces surcoûts exogènes et ces inefficacités-coûts plus élevées, les profits des établissements appartenant à des groupes sont plus importants, et ce pour plusieurs raisons. Ils sont d'une part localisés dans des zones urbaines ou touristiques qui sont certes plus coûteuses mais qui leur permettent de fixer des prix plus élevés sans compromettre leur taux d'occupation. Leurs marges sont d'autre part plus élevées grâce à leur plus grande efficacité économique. Il est en effet probable que les établissements appartenant à des groupes aient plus de facilité à optimiser leur taux d'occupation et la composition de leurs résidents. Ils peuvent ainsi plus aisément égaliser leurs recettes marginales à leurs coûts marginaux. Les établissements affiliés à des groupes peuvent enfin également augmenter leurs prix sans que cela ne soit justifié par leur localisation ou par une meilleure qualité. Le plus grand pouvoir de marché dont ils bénéficient, mais également l'effet réputation de leur chaîne, influent alors positivement sur leurs marges.

Un résultat intéressant mis en évidence dans cette étude est celui de l'effet de la qualité sur les coûts et sur les profits. Un fort taux d'encadrement en personnel est coûteux et n'est pas suffisamment observable par la personne âgée avant son entrée dans l'institution pour permettre une augmentation des prix. Il s'agirait ainsi d'un *bien d'expérience* selon la typologie de Nelson (1970) [109]. Les EHPAD privés lucratifs, qui maximisent leur profit, ne sont donc pas incités à développer cette dimension de la qualité. Ceci n'est pas le cas du confort hôtelier ou de la qualification du personnel, probablement plus facilement observés par les futurs résidents et leurs familles, qui permettent par conséquent une hausse des prix couvrant le supplément de charges engendré. Ces effets ne sont néanmoins que des effets moyens observés dans le secteur des EHPAD privés lucratifs. Il est possible que l'environnement de l'établissement, et notamment le degré concurrentiel du marché, modifie à la hausse ou à la baisse l'impact de la qualité sur les profits. Une étude plus approfondie serait nécessaire pour déterminer les comportements des établissements quant aux diverses dimensions de qualité selon leur situation concurrentielle.

Cette décomposition des coûts et des profits en caractéristiques exogènes et en scores d'inefficacité a été réalisée en utilisant une technique d'estimation paramétrique de fron-

tière. La robustesse des résultats d'estimation repose sur la bonne spécification des modèles de coût et de profit (Kumbakhar et Lovell, 2000 [92]). Or, malgré la richesse des variables explicatives dont nous disposons, il est impossible de contrôler par l'intégralité des spécificités de coûts des établissements. Par exemple, la variable d'urbanisation utilisée ne permet pas de prendre en compte les différences de prix de l'immobilier entre différents quartiers d'une même ville. Si la localisation des établissements au sein de ces villes diffère selon l'appartenance aux groupes, la comparaison des scores d'inefficacité peut être biaisée. Les résultats doivent donc être interprétés au regard de cette limite. Nous avons d'autre part intégré dans nos modèles des variables de qualité liées à l'encadrement et à la qualification du personnel soignant et d'animation. Or, ces dernières peuvent également caractériser l'inefficacité technique des établissements (Dormont et Martin, 2013 [46], chapitre 1), qui n'est alors pas prise en compte dans l'estimation des scores d'inefficacité-coût. Ces scores ne nous intéressent néanmoins pas pour eux-mêmes, mais pour comparer les EHPAD selon leur appartenance à un groupe. Or, les synergies liées au regroupement semblent limitées quant à l'emploi du personnel soignant ou d'animation, contrairement à celles permises sur les tâches administratives voire techniques. Nous faisons ainsi l'hypothèse qu'il y a peu d'hétérogénéité dans l'inefficacité liée au recrutement du personnel d'encadrement entre les EHPAD indépendants et ceux appartenant à un groupe. Une dernière limite repose sur la manière dont nous avons repéré les groupes d'établissements. Nous n'avons pris en compte que les regroupements impliquant une modification des structures juridiques des établissements. Or, certains EHPAD indépendants peuvent se regrouper en réseaux par simple coopération, à l'instar du groupe *Résidéal Santé*, ce que nous ne pouvons pas identifier dans notre base de données.

Chapitre 5

Concurrence, prix et qualité des EHPAD privés lucratifs

Le marché de la prise en charge de la dépendance en France est faiblement concurrentiel. Une forte différenciation horizontale permet aux établissements de se positionner en monopoles locaux. De récentes et nombreuses fusions et acquisitions ont en outre accentué la concentration du secteur privé lucratif. Nous étudions dans ce chapitre les effets de cette faible concurrence sur les niveaux de prix et de qualité des EHPAD privés lucratifs en France. Deux dimensions de qualité sont distinguées : une dimension non ou mal observée définie par l'encadrement en personnel et une dimension observée liée au confort hôtelier de l'institution, qui est supposée fixe et donc exogène à court terme. Les possibilités de substitution entre ces variables de qualité sont analysées. Nous disposons pour réaliser cette étude d'un échantillon de 598 EHPAD privés lucratifs. L'endogénéité générée par la simultanéité des choix de prix et de qualité est prise en compte par une estimation en triples moindres carrés. La concurrence semble s'exercer à la fois en qualité et en prix : lorsque le marché est concentré, les prix sont plus élevés et les taux d'encadrement sont plus faibles. Une substitution entre le taux d'encadrement et la qualité hôtelière est également observée. Enfin, les regroupements des établissements dans de grandes chaînes d'EHPAD cotées en Bourse s'accompagnent d'une hausse des prix et d'une réduction de la qualité de la prise en charge en institution.

5.1 Introduction

Les EHPAD privés à but lucratif sont actuellement en expansion. Ils représentent en 2011 19,9% des places en EHPAD, contre seulement 18,5% en 2007¹. Ce développement du secteur lucratif, qui s'effectue au détriment d'une prise en charge publique et associative de la dépendance, génère des conséquences indéterminées en termes de qualité et de prix. L'arrivée des établissements privés lucratifs dans le secteur des soins de long terme, au début des années 1980, a permis une modernisation de maisons de retraite qui étaient parfois considérées comme des "dortoirs-mouroirs" (Némin et Lapart, 2011 [112]). Les EHPAD privés lucratifs jouent toujours aujourd'hui ce rôle moteur d'amélioration du confort hôtelier, comme en témoigne leurs démarches récentes de labellisation et de certification. Cette qualité hôtelière a néanmoins un coût et a contribué à l'envolée des prix du secteur. Elle semble en outre être obtenue au détriment d'une autre dimension de la qualité, moins observable, liée la disponibilité du personnel. Nous observons en effet des taux d'encadrement en personnel soignant sensiblement plus faibles dans les établissements privés à but lucratif², alors que les résidents y ont un niveau de dépendance supérieur. L'Inspection Générale des Affaires Sociales observe d'ailleurs, dans un rapport récent, une absence totale de corrélation entre le tarif proposé par un EHPAD et la qualité de la prise en charge proposée : "un tarif élevé ne garantit aucunement une prise en charge satisfaisante tandis qu'un prix bas ne l'exclut pas" (IGAS, 2009 [81]). L'existence de tarifs plus élevés et d'une plus faible qualité de la prise en charge dans les établissements privés lucratifs est constatée dans d'autres pays, notamment outre-Atlantique (Harrington *et al.*, 2001 [78]). Néanmoins, les choix en termes de prix et de qualité ne dépendent pas uniquement de la forme institutionnelle de l'établissement, mais aussi du contexte concurrentiel dans lequel ces EHPAD privés lucratifs se développent (Davis, 1993 [38]). Le groupe d'EHPAD lucratifs Medica adapte ainsi "ses tarifs en fonction des spécificités locales, de l'intensité concurrentielle [...]"³.

Le secteur des EHPAD en France est faiblement concurrentiel. Si le nombre d'établissements est important - 7 648 EHPAD accueillent des personnes âgées dépendantes en 2011⁴

1. Sources : enquêtes EHPA 2007 et 2011 (DREES) - Calculs C.Martin et M.Ramos-Gorand.

2. En 2011, les ratios moyens d'infirmiers et d'aides-soignants par résident en EHPAD privés à but lucratif sont respectivement de 4,5% et 13,6%. Ils s'élèvent à 4,8% et 15,0% dans les EHPAD associatifs, et à 5,0% et 18,5% dans les EHPAD publics non hospitaliers (Martin et Ramos-Gorand, 2013 [102], chapitre 3).

3. Source : Document de référence 2011, Medica.

4. Source : enquête EHPA 2011 (DREES).

- ces établissements sont en situation de concurrence monopolistique en raison d'une forte différenciation horizontale liée à leur localisation géographique. Les zones de chalandise des établissements sont en effet restreintes puisque le premier critère intervenant dans le choix d'un EHPAD est sa situation géographique (DREES, 2011 [49]). Le secteur est aussi très concentré à cause du développement rapide de grandes chaînes d'établissements. Les quatre plus grands groupes du secteur (*Orpéa*, *DVD*, *Korian* et *Medica*) représentent 45% du total des lits en EHPAD privés à but lucratif en 2011⁵. L'augmentation des profits générés par ces regroupements, notamment en raison de la hausse du pouvoir de marché qu'ils permettent (Martin, 2013 [100], chapitre 4), constitue une incitation à ces consolidations horizontales. Enfin, le secteur est peu "contestable" (Baumol, 1982 [12]) : les procédures d'autorisation qui doivent être fournies par les Agences Régionales de Santé (ARS) pour toute création ou extension d'établissement forment des barrières légales à l'entrée pour d'éventuels concurrents. Actuellement, peu d'autorisations de création sont d'ailleurs accordées⁶, ce qui permet aux établissements en place de conserver un fort pouvoir de marché. Dans un tel contexte, la théorie prédit que les prix et les niveaux de qualité qui seront fixés par des établissements maximisant leur profit ne seront pas optimaux. En France, ceci est d'autant plus problématique qu'il n'y a pas ou peu de réglementations concernant les prix des EHPAD privés lucratifs et leur qualité⁷.

Ce chapitre s'intéresse aux effets de la concentration et de la faible contestabilité du marché sur les prix et les niveaux de qualité fixés par les établissements. Cette analyse est la première à examiner l'impact du degré concurrentiel du marché sur les stratégies des EHPAD en France. Elle représente un intérêt en termes de politiques publiques puisqu'elle permet d'anticiper les effets d'une éventuelle introduction de la concurrence dans le secteur de la prise en charge de la dépendance. Elle permet d'évaluer les bénéfices que pourraient éventuellement retirer les personnes âgées et leur entourage, en termes de qualité et de reste à charge, si l'ouverture du secteur à des opérateurs privés s'effectuait avec une plus grande libéralisation. Parmi les études anglo-saxonnes abordant ce sujet, peu analysent l'effet de la concurrence sur la qualité puisqu'il est difficile de trouver des variables pertinentes de qualité. Lorsque celles-ci sont néanmoins intégrées, leur endogénéité est rarement traitée. L'originalité de notre étude est double : (i) l'endogénéité résultant de la simultanéité des

5. *Source* : Le mensuel des maisons de retraite, *Le classement des groupes commerciaux*, 2011.

6. *Source* : Les Echos, n° 278, avril 2011.

7. Il n'existe notamment pas de normes d'encadrement en personnel. Seules des normes de qualité liées à la *structure* (accessibilité, rafraîchissement des pièces, etc.) sont imposées.

choix de prix et de qualité est prise en compte par une estimation en triples moindres carrés ; (ii) nous intégrons une double dimension de la qualité : une dimension observée liée au confort hôtelier de l'institution et une dimension non ou mal observée en France définie par l'encadrement en personnel. La qualité hôtelière est supposée exogène puisqu'elle est prédéterminée au moment de l'implantation de l'établissement. Nous étudions ainsi les choix de prix et d'encadrement des établissements en fonction du degré concurrentiel de leur marché et de leur niveau de confort hôtelier. Les mécanismes que nous voulons tester sont les suivants :

-si la sensibilité de la demande est plus forte pour le prix que pour la qualité mal observée, une hausse du degré concurrentiel devrait conduire à une réduction des taux d'encadrement pour favoriser une baisse des prix ;

-d'autre part, si les deux dimensions de la qualité sont coûteuses (Martin, 2013 [100], chapitre 4), et si une hausse du confort hôtelier réduit la sensibilité de la demande à la dimension de la qualité mal observée, les établissements à haut niveau de confort hôtelier devraient avoir un niveau plus bas d'encadrement en personnel.

Nous disposons pour réaliser cette étude d'un échantillon de 598 EHPAD privés à but lucratif. Diverses mesures de concurrence sont utilisées pour tester la robustesse des résultats d'estimation. Elles sont calculées à une échelle géographique fine pour correspondre aux zones de chalandise des établissements. Nous observons une substitution entre le confort hôtelier et les taux d'encadrement en personnel. La hausse du degré concurrentiel semble réduire les prix mais augmente également les taux d'encadrement : il y aurait ainsi une double concurrence dans ce secteur, à la fois en prix et en qualité. Ce résultat peut paraître surprenant puisque cela signifie que la qualité, bien que mal observée, influence tout de même la demande.

5.2 Contexte de l'étude

5.2.1 Mesure de la concentration locale des EHPAD privés lucratifs

Si le nombre d'EHPAD en France est relativement important, la structure de marché n'en est pas pour autant concurrentielle. Les établissements sont en situation de monopoles locaux. La localisation de l'EHPAD (DREES, 2011 [49]), et notamment sa proximité avec le domicile de la personne âgée, est en effet un critère déterminant dans son choix d'éta-

blissement. Cette différenciation horizontale doit donc être prise en compte lorsque l'on mesure la concentration des établissements.

Nous utilisons deux indicateurs de concentration dans cette étude : la part de marché définie par le ratio du nombre de lits de l'établissement sur le nombre total de places dans une zone géographique donnée, et l'indicateur d'Herfindhal-Hirschmann (*HHI*) correspondant à la somme au carré des parts de marché de tous les établissements de la zone⁸. Le choix de la zone géographique à partir de laquelle sont calculés ces indicateurs dépend de la conception retenue du marché pertinent des EHPAD. Certains auteurs utilisent des découpages administratifs : le comté aux Etats-Unis (Zinn 1994 [147], Castle *et al.* 2009 [23]), le district ou le comté en Grande-Bretagne (Forder et Netten 2000 [63]). Ces délimitations semblent néanmoins arbitraires et inappropriées pour les établissements situés à proximité des limites administratives. Nous préférons utiliser une surface correspondant à une distance radiale en kilomètres par la route autour de chaque établissement, à l'instar de Forder et Allan (2011) [62]. Près de 60% des résidents en EHPAD privé lucratif ont leur ancien lieu de vie distant de moins de 10 km⁹. L'étendue de la zone de chalandise d'un EHPAD est par conséquent relativement limitée ; nous testons la robustesse de nos résultats d'estimation en utilisant deux distances : 5 km et 10 km. Un indicateur de contestabilité du marché est également ajouté au modèle : il s'agit du taux d'occupation moyen des EHPAD, correspondant à la moyenne des ratios du nombre de résidents accueillis sur le total des places installées par établissement. De forts taux d'occupation révèlent la présence d'un excès de demande et suggèrent l'existence de barrières à l'entrée sur le marché empêchant de nouveaux concurrents de répondre à la demande non satisfaite.

Nous présentons sur les figures 5.1 et 5.2 les moyennes par bassin de vie^{10 11} des taux d'occupation et des parts de marché des établissements privés lucratifs à 5 km¹², pour des bassins de vie hétérogènes situés en région parisienne, au Nord-Pas-de-Calais et sur le littoral méditerranéen. Nous observons une variabilité géographique des situations concurrentielles des établissements. La concurrence entre les EHPAD privés lucratifs est plus

8. Le calcul de cet indicateur est décrit plus précisément à la section 5.4.3.

9. *Source* : enquête EHPA 2011 (*DREES*) - *Calculs C.Martin et M.Ramos-Gorand.*

10. Nous n'avons représenté sur les cartes que les bassins de vie pour lesquels nous disposons d'informations pour au moins trois établissements privés lucratifs.

11. Selon le zonage "bassins de vie" 2012 (*INSEE*), le territoire français est découpé en 1 666 bassins de vie.

12. Ces parts de marché sont calculées uniquement par rapport aux places des autres établissements privés lucratifs. La spécificité des caractéristiques des résidents accueillis dans les EHPAD privés lucratifs, observée par Martin et Ramos-Gorand (2013) [102] (chapitre 3), suggère en effet une segmentation du marché et l'absence de concurrence entre ces établissements et les EHPAD publics et associatifs.

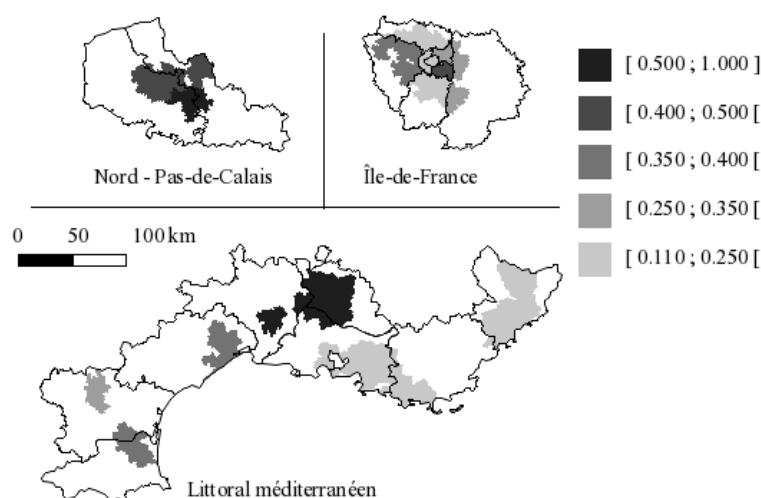


FIGURE 5.1 – Moyenne par bassin de vie des parts de marché à 5 km des EHPAD privés lucratifs

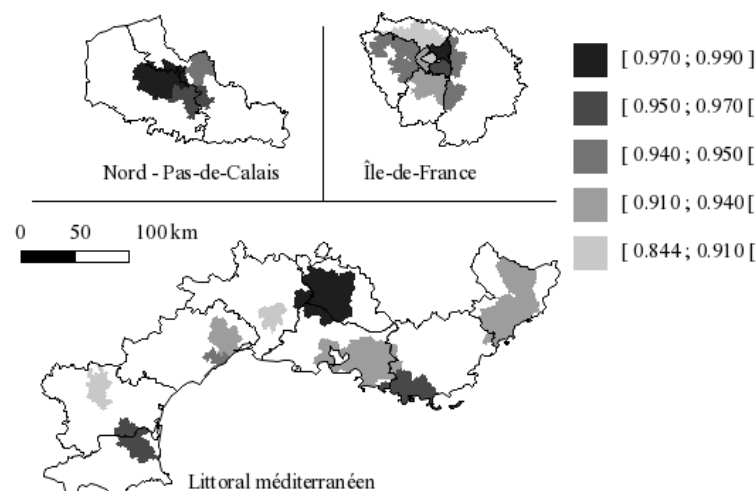


FIGURE 5.2 – Taux d'occupation moyen par bassin de vie des EHPAD privés lucratifs

Source : enquête EHPA 2011 (DREES), cartographie ©Articque, Calculs C.Martin et M.Ramos-Gorand

importante dans les villes (hormis Lille), notamment en région parisienne et dans les agglomérations de Marseille et de Nice, que dans des zones plus rurales comme le bassin d'Avignon. Les établissements situés en zone urbaine ont également des taux d'occupation plus faibles (par exemple en région parisienne et dans l'agglomération de Nice).

5.2.2 Variabilité des prix et des niveaux de qualité

Nous souhaitons étudier l'impact de cette variabilité des situations concurrentielles sur les prix et les taux d'encadrement des EHPAD privés lucratifs. Les moyennes par bassin de vie des prix, des taux d'encadrement, ainsi que des indicateurs de confort hôtelier, sont

présentées sur les figures 5.3, 5.4 et 5.5. Nous décrivons ci-dessous chacune de ces variables.

La tarification des EHPAD est ternaire : trois tarifs, correspondant aux trois missions des EHPAD (hébergement, dépendance et soins) sont fixés. Les charges d'exploitation et financières sont réparties entre ces trois catégories selon des clés de répartition légalement imposées¹³. Les Conseils Généraux et les ARS fixent les tarifs dépendance et soins des établissements. Ils peuvent également déterminer le tarif hébergement si l'EHPAD est habilité à recevoir des bénéficiaires de l'aide sociale départementale, pour la totalité des résidents (lors d'une habilitation "totale") ou uniquement pour les résidents bénéficiaires de l'aide sociale (souvent lors d'une habilitation "partielle"). Lorsque les EHPAD privés lucratifs ne sont pas "totalement" habilités, ce qui est le cas de la plupart d'entre eux¹⁴, les tarifs des résidents non bénéficiaires de l'aide sociale sont alors fixés librement¹⁵ lors de leur entrée dans l'établissement. Nous nous intéressons dans cette étude à la moyenne par établissement de ces tarifs hébergement librement fixés par les EHPAD privés lucratifs.

La variable d'encadrement utilisée dans cette étude prend en compte non seulement la quantité d'équivalents temps plein (*ETP*) réalisés au sein de l'établissement¹⁶, mais également la qualification des employés ayant effectué ces ETP en affectant une pondération à chaque catégorie de personnel : personnel médical, paramédical, infirmiers, aides-soignants ou aides médico-psychologiques (*AMP*), personnel d'animation et agents de service hospitalier (*ASH*). Nous choisissons de prendre comme pondération le ratio du salaire brut médian de la catégorie de personnel concernée calculé au niveau national sur la moyenne des salaires bruts médians de chaque catégorie de salariés¹⁷. Nous faisons ainsi l'hypothèse que le salaire médian national reflète le degré de qualification des individus. De manière à prendre en compte la diversité des besoins d'encadrement selon les EHPAD, nous rappor-

13. Les tarifs soins couvrent ainsi les charges liées aux soins des résidents : équipements médicaux, rémunérations des infirmiers, 70% des rémunérations des aides-soignants, etc. Les charges liées à la prise en charge de la dépendance (intégrant notamment 30% des rémunérations des aides-soignants et 30% des rémunérations des ASH) sont affectées aux tarifs dépendance. Les charges qui ne relèvent ni des tarifs soins, ni des tarifs dépendance, sont couvertes par le tarif hébergement.

14. Seuls 4,3% des établissements privés lucratifs sont totalement habilités à l'aide sociale (*Source* : enquête EHPA 2011 (*DREES*) - *Calculs C.Martin et M.Ramos-Gorand*). Nous ne les intégrons pas dans cette étude.

15. Une fois fixés, l'évolution de ces tarifs est ensuite encadrée. Ils ne peuvent progresser que dans la limite d'un pourcentage fixé par arrêté ministériel (*article L 342-3 du CASF*).

16. Nous ne prenons pas en compte les personnels administratifs et techniques qui ne sont pas au contact des résidents.

17. Ces salaires bruts médians ont été calculés à partir des données DADS 2010 (*INSEE*) sur un échantillon de 94 773 individus travaillant en EHPAD en France. Les salaires bruts médians obtenus sont les suivants : 69 817 euros pour le personnel médical, 27 276 euros pour le personnel paramédical, 33 565 euros pour les infirmiers, 22 566 euros pour les aides-soignants ou AMP, 21 595 euros pour le personnel d'animation et 20 137 euros pour les ASH.

tons cet encadrement effectif pondéré (N) sur un encadrement théorique optimal (N^*) en fonction des catégories GIR des résidents¹⁸. Nous utilisons pour cela les normes présentes dans le secteur de la prise en charge à domicile, qui permettent de calculer des équivalents temps plein (ETP) journaliers de personnel nécessaires à chaque personne âgée. Ce calcul d'ETP s'effectue en fonction du GIR attribué à l'individu¹⁹ : une personne en GIR 1 a ainsi besoin quotidiennement de 1 ETP, en GIR 2 de 0,84, en GIR 3 de 0,66, en GIR 4 de 0,42, en GIR 5 de 0,25 et enfin en GIR 6 de 0,07 ETP (Ratte et Imbaud, 2011 [125]).

Nous utilisons enfin dans notre étude une autre variable de qualité relative au confort hôtelier de l'établissement. Pour construire cette variable, nous avons calculé un score de 0 à 120 pour chaque EHPAD en fonction de divers critères (qualité de son environnement, qualité du bâtiment, qualité des espaces de vie et de soins, confort des chambres, espaces verts, accessibilité)²⁰. Cette variable n'est pas supposée varier en fonction de la situation concurrentielle de l'établissement²¹. Elle est déterminée au moment du choix d'implantation de l'établissement, indifféremment de sa localisation géographique.

Il ne semble pas exister, à première vue, de corrélation négative entre le degré de concurrence (*figures 5.1 et 5.2*) et les niveaux de prix observés sur la figure 5.3. Ces derniers sont même plus élevés là où la concurrence est forte, c'est à dire en ville. Mais ceci est probablement dû à des spécificités locales, et notamment à des coûts plus importants liés au prix de l'immobilier. Nous observons en revanche une légère corrélation entre les taux d'encadrement (*figure 5.4*) et les taux d'occupation (*figure 5.2*) : les territoires où il semble y avoir un excès de demande sont aussi ceux où les taux d'encadrement sont faibles (agglomération de Marseille, bassin d'Avignon), à l'inverse de la région parisienne où les taux d'occupation sont plus faibles et la qualité de la prise en charge plus élevée. Nous observons enfin une légère substitution dans certains bassins de vie (région parisienne, Nord-Pas-de-Calais) entre le confort hôtelier (*figure 5.5*) et les taux d'encadrement. Nous allons vérifier économétriquement ces relations, en testant la robustesse des résultats par

18. La mesure de la dépendance en institution est définie par une grille nationale *AGGIR*, permettant de classer les individus dans six groupes iso-ressources (GIR) selon les activités qu'ils parviennent ou non à faire seuls, des individus les plus dépendants (GIR 1) aux moins dépendants (GIR 6).

19. Il s'agit des ratios d'encadrement préconisés par le Plan Solidarité Grand Age 2007-2012.

20. Le calcul de ce score, inspiré de la méthodologie retenue par France Info pour élaborer son classement des maisons de retraite (<http://www.maison-retraite-selection.fr/bareme-de-notation.html>), est présenté en annexe.

21. Le coefficient de corrélation entre l'indicateur de confort hôtelier et la part de marché à 5 km de l'établissement est en effet non significatif : -0,0330 avec une p-value de 0,4202 (*estimation sur 598 EHPAD privés lucratifs*).

plusieurs mesures de concurrence.

5.3 Littérature existante

Plusieurs auteurs ont étudié l'effet de la concurrence sur la détermination des prix en maison de retraite à partir de données britanniques (Forder et Netten 2000 [63], Forder et Allan 2011 [62]) ou américaines (Nyman 1994 [116], Gulley et Santerre 2007 [75]). Quel que soit l'échantillon de données ou les mesures de concurrence utilisées, ils parviennent tous à la même conclusion qu'une hausse de la concurrence réduirait les prix.

L'impact de la concurrence sur la qualité est en revanche plus incertain. Lorsque les prix des établissements sont régulés et qu'ils ne constituent plus une variable de choix pour l'établissement, une hausse de la concurrence est bénéfique car elle permet d'augmenter la qualité (Gaynor, 2004 [65])²². Si les prix sont en revanche libres, ce qui est le cas de la plupart des établissements privés lucratifs, l'impact de la concurrence sur la qualité est *a priori* indéterminé. Les études empiriques anglo-saxonnes qui ont abordé ce sujet montrent ainsi des résultats différents. Forder et Allan (2011) [62] observent un effet négatif de la concurrence sur la qualité, évaluée dans leur étude par un score obtenu lors des inspections officielles des établissements. D'autres auteurs montrent que la concurrence n'a aucun d'effet sur la qualité lorsque celle-ci est mesurée par des variables de *structure* comme le taux d'encadrement (Zinn, 1994 [147]) ou des variables d'état de santé des résidents (Starkey *et al.*, 2005 [135]).

Cette absence de consensus peut résulter des échantillons de données utilisées, mais certainement aussi de la méthode d'analyse retenue par les auteurs. Ces derniers utilisent des mesures différentes de la concurrence, ainsi que de la qualité, et ne traitent pas correctement l'endogénéité des variables de prix et de qualité. Les impacts de la concurrence sur les prix et sur la qualité sont en effet traités séparément dans ces études. Or, nous pouvons supposer que les prix déterminent les choix de qualité des EHPAD et, réciproquement, que les niveaux de qualité choisis influent sur les prix. Ne pas intégrer la variable de prix dans la régression de la qualité génère ainsi un biais de variable omise puisque le prix,

22. Cela concerne uniquement les établissements qui maximisent leur profit et dont les prix sont fixés de manière prospective. Bien qu'ayant des tarifs régulés, ce n'est par conséquent pas le cas des EHPAD publics et privés associatifs en France. Ces établissements ont, d'une part, probablement d'autres objectifs que la maximisation de leur profit. D'autre part, la tarification est pour le moment rétrospective et résulte d'une procédure de négociation avec les Conseils Généraux.

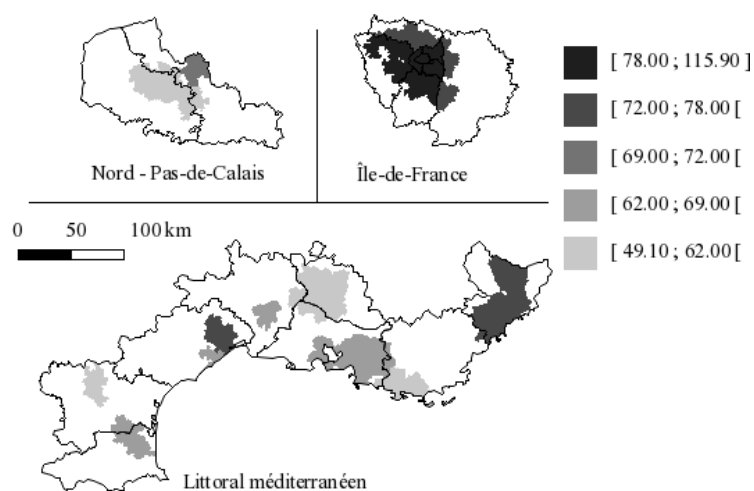


FIGURE 5.3 – Tarif hébergement moyen des EHPAD privés lucratifs par bassin de vie

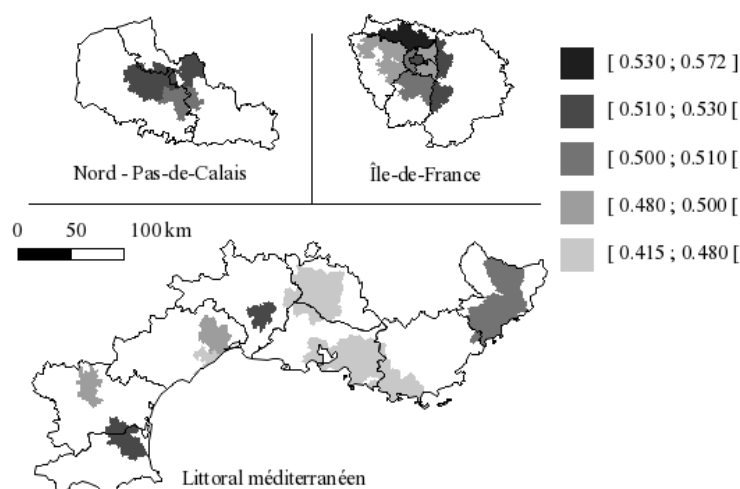


FIGURE 5.4 – Taux d'encadrement N/N^* moyen des EHPAD privés lucratifs par bassin de vie

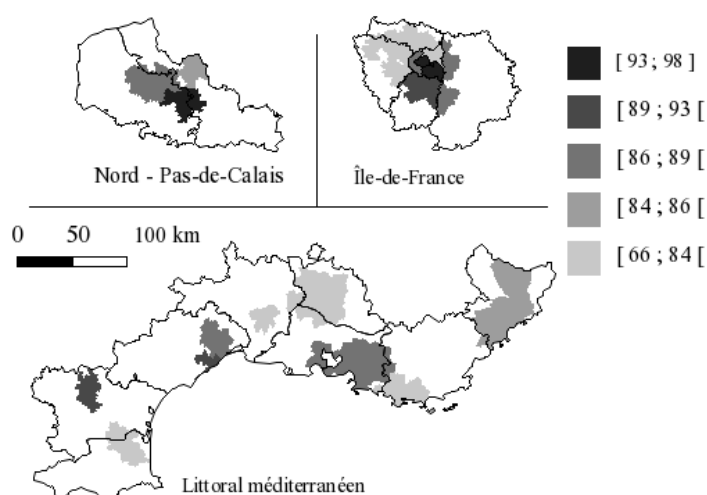


FIGURE 5.5 – Confort hôtelier moyen des EHPAD privés lucratifs par bassin de vie
 Source : enquête EHPA 2011 (DREES), cartographie ©Articque, Calculs C.Martin et M.Ramos-Gorand

alors associé au résidu, est corrélé avec les variables explicatives du modèle. Un problème similaire est généré par l'absence de variable de qualité dans la régression du prix. Forder et Allan (2011) montrent ainsi qu'une fois le prix instrumenté et intégré dans la régression de la qualité, la concurrence n'a plus d'effet sur la qualité. Nous proposons d'aller plus loin dans l'analyse en instrumentant à la fois le prix dans la régression de la qualité et la qualité dans la régression du prix. La corrélation entre les résidus de ces deux équations est prise en compte par la méthode des triples moindres carrés (Zellner et Theil, 1962 [145]). Nous portons en outre une attention particulière aux variables de qualité utilisées. Les variables d'état de santé des résidents peuvent être impactées par des facteurs spatiaux non observables d'état de santé général de la population. Nous préférons donc plutôt utiliser une variable de *structure* liée au taux d'encadrement en personnel. Intégrer le taux d'encadrement comme tel, à l'instar de Zinn (1994) [147], ne nous semble cependant pas non plus pertinent puisque les possibilités de substitution entre des personnels de diverses qualifications ne sont alors pas prises en compte. Nous utilisons un taux d'encadrement calculé à la fois en fonction du nombre d'ETP réalisés dans l'établissement et de la qualification du personnel, que l'on rapporte aux besoins d'encadrement des résidents²³. Nous introduisons en outre une deuxième variable de qualité liée au confort hôtelier de l'institution qui est fixe à court terme. Nous étudions l'effet de substitution existant entre cette dimension de la qualité observable et la dimension moins observable correspondant au taux d'encadrement.

Cette étude est la première à analyser les stratégies concurrentielles des EHPAD privés lucratifs en France. Elle nous permet également d'étudier l'impact du regroupement juridique des EHPAD sur la qualité et les prix qu'ils proposent, toutes choses égales par ailleurs concernant leur pouvoir de marché. Ce phénomène a été peu analysé dans la littérature. Harrington *et al.* (2001) [78] montrent par estimation en moindres carrés ordinaires (MCO) un effet négatif des chaînes sur la qualité mesurée en nombre d'erreurs médicales et administratives. Nous vérifions si ce constat s'applique également en France.

23. Le calcul de ce taux d'encadrement "pondéré" est décrit à la section 5.2.2.

5.4 Méthodologie

5.4.1 Modèle théorique

Nous nous appuyons sur la modélisation de Dranove et Satterthwaite (2000) [48]²⁴ pour mettre en évidence les effets potentiels de la concurrence sur les prix et sur les niveaux de qualité choisis par les établissements. Nous supposons qu'un EHPAD détermine dans un premier temps son entrée sur le marché, sa localisation et son niveau de confort hôtelier \bar{q}_2 . Ces choix ne peuvent pas être modifiés à court terme et sont par conséquent considérés comme fixes dans notre modélisation. L'établissement détermine dans un second temps un unique tarif hébergement journalier p et un niveau de qualité q_1 concernant l'encadrement en personnel ; ces variables peuvent quant à elles être modifiées à court terme. La demande d'institutionnalisation $x(p, q_1, \bar{q}_2)$, et donc le nombre de journées-résidents réalisées, sont décroissants par rapport au prix ($\frac{\partial x}{\partial p} < 0$), mais croissants par rapport à la qualité ($\frac{\partial x}{\partial q_1} > 0$ et $\frac{\partial x}{\partial \bar{q}_2} > 0$). On suppose que le coût total de l'établissement $C(p, q_1, \bar{q}_2)$ est constitué d'un coût variable $CV(x, q_1, \bar{q}_2)$, variant en fonction des quantités de journées-résidents effectuées et des niveaux choisis de qualité, et d'un coût fixe $CF(\bar{q}_2)$ qui est fonction uniquement de la qualité hôtelière²⁵. L'EHPAD maximise son profit à court terme en recherchant les combinaisons optimales des variables p et q_1 ; sa fonction objectif de court terme est la suivante²⁶ :

$$\begin{aligned} \pi(p, q_1, \bar{q}_2) &= p \cdot x(p, q_1, \bar{q}_2) - CV(x(p, q_1, \bar{q}_2), q_1, \bar{q}_2) - CF(\bar{q}_2) \\ &= p \cdot x(p, q_1, \bar{q}_2) - x(p, q_1, \bar{q}_2) * (a + bq_1 + c\bar{q}_2) - d \cdot \bar{q}_2 \end{aligned}$$

avec a , b , c et d des constantes positives, et $(a + bq_1 + c\bar{q}_2)$ le coût marginal constant de la réalisation d'une journée-résident supplémentaire. La maximisation de cette fonction de

24. Ces auteurs se sont eux-mêmes inspirés du modèle de Dorfman et Steiner (1954) [44] pour décrire le comportement d'une entreprise en situation de monopole. Les résultats peuvent être aisément transposés à une situation de concurrence monopolistique puisque les comportements des concurrents ne modifieront que la valeur des élasticités de la demande qui sont prises en compte dans cette modélisation : *"Suppressing explicit consideration of competing providers does little harm because the primary determinant of providers' equilibrium behaviors are the elasticities of demand with respect to the price and nonprice service attributes that they face"* (Dranove et Satterthwaite, 2000).

25. Nous supposons ainsi que le niveau choisi de confort hôtelier (\bar{q}_2) peut avoir un impact sur les charges fixes (charges de location du bâtiment, dotations aux amortissements) mais également sur les charges variables (charges courantes liées à l'entretien du bâtiment).

26. Les décisions prises par les établissements sont en réalité plus complexes que ce que décrit cette simple optimisation. Les établissements peuvent d'une part valoriser la qualité qui devrait, dans cette hypothèse, être intégrée à la fonction objectif (Forder et Allan, 2011 [62]). D'autre part, des comportements de différenciation verticale (par la qualité) et horizontale (par la localisation géographique) sont également possibles. Leur prise en compte nécessite une autre modélisation mais ne change pas les conclusions générales du modèle (Brekke *et al.* 2010 [17], Forder et Allan 2011 [62]). Par souci de simplification, nous négligeons ces extensions dans notre modélisation.

profit par rapport à p et q_1 ²⁷ nous donne les résultats suivants :

$$p^* = \frac{\eta'_p(a + c\bar{q}_2)}{\eta'_p - 1 - \eta_{q_1}} = \frac{\eta'_p(a + bq_1^* + c\bar{q}_2)}{\eta'_p - 1} \quad (5.1)$$

$$q_1^* = \frac{\eta_{q_1}(a + c\bar{q}_2)}{b(\eta'_p - 1 - \eta_{q_1})} = \frac{\eta_{q_1}p^*}{b\eta'_p} \quad (5.2)$$

avec $\eta'_p = -\eta_p \geq 0$ la valeur absolue de l'élasticité-prix, $\eta_{q_1} \geq 0$ l'élasticité-qualité de la demande²⁸, p^* et q_1^* les niveaux d'équilibre de prix et de qualité choisis par l'établissement.

Ces résultats permettent d'étudier l'impact d'une modification de la structure de marché sur les équilibres en prix et en qualité. Une hausse (*ou une baisse*) du degré concurrentiel du marché augmente théoriquement (*respectivement diminue*) les valeurs des élasticités prix et qualité de la demande ; on a ainsi $\Delta_{\eta'_p} = \frac{\partial \eta'_p}{\partial \text{concurrence}} \geq 0$ et $\Delta_{\eta_{q_1}} = \frac{\partial \eta_{q_1}}{\partial \text{concurrence}} \geq 0$. L'ampleur des variations de ces élasticités va déterminer l'impact d'une hausse du degré concurrentiel du marché sur les prix (Δ_p) et sur la qualité de la prise en charge (Δ_{q_1})²⁹ :

$$\Delta_p \leq 0 \Leftrightarrow \Delta_{\eta_{q_1}} \leq \Delta_{\eta'_p} \frac{1 + \eta_{q_1}}{\eta'_p} \quad (5.3)$$

$$\Delta_{q_1} \geq 0 \Leftrightarrow \frac{\eta'_p - 1}{\eta_{q_1}} \Delta_{\eta_{q_1}} \geq \Delta_{\eta'_p} \quad (5.4)$$

Si la concurrence n'a d'effet que sur l'élasticité-prix ($\Delta_{\eta_{q_1}} = 0$), alors la qualité et les prix diminueront. Si, à l'inverse, la concurrence n'a d'effet que sur l'élasticité-qualité de la demande ($\Delta_{\eta_p} = 0$), le niveau de qualité ainsi que les prix augmenteront. Si la modification de la structure de marché fait varier à la fois la sensibilité de la demande à la qualité et la sensibilité de la demande au prix, l'effet de la concurrence sur les niveaux de prix et de qualité dépendront de l'ampleur de ces variations. Il est difficile de savoir *a priori* quels effets prédomineront sur les autres. Une hausse du degré concurrentiel pourrait fortement augmenter la sensibilité au prix compte tenu du reste à charge élevé³⁰ que doivent payer les résidents et leur entourage. La qualité liée à l'encadrement en personnel semble quant à elle difficilement observable avant l'entrée de la personne âgée dans l'institution puisqu'il n'y a pas pour le moment d'obligation d'information sur ces chiffres en France. Une obligation de transparence des établissements sur certains indicateurs de qualité (taux d'encadrement,

27. Les conditions de premier ordre et la résolution de cette maximisation sont présentées en annexe.

28. Nous faisons l'hypothèse que $\eta'_p > 1 + \eta_{q_1}$, autrement dit que les niveaux d'équilibre choisis par l'EHPAD sont tels que la demande est non seulement élastique par rapport au prix, mais qu'elle est également plus fortement élastique en prix qu'elle ne l'est en qualité q_1 .

29. Le calcul de ces variations est présenté en annexe.

30. Selon l'IGAS (2009) [81], le reste à charge moyen est de 2 200 euros en EHPAD en 2009, et peut s'élever à 5 000 euros dans certains établissements privés lucratifs.

lutte contre les maladies nosocomiales, qualité de l'hôtellerie) a été proposée par Roselyne Bachelot, alors Ministre des Solidarités et de la Cohésion Sociale, en 2011. Mais cette proposition n'a pour l'instant pas encore été concrétisée. L'encadrement en personnel pourrait donc être sacrifié au profit d'une baisse des prix dans un contexte plus fortement concurrentiel.

Proposition 1 : une hausse du degré concurrentiel réduit les tarifs des établissements privés lucratifs ainsi que leur encadrement en personnel ($\Delta_{\eta_{q_1}} \frac{\eta'_p}{1+\eta_{q_1}} \leq \Delta_{\eta_{q_1}} \frac{\eta'_p - 1}{\eta_{q_1}} \leq \Delta_{\eta'_p}$)³¹.

Cette proposition peut néanmoins ne pas être vérifiée pour deux raisons. L'encadrement en personnel est certes difficilement observable mais la faible étendue des zones de chalandise des EHPAD peut néanmoins favoriser le "bouche-à-oreille" et sensibiliser les futurs résidents et leurs familles à cette dimension de la qualité. La hausse de la sensibilité au prix peut en outre être ralentie si le prix est perçu comme un signal de qualité. Ceci est d'autant plus probable que les résidents accueillis en EHPAD privés à but lucratif sont relativement aisés³² et sont donc en théorie plus sensibles à la qualité.

Pour pouvoir étudier l'impact du confort hôtelier \bar{q}_2 sur les niveaux choisis du prix et de la qualité de la prise en charge, il est nécessaire d'explicitier la forme fonctionnelle de la fonction de demande :

$$x(p, q_1, \bar{q}_2) = -\alpha_p p + \alpha_{q_1} q_1 + \alpha_{\bar{q}_2} \bar{q}_2 + \beta p \bar{q}_2 - \delta q_1 \bar{q}_2$$

avec α_p , α_{q_1} , $\alpha_{\bar{q}_2}$, β et δ des constantes positives. Nous faisons ainsi l'hypothèse que le niveau du confort hôtelier (\bar{q}_2) déterminé au moment de l'implantation de l'établissement peut modifier les élasticités prix et qualité de la demande. Nous supposons que la demande réagit moins fortement à une hausse des prix ou à une réduction de l'encadrement en personnel lorsque la qualité hôtelière est importante. Ceci semble probable dans la mesure où cette dimension de la qualité est facilement observable, notamment grâce aux processus de certification et de labellisation dans lesquels se sont engagés les EHPAD privés. Les

31. L'inégalité $\Delta_{\eta_{q_1}} \frac{\eta'_p}{1+\eta_{q_1}} \leq \Delta_{\eta_{q_1}} \frac{\eta'_p - 1}{\eta_{q_1}}$ est vérifiée par hypothèse (car $\eta'_p > 1 + \eta_{q_1}$). Ainsi $\Delta_{q_1} \leq 0 \Rightarrow \Delta_p \leq 0$.

32. D'après les données de l'enquête *Handicap Santé Institutions* (INSEE, 2009), 37,2% des résidents en EHPAD privés à but lucratif ont un revenu mensuel brut de plus de 2 000 euros. Par comparaison, ces taux s'élèvent à 15,1% en établissement associatif et à seulement 9,6% en établissement public (*calculs réalisés sur un échantillon de 848 résidents - C.Martin et M.Ramos-Gorand*).

élasticités prix et qualité de la demande peuvent se réécrire comme suit :

$$\eta'_p = -\frac{\partial x}{\partial p} \frac{p}{x} = -(-\alpha_p + \beta \bar{q}_2) \frac{p}{x} \geq 0$$

$$\eta_{q_1} = \frac{\partial x}{\partial q_1} \frac{q_1}{x} = (\alpha_{q_1} - \delta \bar{q}_2) \frac{q_1}{x} \geq 0$$

Ainsi un confort hôtelier élevé entraîne une hausse des tarifs, et ce pour deux raisons : la qualité \bar{q}_2 a d'une part un effet positif dans l'expression du prix (5.1) en raison de la hausse du coût marginal qu'elle génère ; d'autre part, plus le confort hôtelier est élevé, plus l'élasticité-prix de la demande est faible et donc plus le niveau du prix est élevé³³.

Proposition 2 : une hausse du confort hôtelier engendre une augmentation des tarifs des établissements.

L'effet du confort hôtelier sur l'encadrement en personnel est quant à lui plus incertain. Une hausse de \bar{q}_2 engendre une baisse de la sensibilité de la demande à la qualité q_1 et donc une réduction des dépenses de personnel des établissements. Néanmoins, l'augmentation du prix permise par la hausse de la qualité hôtelière peut également permettre d'augmenter le niveau d'encadrement en personnel dans l'établissement d'après l'expression (5.2). Nous pouvons donc formuler la proposition suivante :

Proposition 3 : une hausse du confort hôtelier a un effet indéterminé sur le niveau d'encadrement en personnel ; à prix constant, cet effet est négatif.

Nous testons empiriquement ces trois propositions.

5.4.2 Méthode d'estimation

Le modèle théorique décrit ci-dessus peut être formalisé par un système de deux équations interdépendantes à deux variables endogènes : le prix (p) et le taux d'encadrement (q_1). Le prix est fonction de la qualité et la qualité est également fonction du prix. Nous disposons de plusieurs catégories de variables explicatives : des variables expliquant les élasticités prix et qualité de la demande (E), une variable de qualité observable liée au confort hôtelier (\bar{q}_2), des caractéristiques de coûts des établissements (C), des variables spécifiques à l'encadrement en personnel (L), et enfin diverses caractéristiques de l'établissement (X) pouvant déterminer la manière dont chaque EHPAD réagit à une variation des élasticités.

33. Nous ne pouvons pas, avec notre modélisation, identifier les sources de l'impact éventuel du confort hôtelier sur les prix. L'estimation d'une fonction de coût serait alors nécessaire. Néanmoins, l'absence d'effet du confort hôtelier sur le profit des établissements, observée dans l'étude de Martin (2013) [100] (chapitre 4), suggère que l'augmentation des prix associée à une hausse de la qualité hôtelière résulte principalement de l'augmentation du coût marginal des établissements.

Certaines de ces variables sont communes aux deux équations (E , \bar{q}_2 et X) ; d'autres sont spécifiques à une seule équation et permettent d'identifier le modèle (C et L). Le système d'équation estimé est le suivant :

$$\begin{cases} p &= \alpha_{q_1} q_1 + \alpha_E E + \alpha_{\bar{q}_2} \bar{q}_2 + \alpha_X X + \alpha_C C + \alpha_0 + \epsilon_p \\ q_1 &= \beta_p p + \beta_E E + \beta_{\bar{q}_2} \bar{q}_2 + \beta_X X + \beta_L L + \beta_0 + \epsilon_{q_1} \end{cases}$$

Afin de prendre en compte l'endogénéité générée par la simultanéité des choix de prix et de qualité par les EHPAD, nous utilisons la méthode d'estimation des triples moindres carrés (*TMC*) proposée par Zellner et Theil (1962) [145]. Cette méthode est une amélioration de celle des doubles moindres carrés. Elle consiste à estimer dans un premier temps la forme réduite du modèle par doubles moindres carrés, puis à appliquer sur cette forme réduite les moindres carrés généralisés afin d'estimer simultanément tous les paramètres du modèle (*Méthode SUR, Seemingly Unrelated Regressions*). Cette méthode a l'avantage de prendre en compte une éventuelle corrélation entre les termes d'erreurs (ϵ_p et ϵ_{q_1})³⁴.

Nous comparons les résultats d'estimations en moindres carrés ordinaires de chaque équation, biaisés puisque non corrigés de l'endogénéité du prix et de la qualité, avec les estimations obtenues en triples moindres carrés.

5.4.3 Variables

Les variables dépendantes de prix (p) et d'encadrement du personnel ($q_1 = N/N^*$), ainsi que la variable explicative de confort hôtelier ($\bar{q}_2 = Confort$), ont été présentées à la section 5.2.2. Nous décrivons ci-dessous les autres variables explicatives utilisées dans notre modélisation.

Les variables liées aux élasticités prix et qualité de la demande (E) peuvent être de deux types : elles expliquent soit l'élasticité de la demande d'institutionnalisation (*market elasticity*), soit l'élasticité de la demande spécifique à un EHPAD (*firm elasticity*)³⁵.

L'élasticité de la demande d'institutionnalisation dépend de l'importance de cette demande et des possibilités de substitution avec d'autres formes de prise en charge, notamment l'aide formelle et informelle à domicile. Nous ne disposons malheureusement pas de

34. Voir Greene (2003) [73], chapitre 15.

35. Selon Nyman (1994) [116], $\eta_p = \alpha\eta_l + (1 - \alpha)\eta_e$, avec η_l l'élasticité-prix de la demande d'institutionnalisation qui dépend de la comparaison des prix des EHPAD avec d'autres formes de prise en charge, η_e l'élasticité-prix de la demande s'adressant spécifiquement à un établissement, et α un paramètre qui varie en fonction du degré concurrentiel du secteur (aux extrêmes : $\alpha = 0$ en cas de concurrence accrue et $\alpha = 1$ en cas de monopole). Cette décomposition peut également s'appliquer à l'élasticité-qualité de la demande.

variables pertinentes pour évaluer l'importance de ces substituts. Seules des variables liées à la demande sont donc intégrées : la densité de la population des plus de 75 ans (i.e. le nombre moyen de personnes âgées par kilomètre carré) dans les communes situées dans un rayon de 5 km ou de 10 km par la route (*Densite+75*), le revenu médian (*RevenuPop*) ainsi que le pourcentage de résidences secondaires (*%ResidSec*) dans la zone d'implantation de l'établissement (dans un rayon de 5 km ou de 10 km). Les résidents des EHPAD lucratifs sont en effet des retraités relativement aisés qui vivaient pour beaucoup avant leur institutionnalisation dans des zones urbaines ou dans des zones touristiques attractives.

Concernant les variables liées aux élasticités de la demande spécifique à l'EHPAD, nous utilisons tout d'abord un indicateur d'Herfindhal-Hirschmann (*HHI*, *Herfindhal-Hirschmann Index*), correspondant à la somme des parts de marché au carré de tous les établissements dans une zone géographique donnée (surface de 5 km ou 10 km par la route) sur la somme au carré de ces parts de marché : $HHI = \sum_{e=1}^n s_e^2 / (\sum_{e=1}^n s_e)^2$, avec s_e la part de marché de l'établissement e à 5 km ou à 10 km, et n le nombre d'établissements du secteur dans la zone géographique. Plus l'indice est élevé, plus le secteur est concentré. Pour prendre en compte le pouvoir de marché de chaque établissement dans cet environnement plus ou moins concentré, nous ajoutons également sa part de marché (*PDM*) à 5 km ou à 10 km, et une variable d'interaction de cette part de marché avec le degré de concentration du secteur (*HHI*PDM*). Pour calculer ces indicateurs de concentration, nous considérons d'une part les EHPAD d'une même chaîne comme constituant un seul et même établissement, et nous prenons d'autre part en considération uniquement les EHPAD privés lucratifs. Nous faisons ainsi l'hypothèse que le marché est segmenté, i.e. que les résidents s'adressant aux établissements lucratifs ne sont pas les mêmes que ceux accueillis dans les EHPAD publics ou associatifs. Pour vérifier cette hypothèse, nous ajoutons toutefois une variable de part de marché globale (*PDMGlobale*) définie par le ratio des places installées dans l'établissement sur la totalité des places en EHPAD dans une surface de 5 km ou de 10 km. Un inconvénient lié à ces indicateurs et mentionné dans la littérature est celui de leur endogénéité. Les maisons de retraite proposant une qualité plus élevée ou des prix plus faibles attirent plus de résidents, ce qui modifie la valeur de leur part de marché et de l'indicateur *HHI*. Pour pallier ce problème, nous calculons les parts de marché, non pas en termes de résidents accueillis, mais en termes de capacité installée, à l'instar de Gulley et Santerre (2007) [75]. Cette capacité est exogène puisqu'elle est contrainte légalement par les autorités administratives. Le pouvoir de marché des établissements doit également être analysé

au regard du degré de contestabilité du marché (Baumol, 1982 [12]). Nous intégrons le taux d'occupation moyen des établissements dans une zone de 5 km ou de 10 km (*TauxOcc*). Un taux moyen proche de 100% indique un excès de demande dans la zone géographique, ce qui peut refléter un manque de contestabilité du marché. Nous nous attendons à un effet négatif de cette variable sur la qualité puisque nous pouvons supposer, à l'instar de Nyman (1988) [114], qu'en présence d'excès de demande les personnes âgées accepteront un lit quelle que soit sa qualité.

Concernant les variables de contrôle liées à l'établissement (X) et qui sont présentes dans chacune des équations du système, nous intégrons une variable binaire indiquant si l'établissement est ou non habilité partiellement à l'aide sociale (*HABI*), i.e. s'il peut accueillir des bénéficiaires de l'aide sociale dans une proportion limitée³⁶. Afin d'étudier les effets du regroupement juridique des établissements et de leur cotation boursière, nous intégrons une variable catégorielle indiquant si l'EHPAD fait partie d'un groupe et, le cas échéant, si ce groupe est coté en Bourse³⁷ (*Groupe*). Les catégories retenues sont les suivantes : *Groupe=0* si l'EHPAD est indépendant (taille du groupe < 5 établissements), *Groupe=1* si l'EHPAD fait partie d'un groupe dont la taille varie entre 5 et 49 établissements, *Groupe=2* si l'EHPAD appartient à un grand groupe non coté dont la taille est supérieure à 50 établissements (*DVD*), et enfin *Groupe=3* si l'EHPAD appartient à un grand groupe coté en Bourse (*Orpéa*, *Korian* ou *Medica*). Nous ajoutons le tarif dépendance moyen fixé par le Conseil Général pour des résidents très dépendants (de GIR 1 ou 2) en EHPAD privés lucratifs dans le département d'implantation de l'établissement (*TarifDep*). Ce tarif est censé permettre le recrutement du personnel prenant en charge la dépendance (aides-soignants, ASH) et doit donc avoir un impact direct sur le taux d'encadrement. Il est également probable que, lorsque ce tarif est faible, les établissements couvrent certaines charges relevant de la dépendance par un tarif hébergement plus élevé. Sont enfin intégrés dans les deux régressions les salaires bruts moyens au bassin de vie des infirmiers (w_{INF-bv}), des aides-soignants-AMP (w_{AS-bv}) et des ASH (w_{ASH-bv}). Ceux-ci peuvent être ajustés en fonction des conditions locales de recrutement et de fidélisation plus ou moins difficiles (proximité d'un hôpital, pénurie de personnel soignant) (Martin et Ramos-Gorand, 2013 [101], chapitre 6), et nécessiter en conséquence une hausse du tarif

36. Le tarif proposé aux bénéficiaires est alors fixé par le Conseil Général et est différent du tarif proposé par l'EHPAD pour les autres résidents.

37. Quatre groupes d'EHPAD sont cotés en Bourse en 2011 : Korian, Medica, Orpéa, ainsi que le groupe Le Noble Age (dont aucun établissement n'est présent dans notre échantillon).

hébergement. Seul le salaire moyen des ASH devrait néanmoins théoriquement avoir un effet sur le tarif hébergement puisque les salaires des infirmiers et des aides-soignants relèvent entièrement des tarifs dépendance et soins. Il est probable toutefois qu'il n'y ait pas une parfaite étanchéité des sections tarifaires, ce que nous testons dans cette étude. Les niveaux des salaires peuvent également influencer les décisions de recrutement des équipes dirigeantes des EHPAD et donc les taux d'encadrement. Ils peuvent être endogènes au prix et à la qualité ; nous calculons pour cette raison leur moyenne, non pas à l'échelle de l'établissement, mais à celle du bassin de vie.

Outre ces variables communes aux deux équations du modèle, il est nécessaire de trouver des instruments, c'est à dire des variables spécifiques à l'une ou l'autre des équations, afin d'identifier le système.

Concernant les variables de coût (C) qui vont permettre d'expliquer exclusivement le prix de l'institution, nous reprenons certaines charges des EHPAD privés lucratifs mises en évidence par Martin (2013) [100] (chapitre 4). Nous intégrons ainsi le degré d'urbanisation de la commune ou de la ville d'implantation de l'établissement (URB) évalué par le nombre d'habitants. Nous ajoutons une variable indiquant si l'établissement est propriétaire du bâtiment ($PROP$), ainsi que le nombre d'années écoulées depuis l'ouverture de l'établissement (ANC). Ces deux dernières variables semblent réduire les coûts (Martin (2013) [100], chapitre 4) et devraient par conséquent avoir un effet négatif sur les prix.

La qualité en termes d'encadrement peut quant à elle être contrainte par l'offre sur le marché du travail ou être déterminée par des caractéristiques propres à l'établissement (L). Pour en tenir compte, nous intégrons une variable binaire indiquant si l'établissement fait face à des difficultés de recrutement ($DiffRecrut$). La taille de l'établissement et les degrés de dépendance des résidents peuvent modifier le rapport entre l'encadrement effectif et les besoins de l'institution. Une variable catégorielle correspondant au nombre de lits de l'établissement est ainsi ajoutée ($Nlits$), ainsi que les proportions de résidents de chaque niveau de dépendance ($propGIRi$).

Toutes les variables continues sont sous forme logarithmique de manière à pouvoir interpréter les coefficients comme des élasticités, hormis la variable ANC qui peut prendre des valeurs nulles.

5.5 Données

Nous utilisons un échantillon de 598 EHPAD à but lucratif en 2011³⁸. Les indicateurs de concentration sont construits à partir de l'exhaustivité des EHPAD enregistrés dans la base FINESS (*DREES*). Les regroupements juridiques des établissements sont repérés par les numéros FINESS des entités juridiques. Lorsque ceux-ci sont manquants, nous utilisons les noms d'établissements ou leurs adresses mail pour les affecter, le cas échéant, à leur groupe respectif. Les variables de salaire moyen par bassin de vie sont calculées à partir des données DADS 2010 (Déclaration Annuelle de Données Sociales) de l'INSEE. Les variables de demande, ainsi que la variable d'urbanisation, proviennent également de bases de données de l'INSEE. Toutes les autres variables nous sont renseignées par l'enquête quadriennale EHPA 2011 (*DREES*).

Nous présentons dans le tableau 5.1 les statistiques descriptives des variables utilisées.

5.6 Résultats

Nous présentons dans les tableaux 5.2 et 5.3 les résultats des régressions de la qualité et du prix par moindres carrés ordinaires (MCO) et par triples moindres carrés (TMC).

L'indicateur *HHI* n'a d'effet ni sur le prix, ni sur la qualité. La variable de part de marché de l'établissement à 5 km est quant à elle significative : plus le marché est concentré, plus le prix est élevé et plus la qualité est faible. Le pouvoir de marché d'un établissement lui permet ainsi de fixer un prix supérieur à son coût marginal de manière à augmenter ses profits, ce qui est cohérent avec la théorie microéconomique. Le *price mark-up* d'un EHPAD situé dans un environnement peu concurrentiel est donc positif ($\frac{p-C_m}{C_m} > 0$) grâce à la fois ici à une hausse de son prix et à une réduction de son coût marginal (liée à une baisse de sa qualité). Ce résultat concernant la qualité est différent de celui observé dans la littérature anglo-saxonne. La concentration diminue la qualité en EHPAD en France, et ce malgré la hausse des prix engendrée puisque, même en ne contrôlant pas par les prix (régression MCO), l'impact de la concentration sur la qualité est négatif. Nous sommes

38. Nous avons supprimé de notre échantillon certaines observations extrêmes ou aberrantes : les établissements de petite taille (nombre de lits < 20) ou de très grande taille (lits > 150), les établissements sans infirmier (salarié, libéral ou intérimaire) et ceux avec un total d'ETP annuel inférieur à 5. Les observations dont les variables dépendantes (p et N/N^*) correspondent au premier percentile et au dernier percentile ont également été supprimées de notre échantillon.

TABLE 5.1 – Statistiques descriptives des variables utilisées

	Med.	Moy.	(σ^2)			
p	67,8	69,2	(14,70)			
N/N*	0,49	0,50	(0,085)			
Confort	86,5	85,6	(14,1)			
w_{ASH-bv}	20 503	20 443	(621)			
w_{AS-bv}	22 834	22 857	(1 008)			
w_{INF-bv}	33 705	33 858	(3 032)			
TarifDep	16,9	16,7	(1,54)			
propGir1	19,1%	19,8%	(0,092)			
propGir2	37,7%	38,4%	(0,096)			
propGir3	15,5%	15,6%	(0,066)			
propGir4	17,5%	17,8%	(0,076)			
propGir5	4,3%	4,8%	(0,041)			
propGir6	2,3%	3,5%	(0,044)			
ANC	20,0	21,2	(18,2)			
	5 km			10 km		
	Med.	Moy.	(σ^2)	Med.	Moy.	(σ^2)
RevenuPop	18 899	19 312	(3 022)	18 861	19 194	(2 640)
Densite+75	29,4	79,9	(130,9)	22,9	60,2	(100,1)
%ResidSec	2,21%	6,42%	(0,106)	2,57%	6,83%	(0,099)
TauxOcc	94,7%	93,7%	(0,061)	94,3%	93,5%	(0,055)
HHI	0,346	0,481	(0,370)	0,190	0,319	(0,316)
PDM	38,2%	50,3%	(0,372)	22,9%	34,6%	(0,318)
PDMGlobale	14,8%	28,4%	(0,319)	7,7%	13,2%	(0,170)
	N	(%)				
HABI=0	434	72,6%				
HABI=1	164	27,4%				
DiffRecrut=0	305	51,0%				
DiffRecrut=1	293	49,0%				
Nlits : $x < 50$	138	23,1%				
Nlits : $50 \leq x < 90$	334	55,8%				
Nlits : $x \geq 90$	126	21,1%				
URB : hab < 20 000	86	14,4%				
URB : $20\ 000 \leq \text{hab} < 200\ 000$	141	23,6%				
URB : $200\ 000 \leq \text{hab} < 500\ 000$	94	15,7%				
URB : $500\ 000 \leq \text{hab} < 1\ 000\ 000$	185	30,9%				
URB : Paris	92	15,4%				
PROP=0	376	62,9%				
PROP=1	222	37,1%				
Groupe 0 : $n < 5$	261	43,7%				
Groupe 1 : $5 \leq n < 50$	101	16,9%				
Groupe 2 : $n \geq 50$ ϕ Bourse	38	6,3%				
Groupe 3 : $n \geq 50$ + Bourse	198	33,1%				

Echantillon de 598 EHPAD privés lucratifs

Source : enquête EHPA 2011 (DREES) et DADS 2010 (INSEE) - Calculs C.Martin et M.Ramos-Gorand

ainsi dans une configuration où $\Delta_{\eta q_1} \frac{\eta'_p}{1+\eta q_1} \leq \Delta_{\eta'_p} \leq \Delta_{\eta q_1} \frac{\eta'_p - 1}{\eta q_1}$. Ce résultat n'est néanmoins valable que lorsque l'on étudie la concurrence dans une petite surface de 5 km. L'effet de la concentration dans une surface de 10 km n'a plus d'effet sur la qualité. Elle n'a plus qu'un impact légèrement positif sur les prix dans des zones fortement concentrées, i.e. lorsque l'indicateur HHI s'approche de 1. Deux interprétations peuvent être faites à partir de ce constat. Cela confirme d'une part la forte différenciation horizontale des établissements puisque la concurrence est très localisée et n'a plus ou peu d'effets à 10 km. D'autre part, le fait que la concurrence en qualité ne soit plus significative à 10 km n'est pas surprenant, dans la mesure où le taux d'encadrement est une dimension de la qualité non observable avant l'entrée de la personne âgée dans l'institution. Seul le "bouche-à-oreille" peut informer des futurs résidents quant à la qualité et la disponibilité du personnel dans l'établissement. Or cet "effet réputation", qui peut influencer la demande à 5 km³⁹, s'amenuise pour des distances plus lointaines.

Concernant la contestabilité du marché, plus le taux d'occupation moyen des établissements de la zone est important (i.e. plus il y a un excès de demande), plus la qualité est faible. Ce résultat est robuste à 5 km et à 10 km. Cela confirme le constat de Nyman (1988) [114] effectué sur des données américaines. L'impact de cette variable sur les prix est plus délicat à analyser : nous observons un effet négatif légèrement significatif sur les prix à 10 km. Ceci peut éventuellement être dû à un comportement stratégique de certains EHPAD qui préfèrent fixer des prix élevés quitte à avoir temporairement des places vacantes⁴⁰.

Pour vérifier l'absence de concurrence exercée par les EHPAD publics et associatifs sur les établissements lucratifs en raison d'une segmentation du marché, nous avons intégré une variable de part de marché globale calculée à partir de toutes les places en EHPAD quel que soit leur statut. Cette variable a un impact négatif sur le prix et positif sur la qualité à 5 km : moins il y a d'établissements publics ou associatifs autour de l'EHPAD privé lucratif et plus ce dernier fixe des prix faibles et une qualité importante. Ce résultat, peu intuitif, peut être dû à des particularités territoriales propres aux zones géographiques sans ou avec peu d'EHPAD non lucratifs. La segmentation du marché est sans doute affaiblie dans ces

39. Selon une enquête récente réalisée auprès de 1802 résidents en EHPA (Résidents EHPA 2009, DREES), un résident sur trois a choisi son établissement selon sa bonne réputation (DREES, 2011 [49]).

40. Selon Yves Le Masne, directeur général d'Orpéa, "un établissement se remplit de 5 résidents par mois. Si on le remplit de 10 résidents par mois, cela veut dire que l'on n'est pas au bon prix de journée. [...] ce qui compte, c'est la rentabilité à long terme. Donc, il ne faut pas remplir trop vite et il faut avoir un bon équilibre" (Source : Débat-Conférence, "L'hébergement pour personnes âgées : enjeux et perspectives", CERENICIMO.)

territoires ; les établissements privés lucratifs accueillent alors des résidents moins aisés et doivent probablement proposer des prix plus faibles. L'effet positif sur la qualité peut être éventuellement dû à une plus grande générosité des ARS sur le remboursement des soins dans ces zones où les établissements privés se substituent aux EHPAD publics et associatifs.

L'estimation en triples moindres carrés est ici pertinente puisque le prix a un effet positif et significatif sur la qualité. Les résultats d'estimation de la qualité en MCO sont ainsi biaisés. La qualité ne semble en revanche pas avoir d'effet sur le prix, probablement puisqu'elle n'est pas suffisamment observable pour permettre une hausse des tarifs (Martin, 2013 [100], chapitre 4). Les résultats d'estimation du prix en MCO et en TMC sont par conséquent très proches. L'introduction du prix dans la régression de la qualité induit une hausse de l'effet de la concentration puisque l'on raisonne alors toutes choses égales par ailleurs concernant l'effet du prix sur la qualité.

Conformément aux propositions formulées à la section 5.4.1, plus le confort hôtelier est important, plus les prix sont élevés. Malgré la hausse des coûts fixes engendrée par cette qualité hôtelière (Martin, 2013 [100], chapitre 4), les retombées en termes de profit peuvent ainsi être nulles voire positives. Nous observons en outre un effet de substitution entre ce confort hôtelier et le taux d'encadrement de l'établissement, ce qui confirme notre hypothèse : plus la qualité hôtelière est importante, moins la demande est sensible au taux d'encadrement et plus ce dernier est faible.

L'affiliation de l'établissement à un grand groupe coté en Bourse engendre une baisse de la qualité et une hausse du prix non expliquées par les facteurs de coûts et d'encadrement intégrés dans le modèle. Ceci est probablement dû à des exigences de rentabilité immédiate et plus importante émanant des actionnaires du groupe. Les craintes quant à ce nouveau mode de financement des EHPAD, formulées par le cabinet Ernst&Young, semblent donc bien fondées : *"L'entrée de fonds d'investissement ou l'introduction en Bourse peuvent faire craindre que la recherche de rentabilité à court terme l'emporte sur les engagements à moyen et long terme, ce qui mettrait en péril le bon fonctionnement du secteur (moins de services ou plus de services facturés, hausse des prix)"* (Ernst&Young, 2008 [50]).

Concernant les autres caractéristiques de l'établissement et de son environnement intégrées dans les deux équations du système, nous observons un effet positif du tarif dépen-

dance moyen du département sur l'encadrement. Ce tarif ne semble néanmoins pas avoir de répercussion sur le tarif hébergement fixé par les établissements. L'habilitation partielle à l'aide sociale a un impact négatif sur les prix, qui est sans doute dû à des particularités territoriales des zones dans lesquelles s'implantent ces EHPAD lucratifs habilités. Le salaire moyen infirmier a un effet négatif sur le taux d'encadrement : plus le salaire est élevé, moins les recrutements d'infirmiers sont probablement nombreux et donc plus N/N^* est faible. Le salaire moyen des aides-soignants a quant à lui un impact positif, ce qui peut suggérer un effet de substitution : une hausse de ce salaire incite peut-être les établissements à substituer aux aides-soignants du personnel moins qualifié mais en plus grand nombre, entraînant alors une hausse de N/N^* . Contrairement à nos attentes, nous n'observons pas d'impact du salaire des ASH sur les prix. Le salaire des aides-soignants a en revanche un effet positif également sur les prix, ce qui suggère une non étanchéité des sections tarifaires.

Les instruments du prix et de la qualité sont pour la plupart significatifs⁴¹. Concernant tout d'abord les instruments intégrés dans la régression de la qualité, nous obtenons un effet positif et croissant des proportions de résidents de faible degré de dépendance sur le taux d'encadrement. Ceci signifie que moins les résidents sont dépendants, plus ils bénéficient d'un encadrement important relativement à leurs besoins. De même, plus l'établissement est de grande taille et plus cet encadrement relatif aux besoins est faible, ce qui est sans doute dû à la présence d'économies d'échelle (Dormont et Martin, 2013 [47], chapitre 2). La variable binaire indiquant si l'établissement est contraint par des difficultés de recrutement n'est étrangement pas significative. Concernant les variables de coûts qui nous servent à instrumenter le prix, nous n'observons pas d'effet de la variable de propriété. Comme attendu, la variable d'ancienneté a un impact négatif sur le prix en raison certainement d'une diminution des coûts (Martin, 2013 [100], chapitre 4). La variable d'urbanisation qui reflète le prix de l'immobilier⁴² montre un impact positif et significatif de la localisation en région parisienne sur les prix, et un effet négatif d'une localisation dans de petites villes (entre 20 000 et 200 000 habitants) relativement à une implantation rurale (commune inférieure à 20 000 habitants).

41. Les tests de validité de ces instruments (test d'exogénéité et test de significativité) sont présentés en annexe.

42. L'impact du degré d'urbanisation sur le profil des résidents est ici neutralisé par l'intégration des variables de demande (*Densite+75*, *RevenuPop*, *%ResidSec*) dans le modèle. La variable *URB* reflète donc ici uniquement des différences de coûts.

TABLE 5.2 – Régressions en MCO et TMC du taux d'encadrement (N/N*)

	x=5km MCO sans p		x=5km TMC - \hat{p}		x=10km MCO sans p		x=10km TMC - \hat{p}	
	Coeff.	(σ)	Coeff.	(σ)	Coeff.	(σ)	Coeff.	(σ)
α_0	<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>	
p	-	-	0,178*	(0,091)	-	-	0,173 [†]	(0,101)
RevenuPop _x	<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>	
Densite+75 _x	<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>	
%ResidSec _x	<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>	
TauxOcc _x	-0,195**	(0,049)	-0,178**	(0,052)	-0,181**	(0,055)	-0,150*	(0,059)
HHI _x	<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>	
PDM _x	-0,025*	(0,011)	-0,037**	(0,013)	<i>ns</i>		<i>ns</i>	
HHI _x *PDM _x	<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>	
PDMGloble _x	<i>ns</i>		0,017*	(0,008)	<i>ns</i>		<i>ns</i>	
Confort	-0,036 [†]	(0,019)	-0,068**	(0,025)	-0,040*	(0,019)	-0,072**	(0,027)
HABI	<i>ns</i>		<i>ns</i>		-0,013 [†]	(0,008)	<i>ns</i>	
Groupe 0 : n<5	ref	ref	ref	ref	ref	ref	ref	ref
Groupe 1 : 5 ≤ n < 50	<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>	
Groupe 2 : n ≥ 50 φ Bourse	<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>	
Groupe 3 : n ≥ 50 + Bourse	<i>ns</i>		-0,030*	(0,015)	<i>ns</i>		-0,030 [†]	(0,017)
WASH-bv	<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>	
WAS-bv	0,230*	(0,102)	<i>ns</i>		0,241*	(0,104)	<i>ns</i>	
WINF-bv	-0,155**	(0,045)	-0,181**	(0,048)	-0,162**	(0,046)	-0,179**	(0,049)
TarifDep	0,174**	(0,039)	0,138**	(0,044)	0,176**	(0,040)	0,149**	(0,044)
Instruments exclus :								
propGIR ₁	ref	ref	ref	ref	ref	ref	ref	ref
propGIR ₂	0,154**	(0,048)	0,154**	(0,049)	0,157**	(0,049)	0,160**	(0,049)
propGIR ₃	0,114*	(0,055)	0,125*	(0,057)	0,109*	(0,055)	0,118*	(0,057)
propGIR ₄	0,165**	(0,049)	0,154**	(0,052)	0,172**	(0,050)	0,165**	(0,053)
propGIR ₅	0,267**	(0,093)	0,272**	(0,095)	0,266**	(0,094)	0,268**	(0,095)
propGIR ₆	0,251**	(0,084)	0,276**	(0,087)	0,249**	(0,085)	0,269**	(0,088)
DiffRecrut	-0,010	(0,007)	-0,010	(0,007)	-0,009	(0,007)	-0,009	(0,007)
Nlits : x<50	ref	ref	ref	ref	ref	ref	ref	ref
Nlits : 50 ≤ x < 90	-0,026**	(0,009)	-0,029**	(0,009)	-0,028**	(0,009)	-0,029**	(0,009)
Nlits : x ≥ 90	-0,026*	(0,012)	-0,029*	(0,012)	-0,027*	(0,012)	-0,028*	(0,012)
R ²	0,18		0,09		0,17		0,07	

Seuils de significativité : † : 10% * : 5% ** : 1% *ns* : non significatif

Echantillon de 598 EHPAD privés lucratifs

Sources : enquête EHPA 2011 (DREES) et DADS (INSEE) - Calculs C.Martin et M.Ramos-Gorand

5.7 Conclusion

Introduire plus de concurrence dans le secteur des EHPAD privés lucratifs pourrait être un moyen de réduire les prix et le reste à charge des résidents, tout en améliorant la qualité de la prise en charge. Cela supposerait, d'une part, de rendre plus contestable le marché en réduisant voire en supprimant les barrières légales qui empêchent actuellement d'éven-

TABLE 5.3 – Régressions en MCO et TMC du prix (p)

	x=5km MCO- $\phi N/N^*$		x=5km TMC- $\widehat{N/N^*}$		x=10km MCO- $\phi N/N^*$		x=10km TMC- $\widehat{N/N^*}$	
	Coeff.	(σ)	Coeff.	(σ)	Coeff.	(σ)	Coeff.	(σ)
δ_0	-6,421**	(2,263)	-5,818*	(2,295)	-7,064**	(2,282)	-6,625**	(2,294)
N/N*	-	-	ns		-	-	ns	
RevenuPop _x	0,382**	(0,053)	0,380**	(0,052)	0,424**	(0,065)	0,418**	(0,063)
Densite+75 _x	0,022**	(0,007)	0,022**	(0,007)	0,033**	(0,010)	0,032**	(0,010)
%ResidSec _x	0,022**	(0,006)	0,023**	(0,006)	0,015*	(0,006)	0,016*	(0,006)
TauxOcc _x	ns		ns		ns		-0,188†	(0,105)
HHI _x	ns		ns		ns		ns	
PDM _x	0,048*	(0,020)	0,040†	(0,021)	ns		ns	
HHI _x *PDM _x	ns		ns		0,009†	(0,005)	0,010†	(0,005)
PDMGloblale _x	-0,033**	(0,012)	-0,031*	(0,012)	ns		ns	
Confort	0,174**	(0,035)	0,158**	(0,037)	0,173**	(0,035)	0,159**	(0,038)
HABI	-0,025†	(0,014)	-0,030*	(0,015)	-0,028*	(0,014)	-0,032*	(0,015)
Groupe 0 : n<5	ref	ref	ref	ref	ref	ref	ref	ref
Groupe 1 : 5 ≤ n < 50	0,055**	(0,017)	0,054**	(0,017)	0,057**	(0,018)	0,056**	(0,018)
Groupe 2 : n ≥ 50 φ Bourse	ns		ns		ns		ns	
Groupe 3 : n ≥ 50 + Bourse	0,136**	(0,016)	0,133**	(0,016)	0,143**	(0,017)	0,140**	(0,017)
wASH-bv	ns		ns		ns		ns	
wAS-bv	0,329†	(0,188)	0,379*	(0,191)	0,332†	(0,192)	0,376†	(0,195)
wINF-bv	ns		ns		ns		ns	
TarifDep	ns		ns		ns		ns	
Instruments exclus :								
URB : <20 000	ref	ref	ref	ref	ref	ref	ref	ref
URB : 20-200 000	-0,048*	(0,022)	-0,051*	(0,021)	-0,046*	(0,023)	-0,047*	(0,022)
URB : 200-500 000	0,009	(0,026)	0,012	(0,025)	0,011	(0,028)	0,015	(0,027)
URB : 500-1 000 000	-0,006	(0,027)	-0,006	(0,026)	-0,014	(0,029)	-0,011	(0,028)
URB : Paris	0,107**	(0,037)	0,109**	(0,036)	0,079*	(0,039)	0,082*	(0,038)
PROP	-0,004	(0,013)	-0,007	(0,012)	-0,002	(0,013)	-0,005	(0,012)
ANC	-0,002*	(0,001)	-0,003**	(0,001)	-0,002*	(0,001)	-0,003**	(0,001)
ANC ²	0,00001	(0,000)	0,00002†	(0,000)	0,00001	(0,000)	0,00002†	(0,000)
R ²	0,56		0,55		0,55		0,54	

Seuils de significativité : † : 10% * : 5% ** : 1% ns : non significatif

Echantillon de 598 EHPAD privés lucratifs

Sources : enquête EHPA 2011 (DREES) et DADS (INSEE) - Calculs C.Martin et M.Ramos-Gorand

tuels nouveaux concurrents de s'implanter sur le marché. Cela nécessiterait, d'autre part, de contrôler et de limiter le phénomène de concentration des établissements. Les groupes d'EHPAD semblent être en effet plus onéreux pour une moins bonne qualité d'encadrement, en raison de leur plus grand pouvoir de marché mais également de caractéristiques intrinsèques.

L'impact de la concurrence sur les taux d'encadrement des EHPAD n'est néanmoins significatif que lorsque celle-ci s'exerce dans une zone très restreinte (à moins de 5 km).

L'obligation d'une plus grande transparence des établissements sur cette dimension de la qualité, à l'instar de ce qui est imposé aux Etats-Unis aux établissements accueillant des patients subventionnés par Medicaid ou Medicare (Park et Werner, 2011 [119]), pourrait certainement accroître l'effet positif de la concurrence. Elle pourrait également peut-être réduire l'effet de substitution observé entre le taux d'encadrement et la qualité hôtelière qui est plus rentable car mieux observée (Martin, 2013 [100], chapitre 4).

Cette étude présente toutefois quelques limites qui exigent d'interpréter les résultats avec prudence.

Nous n'avons tout d'abord pas pu prendre en compte la concurrence exercée sur les EHPAD par d'autres formes de prise en charge de la dépendance. Or, ils sont "*en concurrence avec d'autres services proposés aux personnes âgées tels que le maintien à domicile [...] et également, dans une moindre mesure, avec les logements-foyers ou les résidences avec services*"⁴³.

Concernant les effets des chaînes d'EHPAD sur les prix et la qualité, ceux-ci peuvent être biaisés pour deux raisons. D'une part, les variables de contrôle intégrées dans notre modèle ne prennent peut-être pas en compte toutes les spécificités de coûts ou de contraintes d'encadrement qui pèsent sur ces établissements. Il est possible que les établissements appartenant à des groupes soient par exemple plus souvent implantés dans des zones où les prix de l'immobilier sont plus élevés, sans que ceux-ci soient captés par la variable d'urbanisation ou par le taux de résidences secondaires. Nous avons, d'autre part, pris en compte uniquement les regroupements impliquant une modification des structures juridiques des établissements. Or, certains EHPAD indépendants peuvent se regrouper en réseaux par une simple coopération, à l'instar du groupe *Résidéal Santé*, ce que nous ne pouvons pas repérer dans notre échantillon. Cette difficulté à identifier les groupes d'établissements non liés juridiquement peut par conséquent également fausser la mesure de la concentration.

Le calcul des indicateurs de concentration à partir de distances radiales de 5 km et de 10 km peut en outre paraître arbitraire. Certaines mesures plus pertinentes sont parfois utilisées dans la littérature. Pour déterminer un indicateur plus précis d'*Herfindahl-Hirschmann*, Zwanziger *et al.* (2002) [149] calculent par exemple la part de marché de l'établissement dans chaque ancienne commune de résidence des personnes âgées accueillies et effectuent ensuite la somme pondérée par établissement de ces parts de marché com-

43. *Source* : Document de référence 2011, Medica.

munales. Nous ne pouvons néanmoins pas utiliser un tel mode de calcul puisque nous ne disposons pas de données suffisamment exhaustives sur les anciens lieux de vie des résidents. Ce calcul n'est en outre peut-être pas pertinent dans le cas des EHPAD privés lucratifs puisque la migration inter-départementale des résidents est beaucoup plus forte que dans le secteur public ou associatif (Ramos-Gorand, 2013 [124]).

Enfin, nous ne prenons pas en compte les implications que pourrait avoir l'introduction d'une plus grande concurrence sur les parts relatives des différents statuts composant le secteur des EHPAD. Une plus forte concurrence pourrait en effet désinciter les EHPAD privés lucratifs d'entrer sur le marché (Lakdallawa et Philipson, 1998 [94]), et de ce fait avoir des effets sur les prix et la qualité globale du secteur non étudiés dans ce chapitre.

5.8 Annexes du chapitre 5

5.8.1 Démonstration des résultats du modèle théorique

Les établissements privés lucratifs maximisent la fonction objectif suivante :

$$\begin{aligned}\pi(p, q_1, \bar{q}_2) &= p \cdot x(p, q_1, \bar{q}_2) - CV(x(p, q_1, \bar{q}_2), q_1, \bar{q}_2) - CF(\bar{q}_2) \\ &= p \cdot x(p, q_1, \bar{q}_2) - x(p, q_1, \bar{q}_2) * (a + bq_1 + c\bar{q}_2) - d \cdot \bar{q}_2\end{aligned}$$

avec a , b , c et d des constantes positives.

Les conditions de premier ordre (CPO) obtenues par maximisation de cette fonction de profit par rapport à p et q_1 sont les suivantes :

$$\frac{\partial \pi}{\partial p} = 0 \Leftrightarrow x + px_p - x_p(a + bq_1 + c\bar{q}_2) = 0 \quad (5.5)$$

$$\frac{\partial \pi}{\partial q_1} = 0 \Leftrightarrow px_{q_1} - x_{q_1}(a + bq_1 + c\bar{q}_2) - xb = 0 \quad (5.6)$$

avec $x_p = \partial x / \partial p$ et $x_{q_1} = \partial x / \partial q_1$.

On définit les élasticité prix et qualité suivantes :

$$\begin{aligned}\eta'_p &= -\frac{\partial x}{\partial p} \cdot \frac{p}{x} \geq 0 \Leftrightarrow x_p = -\eta'_p \frac{x}{p} \\ \eta_{q_1} &= \frac{\partial x}{\partial q_1} \cdot \frac{q_1}{x} \geq 0 \Leftrightarrow x_{q_1} = \eta_{q_1} \frac{x}{q_1}\end{aligned}$$

Les CPO peuvent ainsi se réécrire comme suit :

$$\begin{aligned}
 (5.5) &\Leftrightarrow x - \eta'_p x + \eta'_p \frac{x}{p} (a + bq_1 + c\bar{q}_2) = 0 \\
 &\Leftrightarrow 1 - \eta'_p + \frac{\eta'_p}{p} (a + bq_1 + c\bar{q}_2) = 0 \\
 &\Leftrightarrow p = \frac{\eta'_p}{\eta'_p - 1} (a + bq_1 + c\bar{q}_2) \tag{5.7}
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 (5.7) \rightarrow (5.6) &\Leftrightarrow p\eta_{q_1} \frac{x}{q_1} - \eta_{q_1} \frac{x}{q_1} (a + bq_1 + c\bar{q}_2) - xb = 0 \\
 &\Leftrightarrow \frac{p\eta_{q_1}}{q_1} - \frac{\eta_{q_1}}{q_1} (a + bq_1 + c\bar{q}_2) - b = 0 \\
 &\Leftrightarrow \frac{p\eta_{q_1}}{q_1} - \frac{\eta_{q_1}}{q_1} \left[p \frac{\eta'_p - 1}{\eta'_p} \right] - b = 0 \\
 &\Leftrightarrow q_1 = \frac{\eta_{q_1} p}{\eta'_p b} \tag{5.8}
 \end{aligned}$$

Alors,

$$\begin{aligned}
 (5.8) \rightarrow (5.7) &\Leftrightarrow p = \frac{\eta'_p}{\eta'_p - 1} \left(a + b \left(\frac{\eta_{q_1} p}{\eta'_p b} \right) + c\bar{q}_2 \right) \\
 &\Leftrightarrow p = \frac{a\eta'_p + p\eta_{q_1} + c\bar{q}_2\eta'_p}{\eta'_p - 1} \\
 &\Leftrightarrow p \left(1 - \frac{\eta_{q_1}}{\eta'_p - 1} \right) = \frac{a\eta'_p + c\bar{q}_2\eta'_p}{\eta'_p - 1} \\
 &\Leftrightarrow p = \frac{\eta'_p (a + c\bar{q}_2)}{\eta'_p - 1 - \eta_{q_1}} \tag{5.9}
 \end{aligned}$$

$$(5.9) \rightarrow (5.8) \Leftrightarrow q_1 = \frac{\eta_{q_1} (a + c\bar{q}_2)}{b(\eta'_p - 1 - \eta_{q_1})} \tag{5.10}$$

avec comme hypothèse que $\eta'_p > 1 + \eta_{q_1}$.

Nous pouvons calculer, à partir de ces résultats, les variations du prix et de la qualité résultant d'une variation du degré concurrentiel du secteur.

- Concernant tout d'abord l'effet d'une hausse de la concurrence (*conc.*) sur le niveau de qualité q_1 déterminé par l'établissement :

$$\frac{\partial q_1}{\partial \text{conc.}} = \frac{(a + c\bar{q}_2)}{b} \frac{\frac{\partial \eta_{q_1}}{\partial \text{conc.}} (\eta'_p - 1 - \eta_{q_1}) - \eta_{q_1} \left(\frac{\partial \eta'_p}{\partial \text{conc.}} - \frac{\partial \eta_{q_1}}{\partial \text{conc.}} \right)}{(\eta'_p - 1 - \eta_{q_1})^2}$$

Alors,

$$\begin{aligned}
 \frac{\partial q_1}{\partial conc.} \geq 0 &\Leftrightarrow \frac{\partial \eta_{q_1}}{\partial conc.} (\eta'_p - 1 - \eta_{q_1}) - \eta_{q_1} \left(\frac{\partial \eta'_p}{\partial conc.} - \frac{\partial \eta_{q_1}}{\partial conc.} \right) \geq 0 \\
 &\Leftrightarrow \frac{\partial \eta_{q_1}}{\partial conc.} (\eta'_p - 1) \geq \eta_{q_1} \frac{\partial \eta'_p}{\partial conc.} \\
 &\Leftrightarrow \frac{\partial \eta_{q_1}}{\partial conc.} \frac{(\eta'_p - 1)}{\eta_{q_1}} \geq \frac{\partial \eta'_p}{\partial conc.}
 \end{aligned}$$

Soient $\Delta_{\eta'_p} = \frac{\partial \eta'_p}{\partial conc.}$ et $\Delta_{\eta_{q_1}} = \frac{\partial \eta_{q_1}}{\partial conc.}$, on obtient alors :

$$\Delta_{q_1} \geq 0 \Leftrightarrow \frac{(\eta'_p - 1)}{\eta_{q_1}} \Delta_{\eta_{q_1}} \geq \Delta_{\eta'_p} \quad (5.11)$$

- Concernant l'effet d'une hausse du degré concurrentiel du marché sur le prix p choisi par l'établissement :

$$\frac{\partial p}{\partial conc.} = (a + c\bar{q}_2) \frac{\frac{\partial \eta'_p}{\partial conc.} (\eta'_p - 1 - \eta_{q_1}) - \eta'_p \left(\frac{\partial \eta'_p}{\partial conc.} - \frac{\partial \eta_{q_1}}{\partial conc.} \right)}{(\eta'_p - 1 - \eta_{q_1})^2}$$

Alors,

$$\begin{aligned}
 \frac{\partial p}{\partial conc.} \leq 0 &\Leftrightarrow \frac{\partial \eta'_p}{\partial conc.} (\eta'_p - 1 - \eta_{q_1}) - \eta'_p \left(\frac{\partial \eta'_p}{\partial conc.} - \frac{\partial \eta_{q_1}}{\partial conc.} \right) \leq 0 \\
 &\Leftrightarrow \frac{\partial \eta_{q_1}}{\partial conc.} \eta'_p \leq (\eta_{q_1} + 1) \frac{\partial \eta'_p}{\partial conc.} \\
 &\Leftrightarrow \frac{\partial \eta_{q_1}}{\partial conc.} \frac{\eta'_p}{(\eta_{q_1} + 1)} \leq \frac{\partial \eta'_p}{\partial conc.} \\
 \Delta_p \leq 0 &\Leftrightarrow \Delta_{\eta_{q_1}} \leq \Delta_{\eta'_p} \frac{1 + \eta_{q_1}}{\eta'_p} \quad (5.12)
 \end{aligned}$$

5.8.2 Calcul du score de qualité hôtelière - méthodologie retenue

Nous construisons un indicateur de qualité hôtelière codé de 0 à 120. Nous nous sommes inspirées de la méthodologie et des pondérations retenues par France Info pour réaliser son enquête auprès des maisons de retraite, en supprimant les indicateurs liés à la disponibilité du personnel pour ne retenir que les variables de qualité liées au confort hôtelier.

TABLE 5.4 – Méthode de calcul du score de confort hôtelier

Catégories	Points	Détails
<i>Qualité de l'environnement</i>	10	10 points si l'institution est à proximité des commerces/services (<500m) ou 0 point sinon
<i>Qualité du bâtiment</i>	15	15 points si années écoulées depuis rénovation/construction ≤ 5 ans ou 10 points si années ≤ 10 ans (et > 5 ans) ou 5 points si années ≤ 20 ans (et > 10 ans) ou 0 point si années > 20 ans
<i>Qualité espaces de vie/soins</i>	25	2 points si salon aménagé + 2 points si chambre d'accueil pour les familles + 2 points si espace prévu pour les activités + 2 points si espace TV dédié + 2 points si salon de coiffure + 2 points si accès internet + 2 points si espace kinésithérapeute + 2 points si chambres de fin de vie + 2 points si salle multisensorielle + 2 points si système adapté à la pesée, lève-malades, etc. + 5 points si espace restauration
<i>Confort des chambres</i>	20	10 points*(x% chambres à un lit) 10 points*(x% chambres $> 20m^2$ parmi les chambres à un lit)
<i>Équipement des chambres</i>	25	5 points*(x% chambres avec WC) + 5 points*(x% chambres avec lavabo) + 2,5 points*(x% chambres avec douche) + 5 points*(x% chambres avec prise téléphone) + 5 points*(x% chambres avec prise TV) + 2,5 points*(x% chambres avec climatisation)
<i>Espace verts</i>	5	5 points si jardin aménagé ou 0 point sinon
<i>Accessibilité</i>	20	2 points*(x% chambres équipées d'une signalétique) + 2 points*(x% chambres - accès en fauteuil roulant) + 2 points*(x% chambres - accès en lit médicalisé) + 2 points*(x% chambres avec W.C. adapté pour fauteuil roulant) + 2 points*(x% chambres avec douche adaptée pour fauteuil roulant) + 2 points*(x% chambres avec équipement pour toilette en position assise) + 2 points*(x% chambres avec stores électriques ou domotisés) + 2 points*(x% ch. avec prises-interrupteurs accessibles sans se baisser) + 2 points si couloirs éclairés en permanence ou détecteur de présence + 2 points si ascenseurs accessibles en lit médicalisé
Total	120	

5.8.3 Tests de validité des instruments

Nous effectuons quelques tests afin de s'assurer de la validité de nos instruments⁴⁴. Les tests de Fisher de significativité globale des instruments effectués à partir des résultats d'estimation de chacune des équations permettent d'écarter l'hypothèse nulle d'instruments faibles. Les tests de Sargan permettent quant à eux de vérifier que nos instruments exclus sont bien exogènes : nous acceptons pour chaque instrumentation l'hypothèse nulle de non endogénéité des instruments.

TABLE 5.5 – Tests statistiques - instrumentation

	$\widehat{N/N^*}$		\hat{p}	
	5 km	10 km	5 km	10 km
Test de Fisher				
H0	instruments faibles	instruments faibles	instruments faibles	instruments faibles
statistique de test	F(8,565)=4,53	F(8,565)=4,50	F(7,565)=6,12	F(7,565)= 4,91
p-value	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Test de Sargan				
H0	instruments exogènes	instruments exogènes	instruments exogènes	instruments exogènes
statistique de test	$\chi^2(6)=4,234$	$\chi^2(6)=4,601$	$\chi^2(7)=7,474$	$\chi^2(7)=6,832$
p-value	0,6451	0,5959	0,3812	0,4466

44. Voir Dormont (2007) [45].

Troisième partie

Une qualité contrainte par le fonctionnement du marché du travail dans le secteur des services à la personne

Chapitre 6

Analyse des causes du turnover du personnel soignant en EHPAD en France : disparités territoriales et compensation salariale

Le turnover élevé du personnel infirmier et aide-soignant travaillant en EHPAD en France, respectivement en moyenne de 52,5% et 48,3% par an en 2008, génère des conséquences négatives en termes de coûts et de qualité. Nous en étudions les causes, en observant comment le salaire s'ajuste aux difficultés locales de fidélisation du personnel soignant et comment le personnel soignant réagit à ces éventuelles variations de salaires. Nous comparons les situations d'établissements de différents statuts disposant de marges de manœuvre variables dans la fixation des rémunérations. Deux échantillons d'EHPAD sont utilisés : un échantillon de 1 951 établissements pour l'étude de la rotation des aides-soignants et un autre échantillon de 2 115 EHPAD pour l'étude portant sur le personnel infirmier. Nous utilisons des données environnementales à l'échelle fine du bassin de vie ou du lieu de domicile des salariés. Par régression binomiale négative, nous montrons que les départs des infirmiers, et plus encore ceux des aides-soignants, sont significativement déterminés par les conditions environnementales (proximité d'un hôpital, concurrence inter-EHPAD, pénurie locale du personnel soignant). L'ajustement des salaires, observé uniquement dans les EHPAD privés, ne semble pas avoir d'effet sur la fidélisation du personnel soignant. Cette étude est la première à examiner les causes du turnover du personnel soignant en EHPAD en France. Son originalité réside dans l'attention portée au caractère endogène du salaire et à l'ajustement de ce dernier aux caractéristiques locales du marché du travail.

6.1 Introduction

Compte tenu de la médicalisation croissante des EHPAD, le recours au personnel soignant est de plus en plus important dans ces établissements. Les postes d'infirmiers et d'aides-soignants représentent ainsi en moyenne 4 postes sur 10 en EHPAD en 2007¹. Or le secteur souffre d'un déficit d'attractivité et de fidélisation de ces professions. Comme le soulignent les dirigeants du groupe d'EHPAD Le Noble Age en 2012, "*les établissements recherchent en permanence du personnel soignant qualifié, tel que des Infirmier(ières) Diplômé(e)s d'Etat, des Aides Soignants, kinésithérapeutes, ... et ce dans un contexte de pénurie de personnel soignant qui induit un turn-over important de ces personnels*"². Le taux de turnover des aides-soignants est en effet en moyenne en 2008 de 48,3%^{3 4} et il s'élève à 52,5% pour les infirmiers⁵. Or, la qualité de la prise en charge en EHPAD est fortement déterminée par la constance du personnel qui permet aux résidents de nouer des relations de confiance avec leurs soignants (Castle et Engberg, 2007 [22]). Lorsque le personnel connaît les patients, leurs pathologies et leurs habitudes de vie, il peut éviter certains comportements ou erreurs médicamenteuses néfastes à leur état de santé.

Ces départs prématurés d'infirmiers et d'aides soignants peuvent avoir diverses causes : choix d'aller travailler en hôpital, dans un EHPAD concurrent ou dans un EHPAD situé dans une autre zone géographique plus attractive (Josse, 2012 [87]). Dans un tel contexte, un ajustement des salaires devrait permettre de fidéliser le personnel soignant en compensant les bénéfices recherchés par la mobilité (théorie des différences de salaire compensatrices, Rosen 1986 [128]). Nous tentons d'étudier dans ce chapitre pourquoi les salaires ne jouent pas ce rôle d'ajustement : est-ce dû à une inélasticité-prix de l'offre de travail ou à un trop faible ajustement des salaires ? La latitude des établissements dans l'ajustement des rémunérations dépend de leur statut. Les directeurs d'établissements publics sont contraints par une grille indiciaire nationale et ne peuvent pas, en théorie, ajuster les salaires aux difficultés locales de fidélisation du personnel⁶. Les directeurs d'établissements privés en revanche, bien que contraints par des conventions collectives spécifiques, ne le sont souvent

1. Source : enquête EHPA 2007 (DREES) - Calculs C.Martin et M.Ramos-Gorand.

2. Source : Rapport financier annuel 2012, Le Noble Age.

3. Les taux de turnover sont calculés par le ratio du nombre de départs de salariés dans l'année sur le nombre de postes pour chaque profession.

4. Source : DADS 2008 (INSEE) - Calculs C.Martin et M.Ramos-Gorand ; échantillon de 1 951 EHPAD.

5. Source : DADS 2008 (INSEE) - Calculs C.Martin et M.Ramos-Gorand ; échantillon de 2 115 EHPAD.

6. Seule une indemnité de résidence est prévue pour le personnel soignant travaillant en région parisienne et en région lyonnaise, respectivement de 3% et de 1% du salaire brut (circulaire n° 1996 du 12 mars 2001 relative à la modification des zones d'indemnités de résidence).

que pour un montant plancher et non plafond des rémunérations. Ils sont donc en mesure d'élever les salaires afin de fidéliser leurs employés. Ils peuvent néanmoins être contraints financièrement lorsque leurs prix ne peuvent pas suivre l'évolution des salaires, soit parce qu'ils ont des tarifs régulés par les pouvoirs publics, soit parce qu'une concurrence en prix les contraint à ne pas augmenter leurs tarifs.

En contrôlant par les caractéristiques de l'établissement, du personnel employé et des conditions d'emploi, nous étudions (i) l'impact de l'environnement sous divers angles - pénurie de personnel soignant dans la zone géographique, présence d'un hôpital, degré concurrentiel des EHPAD - sur les décisions de départs des infirmiers et des aides-soignants travaillant en EHPAD ; (ii) dans quelle mesure les directeurs d'établissements ajustent les rémunérations lorsque les conditions environnementales ne sont pas propices au maintien du personnel ; (iii) l'effet de l'ajustement éventuel des salaires sur la fidélisation du personnel. Cette étude est la première à examiner les causes du turnover du personnel soignant en EHPAD en France. Son originalité réside dans l'attention portée au caractère endogène du salaire et à l'ajustement de ce dernier aux caractéristiques locales du marché du travail, ce qui a été peu appréhendé dans la littérature consacrée à ce sujet.

Nous disposons pour réaliser cette étude de deux échantillons d'EHPAD⁷ : un échantillon de 1 951 établissements pour l'étude de la rotation des aides-soignants et un autre échantillon de 2 115 EHPAD pour l'étude portant sur le personnel infirmier. Afin de construire nos variables environnementales, nous utilisons des données géographiques fines, à l'échelle du bassin de vie⁸ ou du lieu de domicile des salariés. Puisqu'ils sont soumis à des contraintes différentes, nous différencions les EHPAD publics des EHPAD privés.

Par l'utilisation d'une méthode de régression binomiale négative, nous montrons que les départs des infirmiers et des aides-soignants sont significativement déterminés par les conditions environnementales, et ce d'autant plus pour les établissements privés. La présence proche d'un hôpital du lieu de domicile des infirmiers et des aides-soignants rend notamment difficile leur fidélisation. Ces pressions environnementales semblent relative-

7. Les établissements étudiés sont soit des EHPAD, soit des EHPA non EHPAD mais repérés dans l'enquête EHPA 2007 (*DREES*) comme étant "*dans le champ des établissements devant signer une convention tripartite*"; compte tenu de la similarité de leurs caractéristiques, nous les assimilons aux EHPAD.

8. Le territoire français métropolitain est découpé selon l'INSEE en 1 916 bassins de vie (en 2010).

ment plus importantes et plus significatives pour les aides-soignants. L'endogénéité de la variable de salaire est corrigée par l'emploi d'une méthode de variables instrumentales. Nous observons un ajustement des salaires en fonction des pressions environnementales dans le secteur privé, mais cet ajustement ne semble pas avoir d'incidence sur les décisions du personnel soignant à rester travailler dans l'établissement.

6.2 Contexte de l'étude

6.2.1 Impact du turnover du personnel soignant sur la qualité et sur les coûts en EHPAD

Un turnover important du personnel soignant dégrade indirectement 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 et ainsi expliquer en partie les faibles taux d'encadrement observés dans ce secteur. On dénombre 5,7 employés (en équivalents temps plein) pour 10 résidents en 2007 en France (Ratte et Imbaud, 2011 [125]), alors que ce ratio s'élèverait à plus de 10 dans des pays comme le Danemark, la Suisse ou la Suède (Némin et Lapart, 2011 [112]). Or le taux d'encadrement est positivement lié à la qualité (Dormont et Martin, 2013 [46], chapitre 1).

Outre un effet indirect sur la qualité via le taux d'encadrement, la rotation du personnel peut elle-même être à l'origine d'une dégradation directe de la qualité. Un fort turnover peut provoquer des interruptions dans la continuité des soins (Cohen-Mansfield, 1997 [35]) et engendrer des accidents iatrogènes dus à des erreurs de prescriptions. Il empêche également les résidents de nouer des relations de confiance avec leurs soignants : *"staff do not have time to learn the needs and preferences of individual residents"* (Wiener, 2009 [142]). Comme le résumait d'anciens professionnels 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 et Lapart (2011) [112]). *"Ce turnover permanent crée de grandes souffrances chez les résidents. Les remplaçants n'ont pas particulièrement envie de les connaître [...] le plus souvent, il s'est passé du temps avant que l'on remplace les personnes absentes"* (Réjault, 2009 [127]).

Afin de vérifier cette hypothèse, nous étudions le lien entre les taux de turnover infirmier et aide-soignant en EHPAD et des variables d'état de santé des résidents dont nous disposons pour un sous-échantillon d'établissements. Les variables d'état de santé sont

les suivantes : une variable catégorielle ordonnée caractérisant le degré d'incontinence du résident codée de 0 (non incontinent) à 3 (incontinence aiguë), une variable catégorielle ordonnée également codée de 0 à 3 définissant l'état dépressif du résident, et une variable binaire indiquant si le résident a fait au moins une chute au cours de l'année. Nous effectuons trois estimations à partir de ces données, deux régressions logistiques ordonnées et une régression logistique binomiale, en contrôlant par diverses variables dont le taux d'encadrement⁹ et en intégrant soit le turnover des infirmiers, soit celui des aides-soignants. Une hausse du turnover dégrade significativement l'état de santé des résidents (*tableau 6.1*). Cet effet est plus important pour le turnover des aides-soignants, ces derniers étant probablement plus en contact quotidiennement avec les résidents. Nous ajoutons à ces estimations une régression *tobit* de la proportion moyenne par établissement des résidents décédés moins d'un an après leur entrée¹⁰. Nous observons que plus le turnover est élevé, plus la proportion de résidents décédés rapidement est importante¹¹.

TABLE 6.1 – Régressions logistiques de l'état de santé des résidents et régression *tobit* du pourcentage de décès dans l'année suivant l'institutionnalisation des résidents sur les taux de turnover infirmier et aide-soignant

	Degré d'incontinence	Etat Dépressif	Chutes	%décès-1an
Turnover_{Inf}	0,059 [†]	<i>ns</i>	<i>ns</i>	0,012**
Turnover_{AS}	0,171*	0,168*	0,214**	0,051**

Seuils de significativité : † : 10% * : 5% ** : 1% *ns* : non significatif

Echantillon de 2790 résidents dans 408 établissements (INF) et de 2567 résidents dans 384 établissements (AS)

Source : DADS 2008 (INSEE) et enquête EHPA 2007 (DREES) - Calculs C.Martin et M.Ramos-Gorand

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

9. Les variables de contrôle intégrées dans ces régressions sont les suivantes : taux d'encadrement N/N^* (dont le mode de calcul est décrit à la section 6.4.1), variables de qualification du personnel (ratio des infirmiers et médecins sur l'effectif total en personnel, et ratio des aides-soignants et AMP sur l'ensemble du personnel hors infirmiers et personnel médical), variables binaires indiquant si le résident est mobile et s'il se plaint de douleurs, catégorie GIR du résident, effectif total des résidents hébergés dans l'établissement, proportion de bénéficiaires de l'aide sociale et catégorie du personnel ayant rempli le questionnaire.

10. Les variables explicatives sont presque identiques à celles intégrées dans les régressions logistiques. Sont néanmoins supprimées les variables individuelles de groupe GIR, de douleurs et de mobilité, et sont à l'inverse ajoutées au modèle des variables de degré de dépendance des résidents à l'échelle de l'établissement, i.e. la proportion de chaque groupe GIR dans l'EHPAD.

11. Nous n'avons pas ici tenu compte de l'éventuel biais d'endogénéité qui peut exister entre ces variables d'état de santé, considérées comme des proxys de qualité, et les variables de turnover (Irvine et Evans, 1995 [83]). La dégradation de la qualité dans un établissement peut en effet être une source d'insatisfaction pour les employés et les inciter à démissionner. Le turnover pourrait ainsi générer un cercle vicieux au sein duquel il serait auto-entretenu.

d'une réduction de la productivité, compte tenu du temps de formation nécessaire du nouveau personnel (Cohen-Mansfield 1997 [35], Brannon *et al.* 2002 [16]).

6.2.2 Pénurie de personnel soignant et turnover : des déterminants spatiaux ?

L'observation d'une forte variabilité géographique des taux moyens de turnover infirmier et aide-soignant par bassin de vie, présentés sur les figures 6.1 et 6.2, conforte l'hypothèse que des phénomènes ayant un fort ancrage spatial sont à la source des difficultés de fidélisation du personnel soignant.

Encadré 1 : choix du bassin de vie pour les variables d'environnement

Les cartes présentées sur les figures 6.1 et 6.2 montrent bien que le turnover est un phénomène spatialement différencié à une échelle infra-départementale. Nous avons par conséquent souhaité utiliser un zonage plus fin que le département.

Deux zonages envisageables sont définis par l'INSEE : le zonage en zones d'emploi et le zonage en bassins de vie. La zone d'emploi est caractérisée comme "*l'espace géographique à l'intérieur duquel la plupart des actifs résident et travaillent, et dans lequel les établissements peuvent trouver l'essentiel de la main d'œuvre nécessaire pour occuper les emplois offerts*" (INSEE, 2003 [82]). On compte en France métropolitaine 321 zones d'emploi. Le bassin de vie, quant à lui, est défini comme "*le plus petit territoire sur lequel les 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. Les deux zonages incluent une mesure d'accès à l'emploi.

L'intérêt du bassin de vie, zonage que nous retenons dans notre étude pour qualifier nos variables environnementales, est double. Il s'agit d'une part d'un zonage nettement plus fin que celui des zones d'emploi. D'autre part, il est construit pour mieux qualifier l'espace à dominante rurale ; or, une de nos hypothèses est que les établissements en milieu rural ont davantage de turnover et de difficultés à recruter en raison d'une main d'œuvre peu nombreuse à proximité.

Certaines zones font tout d'abord face à une pénurie de ces professions. Celle-ci est soit liée à une formation insuffisante de personnel soignant à proximité, soit à une migration du personnel formé vers des régions plus attractives ou dans lesquelles le coût de la vie est moins élevé¹². Cette pénurie localisée de personnel pourrait expliquer certaines difficultés de fidélisation du personnel travaillant en EHPAD, et ce à double titre. D'une part, une pénurie globale de personnel soignant révèle des caractéristiques non attrayantes du bassin de vie (caractère rural, coût de la vie élevé) qui peuvent inciter le personnel à aller travailler dans une autre zone géographique (mobilité géographique). D'autre part, dans un marché

12. Une analyse des pénuries localisées de personnel soignant est présentée en annexe.

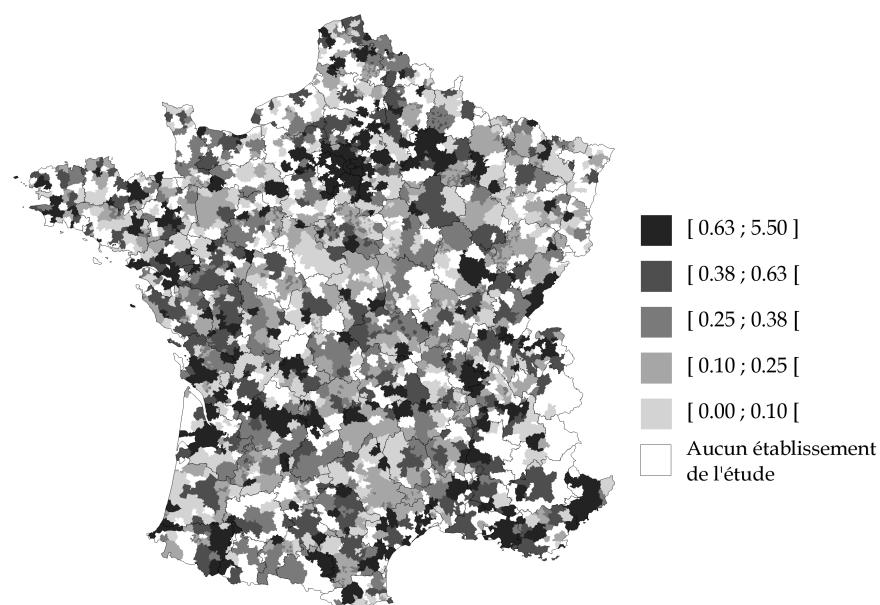


FIGURE 6.1 – Moyenne du turnover infirmier en EHPAD par bassin de vie en France métropolitaine (hors Corse)

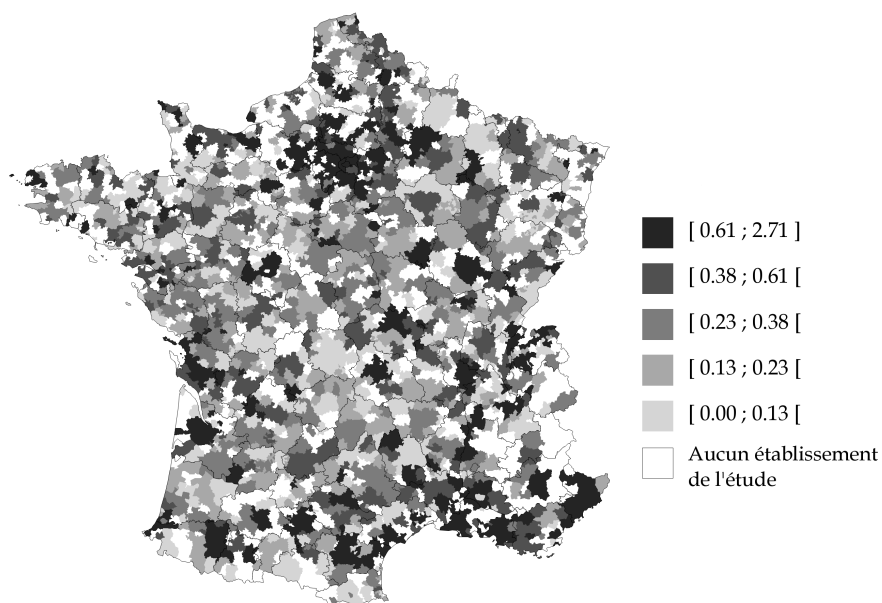


FIGURE 6.2 – Moyenne du turnover aide-soignant en EHPAD par bassin de vie en France métropolitaine (hors Corse)

Echantillon de 2 115 EHPAD

Source : DADS 2008 (INSEE), cartographie ©Articque, Calculs C.Martin et M.Ramos-Gorand

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 (mobilité inter-EHPAD). Ce phénomène est d'autant plus important lorsque la concurrence entre établissements est forte.

D'autres facteurs, tels que la présence proche d'un hôpital, peuvent poser des difficultés spécifiques de gestion des ressources humaines. Aller travailler en EHPAD est souvent considéré comme un deuxième choix pour les infirmiers et les aides-soignants, "*parce que 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 [87]). L'opportunité de trouver un poste à l'hôpital pourrait ainsi être une incitation à la mobilité professionnelle pour le personnel soignant travaillant en EHPAD.

6.2.3 Formation des salaires dans les EHPAD en France

Selon la théorie des différences de salaire compensatrices (Rosen 1986 [128]), les salaires doivent s'ajuster aux conditions locales du marché du travail. Ils devraient ainsi être plus importants dans les zones géographiques où la fidélisation du personnel est plus difficile. Cette théorie ne s'applique cependant que lorsque les salaires ne sont pas régulés et peuvent s'ajuster, ce qui n'est pas le cas dans tous les EHPAD. Les marges de manœuvre des équipes de direction dans l'ajustement des rémunérations sont en effet différentes selon le statut de l'établissement. Coexistent dans le secteur des EHPAD en France différents statuts : les établissements publics qui représentent environ 51% des EHPAD en 2007, et les établissements privés (49%) (Perrin-Haynes, 2010 [121]).

Concernant les EHPAD publics, les salaires des personnels soignants, fonctionnaires ou non, suivent une grille indiciaire de laquelle la direction ne peut s'écarter. Seule une indemnité de résidence a été prévue pour les infirmiers et les aides-soignants travaillant en régions parisienne ou lyonnaise. Un léger ajustement peut néanmoins être effectué via d'autres primes facultatives versées aux employés ou via une progression indiciaire facilitée¹³.

13. Reynaud et Aude (2009) [126] ont mis en évidence un effet positif de la taille de l'hôpital public sur les salaires du personnel soignant, suggérant ainsi une légère latitude des établissements publics dans la rémunération de leurs salariés. Cet ajustement reste néanmoins fortement contraint relativement à celui des établissements privés.

Les établissements privés ne sont pas soumis à ces grilles indiciaires. Ils peuvent néanmoins être contraints dans la fixation des salaires pour des raisons budgétaires. Tous les EHPAD ont une partie de leurs tarifs (tarif dépendance et tarif soins)¹⁴ qui sont fixés administrativement par le Conseil Général et l'Agence Régionale de Santé (ARS). Concernant le tarif lié à l'hébergement, il est soit également fixé administrativement par le Conseil Général lorsque l'institution est habilitée à recevoir des bénéficiaires de l'aide sociale départementale, soit déterminé librement par l'établissement lorsqu'il n'est pas habilité et n'accueille pas de résidents bénéficiaires de l'aide sociale. 84,9% des EHPAD privés à but non lucratif et 22,5% des EHPAD privés à but lucratif sont habilités à l'aide sociale en 2007 (Perrin-Haynes, 2010 [121]). Parmi eux, certains peuvent néanmoins fixer librement les tarifs hébergement pour leurs résidents non bénéficiaires de l'aide sociale¹⁵; nous les dénommerons dans la suite de cette étude par le terme "habilités à 2 tarifs". Il s'agit principalement d'EHPAD habilités "partiellement" à recevoir des bénéficiaires de l'aide sociale, i.e. pour une partie seulement de leur capacité installée. La liberté de fixation des prix dans les EHPAD privés, et par répercussion des salaires, est donc variable selon que l'établissement est ou non habilité, et, s'il est habilité, selon sa possibilité de fixer librement ses tarifs pour les résidents non bénéficiaires de l'aide sociale. Nous observons ainsi des tarifs moyens journaliers plus élevés pour les établissements privés non habilités (*tableaux 6.4 et 6.5*).

Seuls les établissements non habilités ou habilités "à 2 tarifs" devraient donc pouvoir ajuster librement les salaires de manière à recruter et retenir plus aisément le personnel à un niveau d'encadrement souhaité. *"Afin de limiter le risque de sous effectif et d'augmentation du taux de rotation du personnel, le Groupe Noble Age a [par exemple] mis en place*

14. Le système de tarification actuel des EHPAD repose sur un mécanisme de type "prix de journée". La tarification est ternaire : trois tarifs, correspondant aux trois missions des EHPAD (hébergement, dépendance et soins) sont fixés. Les charges d'exploitation et financières sont réparties entre ces trois catégories selon des clés de répartition légalement imposées. Les charges liées à l'emploi d'infirmiers sont ainsi 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. Les Conseils généraux et les ARS fixent trois tarifs dépendance et trois tarifs soins par établissement, correspondant à trois niveaux de dépendance des résidents. Ils peuvent également fixer le tarif hébergement si l'établissement est habilité à l'aide sociale.

15. Les établissements habilités "totalement" à recevoir des bénéficiaires de l'aide sociale ont en théorie un unique tarif hébergement fixé par le Conseil Général. Ils peuvent toutefois disposer d'un droit d'option afin de déterminer librement les tarifs des résidents non bénéficiaires, s'ils accueillent moins de 50% de bénéficiaires par rapport à leur capacité agréée pendant trois exercices consécutifs (*ordonnance de simplification du droit du 1^{er} décembre 2005*). Cette option n'est néanmoins utilisée que par une minorité d'EHPAD habilités totalement. Les établissements habilités "partiellement" peuvent quant à eux fixer librement les tarifs de leurs résidents non bénéficiaires, sauf s'ils accueillent des bénéficiaires pour plus de la moitié de leur capacité non habilitée (*décret du 3 mai 2006*), ce qui est le cas de quelques EHPAD publics et associatifs. (*Source* : UNIOPSS (2008) [137])

[...] une gestion favorable des rémunérations, une politique de primes pour le personnel"¹⁶. Ces établissements 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. A 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. On s'attendrait donc à un effet positif de la concentration du marché sur les salaires. Un effet inverse peut néanmoins s'observer du côté du marché du travail. Un marché de l'institutionnalisation fortement concentré peut conduire à un pouvoir de monopsonne de l'établissement sur le marché du travail infirmier et aide-soignant. Le pouvoir de monopsonne caractérise le positionnement d'un établissement, seul demandeur sur le marché du travail, qui choisirait de recruter moins d'employés que nécessaire afin de maintenir les salaires à un bas niveau. Ce pouvoir de monopsonne peut s'exercer uniquement si la mobilité de long terme du personnel soignant est limitée et s'il n'y a pas localement de pénurie de ce personnel. Hirsh et Shumacher (1995) [79], à partir de données américaines, observent une absence d'exercice de pouvoir de monopsonne des maisons de retraite. Nous étudions si ce même constat peut être effectué dans le cas français.

Nous distinguons donc dans notre étude quatre types d'EHPAD : les EHPAD publics, les EHPAD privés habilités, les EHPAD privés habilités "à 2 tarifs" et les EHPAD privés non habilités (*tableau 6.2*).

TABLE 6.2 – Récapitulatif : détermination des prix et des salaires en EHPAD

Catégorie d'EHPAD	% d'EHPAD	Salaires	Tarif hébergement	Tarifs dépendance et tarifs soins
EHPAD publics	≈ 51%	grille indiciaire	fixé	fixés
EHPAD privés habilités	≈ 23%	libre (<i>convention collective</i>)	fixé	fixés
EHPAD privés "habilités à 2 tarifs"	≈ 6%	libre (<i>convention collective</i>)	fixé + libre	fixés
EHPAD privés non habilités	≈ 20%	libre (<i>convention collective</i>)	libre	fixés

Source : enquête EHPA 2007 (DREES) - Calculs C.Martin et M.Ramos-Gorand ; données non redressées

16. Source : Rapport financier annuel 2012, Le Noble Age.

Selon la théorie du salaire d'efficience (Shapiro et Stiglitz, 1984 [131]), l'ajustement des salaires peut avoir un effet sur le comportement du personnel soignant. Un salaire élevé peut être *efficient* dans la mesure où il incite le personnel à rester dans l'établissement et permet ainsi de réduire le turnover.

L'objectif de cette étude est d'analyser les causes du turnover et d'évaluer si les difficultés locales de fidélisation engendrent un turnover accru du personnel soignant (*relation 1*). Le cas échéant, nous étudions si ces difficultés peuvent être compensées par un ajustement à la hausse des salaires (*relation 2*), permettant de ce fait une réduction du turnover (*relation 3*). L'enchevêtrement de ces relations est présenté sur la figure 6.3. Nous essayons ainsi d'évaluer dans quelle mesure les contraintes liées aux salaires dans le secteur public, ainsi que celles liées aux prix dans le secteur privé, peuvent être à la source d'un défaut d'ajustement des rémunérations aux difficultés locales et par conséquent d'un turnover important.

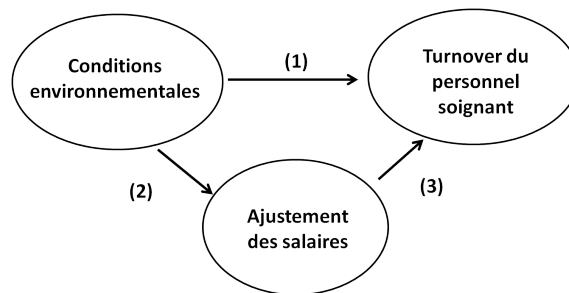


FIGURE 6.3 – Objectif de l'étude : analyse de trois relations

6.3 Littérature existante

Plusieurs ouvrages, écrits par d'anciens salariés du secteur, décrivent l'importance du phénomène de turnover du personnel soignant en EHPAD en France et ses conséquences néfastes en termes de qualité (Némin et Lapart 2011 [112], Réjault 2009 [127]). Néanmoins, aucune étude académique ne s'est interrogée sur ses causes en France.

Certains auteurs américains disposent de cohortes d'infirmiers ou d'aides-soignants suivies sur plusieurs années. Ils peuvent alors étudier les choix de démissions à l'échelle individuelle. Wiener *et al.* (2009) [142] étudient ainsi, par régression en moindres carrés

ordinaires, l'effet du salaire et de l'environnement de marché local sur l'ancienneté des aides-soignants travaillant en maison de retraite. Baughman et Smith (2012) [11] utilisent un modèle de durée pour analyser, pour chaque aide-soignant, les déterminants de la probabilité qu'il quitte à chaque instant l'institution de soins de long terme dans laquelle il travaille. Ces auteurs trouvent un effet modeste du salaire sur la réduction du turnover. Une telle analyse n'est malheureusement pas réalisable dans le cas français puisque nous ne disposons pas de données précises à l'échelle individuelle¹⁷.

Nous effectuons par conséquent une étude des déterminants du turnover à l'échelle de l'établissement, à l'instar de plusieurs études américaines portant sur le secteur des maisons de retraite (Banaszak-Holl et Hines 1996 [8], Anderson *et al.* 1997 [4], Chou *et al.* 2002 [29], Brannon *et al.* 2002 [16], Castle 2005 [20], Castle et Engberg 2006 [21], Temple *et al.* 2009 [136]). Nous testons si les relations empiriquement observées dans ces travaux s'appliquent également au cas français. Nous analysons plus particulièrement le rôle du salaire et des déterminants spatiaux sur le turnover, qui ont peu ou mal été étudiés dans ces études antérieures.

Concernant l'impact du salaire sur le turnover du personnel soignant, Temple *et al.* (2009)[136] observent un impact négatif significatif du salaire sur le turnover infirmier. Ces auteurs ont néanmoins négligé le problème d'endogénéité que peut poser l'intégration d'une telle variable. Des facteurs non observés, tels que le caractère revendicatif du personnel soignant, peuvent être corrélés à la fois au salaire et au turnover. Une relation de simultanéité existe en outre entre le salaire et le turnover puisque ce dernier, en entraînant une diminution de l'ancienneté du personnel, peut permettre une réduction du salaire moyen ("effet de Noria"). Nous utilisons par conséquent dans notre étude une méthode de variables instrumentales pour corriger l'endogénéité du salaire. Cette instrumentation a un double avantage puisqu'elle permet également d'analyser l'effet compensatoire du salaire face aux difficultés locales des établissements.

Comme pour les rémunérations, les variables liées à l'environnement ont été peu ou mal intégrées aux études du turnover du personnel soignant en maison de retraite. Castle et

17. Le répertoire ADELI recense les professionnels de santé actifs et constitue ainsi une base exhaustive des infirmiers travaillant en France. Il permet donc en théorie de reconstituer une partie des trajectoires professionnelles des infirmiers. Cette base est malheureusement incomplète et nous ne pouvons pas l'utiliser pour notre étude. En effet, "*les salariés non hospitaliers semblent de pas s'inscrire systématiquement au répertoire ADELI*", et surtout "*les infirmiers ne sont pas réellement incités à se désinscrire lorsqu'ils cessent leur activité temporairement ou définitivement*" (Barlet et Cavillon, 2011 [9]).

Engberg (2006) [21] ont cherché à mettre en évidence un turnover plus faible du personnel soignant dans les maisons de retraite situées en milieu rural, compte tenu d'opportunités d'embauches moins importantes des infirmiers et des aides-soignants sur ces territoires. Ils observent l'effet inverse, probablement parce qu'ils ont pris en compte la localisation de la maison de retraite et non celle de la commune/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, sources d'insatisfaction. Les variables d'environnement que nous utilisons sont essentiellement calculées à partir du lieu de domicile des salariés ou à l'échelle du bassin de vie.

6.4 Méthodologie

Le turnover du personnel soignant est un phénomène d'ampleur très inégale selon le statut de l'établissement. Il est relativement faible dans les établissements de statut public, alors qu'il n'est pas rare que la totalité du personnel soignant soit annuellement renouvelée au sein des établissements de statut privé¹⁸. Plusieurs raisons peuvent expliquer pourquoi les établissements publics sont moins confrontés à ce phénomène de turnover élevé. D'une part, les EHPAD publics emploient principalement des fonctionnaires¹⁹ qui ne vont quitter l'établissement que s'ils trouvent un autre emploi dans la fonction publique, et qui 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 ; il y aurait de ce fait un effet de sélection. Enfin, bien que cela ne concerne qu'une partie du personnel employé dans les établissements publics, les infirmiers et les aides-soignants non titulaires qui souhaitent intégrer le corps de la fonction publique doivent effectuer un stage de trois ans pour obtenir leur titularisation. Ceci peut avoir un impact à la marge sur le turnover, notamment pour les établissements situés à proximité des centres de formation.

Puisque le phénomène de rotation du personnel soignant semble être d'une nature bien différente entre les établissements publics et privés, nous choisissons d'analyser séparément

18. Les statistiques descriptives concernant la rotation des personnels infirmiers et aides-soignants sont présentées respectivement dans les tableaux 6.4 et 6.5.

19. Selon l'enquête EHPA 2007 (*DREES*), la part des aides-soignants titulaires de la fonction publique au sein des EHPAD publics est de 91,2% ; cette proportion s'élève à 92,4% pour les infirmiers (*calculs C.Martin et M.Ramos-Gorand*).

chacun des deux statuts.

Nous procédons à une analyse en deux étapes. Nous étudions dans un premier temps les déterminants des départs d'infirmiers et d'aides-soignants sans inclure le salaire comme variable explicative. Diverses variables de contrôle relatives à l'établissement, aux conditions d'emploi ainsi qu'à l'environnement de marché local sont intégrées. Dans une deuxième étape, nous ajoutons le salaire moyen des infirmiers et des aides-soignants par établissement, après avoir traité le caractère endogène de cette variable par une méthode de variables instrumentales.

6.4.1 Variables

L'objectif de notre étude est d'expliquer les déterminants du nombre de départs d'infirmiers ($Départ_{Inf}$) et d'aides-soignants ($Départ_{AS}$) travaillant en EHPAD²⁰. Les données ne permettent pas de distinguer les départs volontaires de ceux involontaires (licenciement, fin de contrat). Les départs involontaires sont toutefois rares pour ces deux catégories de personnel travaillant en EHPAD puisque la plupart sont en emplois permanents²¹ : 92,9% des infirmiers et 91,6% des aides soignants dans les EHPAD publics sont en emploi permanent, et ces taux s'élèvent à 94,2% pour les infirmiers et respectivement 92,0% pour les aides-soignants en EHPAD privés²².

Selon que l'on analyse la rotation du personnel soignant dans les établissements publics ou privés, les variables explicatives utilisées ne sont pas toujours les mêmes. Nous précisons, le cas échéant, dans le tableau 6.3 à quelle étude chacune des variables mentionnées ci-dessous est affectée.

A l'instar de plusieurs modèles théoriques (Cohen-Mansfield 1997 [35], Parsons *et al.* 2003 [120]), nous supposons que les départs de personnel soignant sont liés à deux types de facteurs : ceux générant une insatisfaction au travail et ceux influençant la prise de décision de quitter l'établissement. Les sources de l'insatisfaction au travail peuvent être d'une triple nature : conditions d'emploi (dont le salaire), facteurs organisationnels (statut, taille

20. Pour calculer le nombre de départs d'infirmiers et d'aides-soignants de l'établissement dans l'année, nous calculons la différence entre le nombre d'infirmiers et d'aides-soignants présents au 31 décembre 2008 et la totalité de ceux ayant travaillé dans l'établissement au cours de l'année.

21. Les emplois permanents correspondent à des contrats de travail à durée indéterminée (CDI) dans le secteur privé, et à des CDI ou des postes de fonctionnaires titulaires dans le secteur public.

22. Source : enquête EHPA 2007 (DREES) - Calculs C.Martin et M.Ramos-Gorand ; échantillon de 5 052 EHPAD.

de l'établissement, etc.) et caractéristiques personnelles du salarié. Les sources environnementales liées au marché local du travail ne surviennent quant à elles qu'au moment de la prise de décision de quitter l'établissement. Ces relations sont schématisées sur la figure 6.4. Certaines causalités ne sont pas univoques : des conditions environnementales propices aux départs d'infirmiers et d'aides-soignants peuvent être en partie compensées par une amélioration des conditions d'emploi offertes par l'employeur. Nous présentons en détail ci-dessous les variables utilisées pour étudier empiriquement chacune de ces relations.

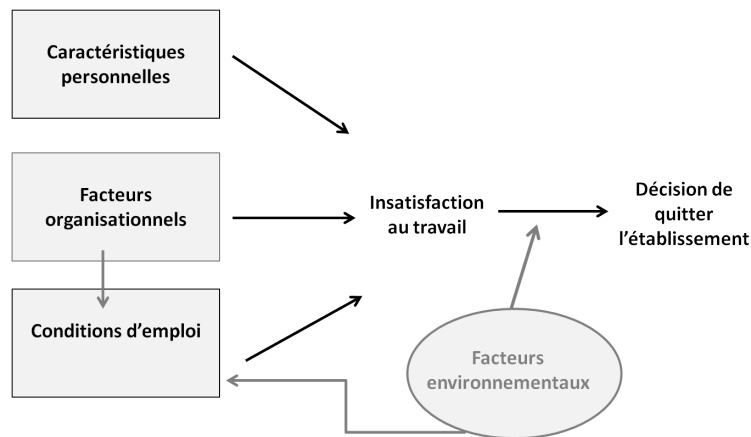


FIGURE 6.4 – Les déterminants du turnover du personnel soignant en EHPAD

Caractéristiques personnelles des infirmiers et des aides-soignants. Plus le trajet domicile-travail des employés est long, plus leur insatisfaction au travail peut être grande. Nous calculons pour chaque infirmier et aide-soignant la distance par la route séparant leur commune de travail de celle de leur domicile. Une distance moyenne des infirmiers et des aides-soignants est ensuite calculée par établissement ($DistanceMoy_{Inf}$ et $DistanceMoy_{AS}$). Puisque l'effet de cette variable n'est sans doute pas linéaire sur l'insatisfaction au travail, nous la catégorisons en quatre modalités : distance moyenne inférieure à 5 km, comprise entre 5 et 10 km, entre 10 et 20 km et supérieure à 20 km. Nous ajoutons la proportion d'hommes infirmiers et aides-soignants dans l'établissement ($\%Hommes_{Inf}$ et $\%Hommes_{AS}$), ainsi qu'une variable d'âge moyen du personnel infirmier et aide-soignant ($AgeMoy_{Inf}$ et $AgeMoy_{AS}$) déclinée en plusieurs catégories : âge moyen inférieur à 35 ans, compris entre 35 et 40 ans, entre 40 et 45 ans, entre 45 et 50 ans, et supérieur à 50 ans. A partir de données américaines, Wiener *et al.* (2009) [142] ont montré que les aides-soignants jeunes ou âgées pouvaient être plus mobiles que les aides-soignants d'âge intermédiaire. Concernant les infirmiers, Barlet et Cavillon (2011) [9] montrent que

leur probabilité de changer de secteur d'activité est fortement décroissante avec l'âge en France. On peut donc s'attendre à un effet négatif ou non linéaire de cette variable d'âge sur le turnover.

Conditions d'emploi. Diverses sources d'insatisfaction sont liées aux conditions d'emploi et peuvent, de ce fait, constituer des leviers d'action pour des directeurs d'EHPAD qui souhaiteraient réduire les taux de rotation du personnel dans leur établissement (Anderson *et al.* 1997 [4]). Parmi ces facteurs, le salaire peut jouer un rôle non négligeable dans la satisfaction de l'employé. Nous intégrons les logarithmes des salaires nets moyens des infirmiers (w_{Inf}) et des aides-soignants (w_{AS}) par établissement après traitement de leur endogénéité par une méthode de variables instrumentales. D'autres variables liées aux conditions d'emploi peuvent avoir un impact sur la satisfaction des employés et leur turnover : s'ils ont la possibilité ou non de travailler la nuit (variables binaires $Nuit_{Inf}$ et $Nuit_{AS}$), s'ils disposent d'un contrat permanent (proportion de fonctionnaires ou d'employés en CDI : $\%perm_{Inf}$ et $\%perm_{AS}$) et, pour les EHPAD publics, s'ils sont fonctionnaires (proportion de fonctionnaires parmi le personnel en CDI : $\%FP/perm_{Inf}$ et $\%FP/perm_{AS}$). Nous attendons un effet négatif de ces variables sur le turnover. Enfin, la qualité de la prise en charge peut également avoir un impact sur la satisfaction du personnel (Irvine et Evans, 1995 [83]). Nous choisissons d'inclure comme variable de qualité le taux d'encadrement en personnel (hors employés administratifs et services généraux) de l'EHPAD. 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 GIR des résidents²³. Nous utilisons pour cela les normes présentes dans le secteur de la prise en charge à domicile, qui permettent de calculer des équivalents temps plein (ETP) journaliers de personnel nécessaires à chaque personne âgée. Ce calcul d'ETP s'effectue en fonction du groupe GIR attribué à l'individu²⁴ : une personne en GIR 1 a ainsi besoin quotidiennement de 1 ETP, en GIR 2 de 0,84, en GIR 3 de 0,66, en GIR 4 de 0,42, en GIR 5 de 0,25 et enfin en GIR 6 de 0,07 ETP (Ratte et Imbaud, 2011 [125]). Nous rapportons ensuite l'encadrement effectif (N) à cet encadrement théorique calculé : N/N^* . Plusieurs études ont montré que le taux d'encadrement pouvait avoir un impact important sur le taux de turnover au sein des maisons de retraite aux Etats-Unis (Temple *et al.* 2009 [136], Castle et Engberg 2006 [21],

23. La mesure de la dépendance en EHPAD est définie par une grille nationale *AGGIR*, permettant de classer les individus dans six groupes iso-ressources (*GIR*) selon les activités qu'ils parviennent ou non à faire seuls, des individus les plus dépendants (*GIR 1*) aux moins dépendants (*GIR 6*).

24. Il s'agit des ratios d'encadrement préconisés par le Plan Solidarité Grand Age 2007-2012.

Anderson *et al.* 1997 [4], Wiener *et al.* 2009 [142], Donoghue et Castle 2007 [42], Banaszak-Holl et Hines 1996 [8], Chou *et al.* 2002 [29]). Certains auteurs mentionnent néanmoins le problème d'endogénéité que peut poser l'intégration de cette variable (Harrington et Swan 2003 [77], Kash *et al.* 2006 [88]). Comme pour le salaire, la relation de causalité peut là aussi être à double sens : un fort turnover peut engendrer des difficultés de remplacement et un taux d'encadrement temporairement plus faible. Puisque nous calculons le taux d'encadrement (N/N^*) à partir de l'ensemble du personnel de l'établissement au contact des résidents, et non pas uniquement des infirmiers et des aides-soignants, nous pouvons néanmoins faire l'hypothèse que cette variable n'est pas sujette à endogénéité dans notre modélisation.

Facteurs organisationnels. Certains facteurs propres à la structure de l'établissement peuvent avoir des impacts sur le turnover du personnel : de manière indirecte via leurs effets sur les conditions d'emploi (Temple *et al.*, 2009[136]) mais également de manière directe. Plusieurs études américaines ont ainsi montré que les établissements privés à but lucratif étaient confrontés à un turnover plus important (Castle et Engberg 2006 [21], Brannon *et al.* 2002 [16], Banaszak-Holl et Hines 1996 [8], Wiener *et al.* 2009 [142], Harrington et Swan 2003 [77], Anderson *et al.* 1997 [4]); nous intégrons donc une variable binaire indiquant si l'établissement est de statut privé lucratif ou non lucratif (*STATUT*). Nous intégrons également le nombre d'établissements appartenant au groupe juridique de l'EHPAD étudié (*GROUPE*). Puisque l'effet de cette variable n'est probablement pas linéaire, nous la catégorisons en trois modalités : inférieure à 5 établissements, entre 5 et 20, et supérieure à 20. A l'instar de Castle (2005) [20] et de Brannon *et al.* (2002) [16], nous attendons un effet positif de cette variable sur le turnover. Nous cherchons à étudier si, comme le dénoncent certains anciens professionnels du secteur, les grands groupes privés de maisons de retraite peuvent avoir des comportements de rognage sur les coûts pouvant dégrader la qualité (Réjault 2009 [127], Nénin et Lapart 2011 [112]) et engendrant de ce fait une insatisfaction accrue du personnel soignant. La taille de l'établissement, i.e. le nombre de lits installés (*NLits*), semble avoir un effet plus indéterminé sur le turnover : si Castle [20] 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) [142] n'obtiennent pas d'effet significatif de la taille sur l'ancienneté des aides-soignants. Nous ajoutons également une variable correspondant aux degrés de dépendance des résidents, le GIR moyen pondéré de

l'établissement (GMP), calculé comme le ratio de N^* (besoins théoriques d'encadrement) multiplié par 1000 sur le nombre total de résidents, ainsi qu'une variable binaire indiquant si le directeur est présent depuis plus de deux ans dans l'établissement ($Dir2ans$). A l'instar de Castle (2005) [20], nous nous attendons à ce qu'une plus grande stabilité du personnel de direction engendre un moindre turnover, et ce pour les trois raisons mentionnées par l'auteur : une forte rotation du personnel de direction a une influence déstabilisante sur l'organisation, génère un comportement de désengagement du personnel soignant vis à vis de l'institution, et enfin conduit à une dégradation de la qualité qui augmente de ce fait l'insatisfaction du personnel en place.

Facteurs environnementaux. Nous cherchons à mettre en évidence les facteurs liés à l'environnement local qui peuvent expliquer une variabilité spatiale des taux de turnover entre établissements et/ou qui peuvent être compensés par une hausse du salaire. La présence d'opportunités d'embauches extérieures peut inciter un employé non pleinement satisfait de son emploi à le quitter. Pour un infirmier ou un aide-soignant travaillant en maison de retraite, ces opportunités peuvent être de trois types : substitution sectorielle vers l'hôpital, embauche par un EHPAD concurrent dans une même zone géographique et substitution géographique et/ou sectorielle vers un autre bassin de vie.

Nous intégrons donc des variables permettant d'approcher ces trois types d'opportunités. Nous calculons tout d'abord des *coefficients de Huff* (cf. encadré 2) pour mesurer l'attraction exercée par la présence proche d'un hôpital sur chaque infirmier et chaque aide-soignant travaillant dans l'EHPAD ($Hosp_{Inf}$ et $Hosp_{AS}$). Nous attendons un effet fortement positif de cette variable sur le taux de turnover du personnel soignant. Concernant les possibilités d'embauches dans un autre EHPA (Etablissement d'Hébergement pour Personnes Agées)²⁵ de la même zone géographique, nous supposons que celles-ci sont négativement corrélées avec l'indice de concentration d'Herfindhal²⁶ (HHI_{EHPA}) du bassin de vie de l'EHPAD. Nous utilisons pour calculer cet indice la part de marché en termes de personnel, i.e. la part du besoin d'encadrement (N^*) que représente l'établissement par rapport aux besoins des autres EHPA. L'indice d'Herfindhal est alors calculé de la ma-

25. Les EHPA regroupent les EHPAD, mais également les unités de soins de longue durée (USLD), ou encore des établissements non médicalisés tels que les logements-foyers accueillant des personnes âgées non dépendantes.

26. L'indice d'Herfindhal-Hirschmann (HHI , *Herfindhal-Hirschmann Index*) d'une zone géographique donnée correspond à la somme des parts de marché au carré de tous les établissements du secteur considéré : $HHI = \sum_{i=1}^n s_i^2$, avec s_i la part de marché de l'établissement i et n le nombre total d'établissements dans la zone donnée. Plus l'indice est élevé, plus la production du service est concentrée.

nière suivante : $HHI_{EHPA} = \sum_i^n s_i^2$, avec $s_i = \frac{N_i^*}{\sum_i^n N_i^*}$ et n le nombre d'EHPA i dans le bassin de vie. L'intégration de cette variable de concurrence nous permet également d'analyser l'effet de la concentration sur les salaires et la pratique d'un éventuel pouvoir de monopsonne des établissements sur le marché du travail. Nous ajoutons enfin une variable de présence du personnel soignant dans le bassin de vie, caractérisée par le nombre d'infirmiers (ou respectivement d'aides-soignants) domiciliés dans le bassin de vie que l'on rapporte à la population ($\%Inf/pop_{BV}$ et $\%AS/pop_{BV}$). Nous nous attendons à un effet négatif de cette variable sur le turnover, ou autrement dit à un effet positif de la pénurie de personnel soignant sur le turnover.

Une variable binaire indiquant si l'établissement est localisé ou non en région parisienne (*Reg.parisienne*) est également intégrée afin de tenir compte des spécificités de cette région et notamment du turnover éventuellement plus élevé non expliqué par les variables précédemment mentionnées.

Encadré 2 : coefficient de Huff

Le modèle de Huff est un modèle gravitaire couramment utilisé en géographie (Pumain et Saint-Julien, 2010 [123]). Nous l’employons dans cette étude pour mesurer l’attraction exercée par les hôpitaux 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 correspondants (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 :

$$A_{ij} = \frac{Postes_j}{D_{ij}^2}$$

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 et 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 en 1964 [80], en effectuant la somme de tous les indicateurs d’attraction A_{ij} . 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 :

$$PR_i = \sum_j A_{ij}$$

Notre étude étant réalisée à l’échelle de l’établissement, nous utilisons la moyenne par établissement des attractions exercées par les hôpitaux sur chacun des salariés afin d’évaluer l’éventuelle substitution sectorielle entre les postes en EHPAD et ceux en hôpital.

TABLE 6.3 – Récapitulatif des variables explicatives utilisées et de leurs effets observés sur le turnover dans la littérature anglo-saxonne

Variables	Effets observés dans la littérature		Effets attendus :	
	Auteurs	Variables utilisées	Effets	turnover ? salaires ?
Caract. personnelles				
<i>Distance</i> Moy	- Wiener <i>et al.</i> [142]	Variable discrète (AS)	- turnover AS si [30-45]	+ ?
<i>Age</i> Moy	-			- +
%Hommes	-			? ?
Conditions d'emploi				
<i>w</i>	Temple <i>et al.</i> [136] Kash <i>et al.</i> [88] Wiener <i>et al.</i> [142]	salaires moyen AS/étab. salaires moyen AS et INF/étab. salaires individuel AS	- turnover AS - turnover AS ; 0 turnover INF + ancienneté AS	-
<i>Nuit</i>	-			- +
%perm	- Temple <i>et al.</i> [136]	ETP (INF+AS)/résidents	- turnover AS	? ?
N/N*	Wiener <i>et al.</i> [142] Wiener <i>et al.</i> [142]	ETP AS/résidents ETP INF/résidents	0 ancienneté AS 0 ancienneté AS	-
	Castle et Engberg [21] Castle et Engberg [21]	ETP INF/résidents ETP AS/résidents	+ turnover global (AS+INF) - turnover global (AS+INF)	
	Anderson <i>et al.</i> [4] Banaszak-Holl et Hines [8]	ETP (INF+AS)/résidents ETP (INF+AS)/résidents	- turnover AS 0 turnover AS	
	Donoghue et Castle [42] Donoghue et Castle [42]	ETP INF/résidents ETP AS/résidents	- turnover INF - turnover INF ; - turnover AS	
Organisation				
STATUT : Privé BL				
	Castle et Engberg [21] Wiener <i>et al.</i> [142]	variable dichotomique variable dichotomique	+ turnover global (AS+INF) 0 ancienneté AS	+ ?
	Banaszak-Holl et Hines [8] Brannon <i>et al.</i> [16]	variable dichotomique variable dichotomique	+ turnover AS + turnover AS	
GROUPE	Anderson <i>et al.</i> [4] Castle et Engberg [21] Brannon <i>et al.</i> [16]	variable dichotomique variable dichotomique variable dichotomique	+ turnover AS ; + turnover INF + turnover global (AS+INF) + turnover AS	+ ?
NLits	Castle [20] Castle [20]	variable dichotomique variable dichotomique	+ turnover AS ; + turnover INF + turnover AS ; + turnover INF	? ?
	Castle et Engberg [21] Wiener [142]	Nombre de lits Nombre de lits	+ turnover AS ; + turnover INF + turnover global (AS+INF)	
GMP	Castle et Engberg [21] Castle [20]	>100 lits ? ADL Score turnover du directeur	0 ancienneté AS 0 turnover global (AS+INF) + turnover AS ; + turnover INF	? ? ? ?
Dir2ans				
Environnement				
<i>Hosp</i>	- Wiener <i>et al.</i> [142]	N.établissements/comté	0 ancienneté AS	+ +
<i>HHI_{EHPA}</i>	-			- -
%Inf/popBV, %AS/popBV	-			- -
<i>Reg.parisienne</i>	-			+ +

AS : Aides-soignants ; INF : infirmiers ; - effet négatif significatif, + effet positif significatif ; 0 : pas d'effet significatif ; ETP : équivalents temps plein

6.4.2 Méthodes d'estimation

Nous avons représenté sur la figure 6.5 les fréquences des départs d'infirmiers et d'aides-soignants par établissement. Nous observons une prépondérance de nombres faibles voire nuls de départs. Compte tenu de ce constat, ainsi que de la nature discrète de cette variable, l'application d'une méthode de régression linéaire ne semble pas adaptée. Nous préférons utiliser une méthode d'estimation non linéaire, la régression négative binomiale.

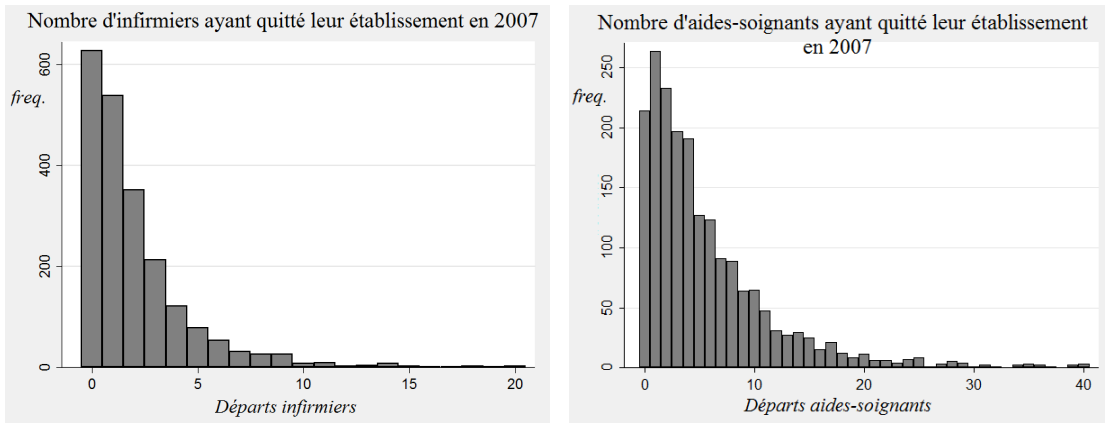


FIGURE 6.5 – Fréquences du nombre de départs d'infirmiers et d'aides-soignants par établissement

Cette méthode est une extension du modèle de régression de Poisson, pour lequel nous supposons qu'une variable dépendante Y suit la loi de probabilité suivante pour l'observation i :

$$Pr(Y_i = y_i | x_i) = \frac{e^{-\lambda_i} \lambda_i^{y_i}}{y_i!} \quad (6.1)$$

avec x_i : régresseurs du modèle, et λ_i : paramètre de la loi de Poisson. Nous faisons également l'hypothèse, dans le cadre d'une modélisation de Poisson, que le dénombrement Y_i présente une moyenne conditionnelle de forme exponentielle afin de s'assurer qu'elle soit non négative. Nous obtenons ainsi la valeur de λ_i :

$$\lambda_i = E(Y_i | x_i) = e^{(x_i' \beta)} \quad (6.2)$$

Par substitution de cette valeur dans l'expression (6.1), nous obtenons la densité conditionnelle pour la i^{ieme} observation :

$$Pr(Y_i = y_i | x_i) = \frac{e^{-e^{(x_i' \beta)}} e^{(x_i' \beta) y_i}}{y_i!} \quad (6.3)$$

Nous pouvons ainsi estimer les paramètres β par maximisation de la fonction de log-vraisemblance qui s'écrit comme suit :

$$\ln L_\beta = \sum_{i=1}^n (-e^{(x'_i \beta)} + y_i x'_i \beta - \ln(y_i!)) \quad (6.4)$$

Nous obtenons les conditions de premier ordre suivantes :

$$\frac{\partial \ln L_\beta}{\partial \beta} = \sum_{i=1}^n (-e^{(x'_i \beta)} x_i + y_i x_i) \quad (6.5)$$

La solution de $\hat{\beta}$ n'est pas explicite. Une méthode d'optimisation itérative (méthode de Newton-Raphson) doit être utilisée²⁷.

Une des propriétés fondamentales de la loi de Poisson, appelée *propriété d'équidispersion*, réside dans l'égalité de l'espérance et de la variance. Il est néanmoins fréquent que la variance conditionnelle soit plus élevée que l'espérance conditionnelle en raison d'une hétérogénéité non observée. Lorsque l'on est ainsi dans une situation de *surdispersion*, les coefficients β obtenus par la régression de Poisson sont convergents mais les écarts-types sont en revanche biaisés. Nous préférons donc opter pour une régression binomiale négative, proche du modèle de régression de Poisson, mais qui n'impose pas cette forte contrainte d'équidispersion. Nous remplaçons le paramètre λ_i par $\lambda_i * v_i$, avec v_i une variable aléatoire suivant une loi de probabilité Gamma : $v_i \sim \text{Gamma}(1, \alpha)$. La variable dépendante Y suit toujours une loi de Poisson : $Y \sim \text{Poisson}(\lambda_i v_i)$. Il est alors aisé de démontrer que l'espérance conditionnelle de Y est toujours égale à la valeur du paramètre λ_i ²⁸. La variance conditionnelle peut en revanche être plus élevée que l'espérance conditionnelle puisqu'elle est désormais égale à $\alpha^2 \lambda^2$ ²⁹. Nous obtenons alors la loi de probabilité suivante pour l'observation i :

$$\Pr(Y_i = y_i | \lambda_i, \alpha) = \frac{\Gamma(\alpha^{-1} + y_i)}{\Gamma(\alpha^{-1})\Gamma(y_i + 1)} \left(\frac{\alpha^{-1}}{\alpha^{-1} + \lambda_i}\right)^{\alpha^{-1}} \left(\frac{\lambda_i}{\lambda_i + \alpha^{-1}}\right)^{y_i} \quad (6.6)$$

Puisque la formulation exponentielle de l'espérance conditionnelle de $E(Y_i | x_i) = e^{x'_i \beta}$ et l'égalité $\lambda_i = E(Y_i | x_i)$ sont conservées, il est possible de substituer, dans l'expression de la probabilité conditionnelle (6.6), λ_i par β et par les valeurs observées des variables explicatives x_i . Nous pouvons ainsi de nouveau écrire la log-vraisemblance en fonction de β ,

27. Cette méthode d'optimisation est programmée et directement utilisable dans Stata 11.

28. Preuve : $E(Y|\lambda, \alpha) = E(\lambda v) = \lambda E(v) = \lambda.1 = \lambda$

29. Preuve : $V(Y|\lambda, \alpha) = V(\lambda v) = \lambda^2.V(v) = \lambda^2 \alpha^2$

comme précédemment pour la loi de Poisson.

Les coefficients β obtenus doivent être interprétés, non pas comme des effets marginaux constants pour l'ensemble de l'échantillon, mais comme des semi-élasticités :

$$\frac{\partial E(Y|x)}{\partial x} = \beta e^{x'\beta} \Leftrightarrow \beta = \frac{\partial E(Y|x)}{\partial x} \frac{1}{E(Y|x)}$$

Lorsque les variables explicatives sont sous forme logarithmique, ce qui est le cas du salaire dans notre modélisation, nous pouvons alors raisonner en termes d'élasticité. Soit $x = \log(w)$, alors :

$$\frac{\partial E(Y|x)}{\partial w} = \frac{\partial E(Y|x)}{\partial x} \cdot \frac{\partial x}{\partial w} = \beta e^{x'\beta} \frac{1}{w} \Leftrightarrow \beta = \frac{\partial E(Y|x)}{\partial w} \frac{w}{E(Y|x)}$$

Notre variable de dénombrement ($Départs_{Inf}$ ou $Départs_{AS}$) est certainement proportionnelle au nombre d'infirmiers ($N.Inf$) ou respectivement d'aides-soignants ($N.AS$) travaillant dans l'EHPAD. Nous intégrons donc dans notre modélisation le logarithme du nombre total d'infirmiers ou d'aides-soignants, en imposant une contrainte de coefficient égal à 1. L'espérance conditionnelle est alors fonction du nombre d'employés, par exemple pour l'analyse du turnover infirmier : $E(Y_i|x_i) = e^{x_i'\beta + 1 \cdot \ln(N.Inf_i)}$; si la variable $N.Inf$ est multipliée par une constante c , l'espérance conditionnelle le sera également :

$$E(Y_i|x_i) = e^{x_i'\beta + \ln(cN.Inf_i)} = e^{x_i'\beta + \ln c + \ln(N.Inf_i)} = c e^{x_i'\beta + \ln(N.Inf_i)} = c \lambda_i$$

6.4.3 Instrumentation de la variable de salaire

La variable de salaire est probablement endogène, et ce à double titre. D'une part, il y a certainement des variables omises dans notre modèle, notamment les caractéristiques du personnel soignant (niveaux de qualification, d'expérience, personnalités revendicatives) qui peuvent expliquer à la fois leur turnover mais également leur salaire. Ces variables omises se retrouvent donc dans le résidu de l'équation estimée, alors corrélé aux variables explicatives. D'autre part, comme le mentionnent Temple *et al.* (2009) [136], il peut exister une simultanéité entre le turnover du personnel soignant et leur rémunération : un fort turnover réduit l'ancienneté moyenne du personnel et diminue de ce fait la fréquence des avancements de salaires. Nous choisissons donc de traiter l'endogénéité du salaire par une méthode de variables instrumentales. Nous procédons en deux étapes.

La variable endogène de salaire est tout d'abord régressée sur l'ensemble des variables exogènes du modèle ainsi que sur des instruments exclus ; cette estimation permet d'obtenir une prédiction de la variable de salaire conservant uniquement l'information corrélée aux instruments. Les instruments choisis sont pour la plupart différents selon le statut de l'établissement.

Concernant les établissements privés, nous prenons comme instruments exclus une variable catégorielle indiquant si l'établissement est habilité à l'aide sociale ($Habi=1$), s'il est habilité mais qu'il fixe librement ses tarifs pour les résidents non bénéficiaires de l'aide sociale ($Habi=2tarifs$), ou s'il n'est pas habilité ($Habi=0$). Nous ajoutons des variables d'interaction entre ces instruments et les variables environnementales : $Hosp_{Inf}$ (ou $Hosp_{AS}$), HHI_{EHPA} et $\%Inf/pop_{BV}$ (ou $\%AS/pop_{BV}$). Une variable du taux d'occupation moyen des établissements privés par bassin de vie est aussi intégrée ($TauxOcc$) ; cette variable reflète le degré concurrentiel par bassin de vie des EHPAD privés sur le marché des résidents. 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 plus limitée. Puisque les tarifs soins et dépendance sont déterminés par les autorités de tutelle quel que soit le statut de l'établissement, nous ajoutons une variable mesurant la générosité des départements dans la fixation de ces tarifs ; nous prenons pour cela la moyenne des tarifs dépendance pour les résidents de GIR 3-4 par département ($TarifMoyDep$).

Concernant l'instrumentation des salaires infirmier et aide-soignant dans les établissements publics, nous choisissons d'intégrer comme instrument le tarif journalier global de l'établissement ($Tarif$). Puisque ce tarif est fixé administrativement par le Conseil Général et l'ARS, l'hypothèse d'exogénéité paraît probable, ce que nous vérifions par tests statistiques.

Nous ajoutons à toutes ces régressions la variable d'ancienneté de l'établissement ($AN-CET$) comme instrument exclu, ainsi que la part des cadres infirmiers ($\%cadres_{Inf}$) pour instrumenter le salaire infirmier.

L'intégration dans une deuxième étape de la variable de salaire transformée dans la régression négative binomiale permet d'obtenir des estimateurs non biaisés (Lollivier 2002 [98], Cameron et Trivedi 2009 [19]). Afin d'améliorer l'efficacité de ces estimateurs, nous déterminons les écarts-types par une technique de bootstrap.

6.5 Données

Deux échantillons de tailles différentes sont utilisés dans cette étude : nous disposons d'un échantillon de 2 115 EHPAD pour l'étude du turnover infirmier et d'un autre échantillon de 1 951 EHPAD pour l'étude du turnover des aides-soignants³⁰.

Les données sur les départs d'infirmiers et d'aides-soignants proviennent de l'enquête DADS 2008 (Déclaration annuelle de données sociales) de l'INSEE. Les établissements fournissent annuellement des informations relatives à chacun de leurs salariés (salaire net, ETP, âge, type de contrat). Seuls les employés disposant d'un contrat de travail ont été pris en compte ; nous avons donc exclu de la base les étudiants stagiaires, ainsi que le personnel intérimaire. Les données DADS permettent également d'avoir des informations précises quant au lieu de résidence de chaque employé, ce qui constitue un véritable atout pour ce type d'étude. Nous avons ainsi pu construire des variables de distance moyenne entre l'établissement et les lieux de résidence du personnel soignant, ainsi que des coefficients de Huff évaluant l'attraction des hôpitaux relativement à leur distance les séparant du domicile de chaque infirmier et de chaque aide-soignant. Les distances ont été calculées par le logiciel *Odomatrix*. La distance entre deux communes correspond à une distance en kilomètres par la route entre les chefs-lieux (i.e. souvent les mairies) des communes. Enfin, toujours à partir de ces lieux de résidence, le calcul des ratios d'infirmiers et d'aides-soignants résidant dans le bassin de vie sur la population de ce bassin de vie nous permet de disposer de proxys pertinents de la pénurie locale de chaque profession.

Les autres variables de notre modèle, correspondant aux caractéristiques de l'établissement et aux conditions d'emploi, nous sont renseignées par l'enquête EHPA 2007 (*DREES*). Cette enquête exhaustive est réalisée tous les quatre ans auprès de tous les établissements hébergeant des personnes âgées. Nous avons retiré de la base les établissements pour lesquels nous ne disposons pas d'information sur les variables intégrées dans le modèle. Afin de différencier les EHPAD selon leur mode de régulation tarifaire (habilité, non habilité, habilité "à 2 tarifs"), nous utilisons les variables de tarif habilité et non habilité renseignées dans l'enquête EHPA ; ont ainsi été supprimés les établissements sans information sur ces tarifs. Enfin, nous avons retiré de notre échantillon les EHPAD indiquant n'employer aucun infirmier, y compris pour l'analyse du turnover des aides-soignants, puisqu'il s'agit probablement de cas particuliers. Les établissements n'employant aucun aide-soignant n'ont en

30. 1 912 établissements sont communs à ces deux échantillons. Nous ne disposons pas pour les établissements restants de toutes les informations nécessaires, soit sur les infirmiers, soit sur les aides-soignants.

revanche pas été supprimés des régressions concernant les départs d'infirmiers puisqu'il n'est pas rare que des EHPAD substituent totalement des aides médico-psychologiques (AMP) aux aides-soignants. Une extraction de la base FINESS (2007) nous a permis de disposer des codes communes des établissements nécessaires pour construire l'indicateur de concurrence (HHI_{EHPA}), ainsi que les variables de distance domicile-travail de chaque employé décrites à la section 6.4.1.

Nous présentons dans les tableaux 6.4 et 6.5 les statistiques descriptives de chacune des variables utilisées dans chaque estimation (départs d'infirmiers ou d'aides-soignants) en fonction du statut de l'établissement : public, privé habilité, privé non habilité et privé habilité "à 2 tarifs".

Nous observons des taux de turnover bien plus élevés dans le secteur privé que dans le secteur public, ce qui confirme la nécessité d'effectuer une étude séparée pour chacun de ces secteurs. Concernant les variables d'environnement, nous observons également de fortes différences entre les deux secteurs : l'attrait géographique des hôpitaux (coefficients de Huff) semble moins élevé pour le personnel travaillant dans le secteur public et les degrés concurrentiels des bassins de vie dans lesquels les EHPAD publics sont situés sont également moins importants. Ceci peut s'expliquer par une plus forte ruralité des territoires au sein desquels sont localisés les EHPAD publics. Dans ces territoires, les ratios d'infirmiers/population sont plus faibles relativement aux bassins de vie dans lesquels sont localisés les établissements privés. En revanche, les ratios d'aides-soignants/population sont quant à eux plus élevés, ces professions à plus faibles revenus étant probablement plus fréquemment domiciliées dans les zones rurales. Concernant les caractéristiques de l'établissement (GMP, nombre de lits, etc.), nous observons peu de disparités entre les statuts, hormis pour l'ancienneté de l'établissement qui est plus élevée pour les EHPAD publics. Les EHPAD privés non habilités ou habilités "à 2 tarifs" sont plus souvent regroupés dans des chaînes d'EHPAD³¹ que les établissements privés habilités. Les tarifs sont de manière non surprenante décroissants avec le degré de régulation de l'établissement (i.e. du moins régulé au plus régulé : privé non habilité, habilité "à 2 tarifs", habilité et public). Cette

31. La variable *GROUPE* a été construite à partir des numéros *Finess juridique* des établissements repérés dans EHPA 2007 (*DREES*). Cette variable n'est pas parfaitement appropriée, puisque lorsque la société-mère n'a pas d'activité médico-sociale ou sociale, il ne lui est pas attribué de numéro *Finess*. Ses filiales apparaissent alors comme juridiquement indépendantes. Le nombre d'établissements liés à chaque EHPAD est donc sous-estimé. Les résultats d'estimation de cette variable doivent par conséquent être interprétés avec prudence.

progression du tarif ne semble pas en revanche être expliquée par une quelconque variabilité des salaires.

Concernant les différences observées entre les deux professions, l'âge moyen des aides-soignants est relativement plus faible que celui des infirmiers. La distance domicile-travail est également moins importante pour les aides-soignants : leur distance moyenne parcourue n'est supérieure à 20 km que dans 3% des établissements étudiés. Enfin, la possibilité de travailler de nuit est beaucoup plus fréquente pour les aides-soignants que pour les infirmiers : seuls 5% des établissements de notre échantillon emploient des infirmiers de nuit.

6.6 Résultats

6.6.1 Effets des facteurs environnementaux sur la rotation du personnel soignant (sans intégration du salaire)

Nous présentons dans le tableau 6.6 les résultats d'estimation des régressions négatives binomiales, dans un premier temps sans intégration du salaire. Le paramètre α estimé est significativement positif, ce qui confirme la *surdispersion* de nos échantillons et la pertinence d'utiliser un modèle négatif binomial plutôt qu'une régression de Poisson. Nous observons des différences entre les régressions selon le statut de l'établissement, mais également selon la profession d'infirmier ou d'aide-soignant, à l'instar des travaux de Castle et Engberg (2006) [21]³².

Concernant tout d'abord les variables liées aux conditions d'emploi : plus l'encadrement est important, plus les aides-soignants restent dans l'établissement, notamment dans les EHPAD publics. Ils sont ainsi un peu plus sensibles que les infirmiers à la dégradation de la qualité puisqu'ils sont peut-être plus touchés par la charge de travail supplémentaire générée par un sous-effectif. Le travail de nuit n'a pas d'effet sur la fidélisation du personnel. Quant à la proportion d'employés sous contrats permanents, ainsi que celle des fonctionnaires parmi les contrats permanents en EHPAD publics, elles réduisent fortement le turnover.

Les variables d'âge et de distance ont des effets différents selon la catégorie de personnel. L'âge moyen des aides-soignants a un effet fortement négatif et décroissant sur le nombre de leurs départs ; cette variable n'a en revanche que peu d'incidence sur les départs d'infirmiers.

32. Le coefficient de corrélation entre les taux de turnover infirmier et aide-soignant n'est que de 0,3921 avec une p-value égale à 0 (*calcul réalisé sur un sous-échantillon de 1 912 établissements pour lesquels nous détenons des informations sur les personnels de ces deux professions*).

TABLE 6.4 – Statistiques descriptives - Etude des départs d'infirmiers

Variables	Public	Privé habilité	Pr. hab. 2 tarifs	Privé non hab.	Total
	Moy. (σ^2)	Moy. (σ^2)	Moy. (σ^2)	Moy. (σ^2)	Moy. (σ^2)
Départs _{Inf}	1,34 (2,66)	2,20 (2,57)	3,12 (3,43)	3,57 (3,91)	2,10 (3,03)
N.Inf	5,58 (15,30)	4,55 (3,09)	4,39 (2,00)	4,26 (2,56)	4,95 (10,40)
Turnover _{Inf}	0,291 (0,39)	0,577 (0,74)	0,791 (1,07)	0,958 (1,53)	0,525 (0,86)
%Inf/pop _{EBV}	0,696 (0,262)	0,749 (0,244)	0,750 (0,213)	0,743 (0,197)	0,725 (0,245)
Hosp _{Inf}	159 (307)	426 (652)	468 (532)	530 (752)	327 (560)
HHI _{EHPA}	0,393 (0,318)	0,233 (0,271)	0,160 (0,224)	0,157 (0,207)	0,287 (0,298)
GMP	629 (91,5)	630 (102,0)	663 (95,0)	666 (106,0)	637 (98,7)
NLits	78,2 (37,8)	75,0 (30,2)	75,6 (23,5)	73,2 (26,0)	76,2 (32,9)
%perm _{Inf}	0,867 (0,190)	0,938 (0,141)	0,948 (0,116)	0,956 (0,115)	0,910 (0,164)
%FP/perm _{Inf}	0,844 (0,244)	-	-	-	-
w _{Inf}	25 476 (3 397)	25 231 (2 551)	25 812 (2 961)	25 302 (3 166)	25 392 (3 073)
%Hommes _{Inf}	0,053 (0,128)	0,056 (0,142)	0,078 (0,165)	0,088 (0,192)	0,061 (0,147)
ANCET	51,5 (37,2)	41,1 (32,1)	27,7 (25,6)	24,7 (27,4)	42,2 (34,9)
%cadres _{Inf}	9,4 (14,9)	8,0 (15,9)	13,8 (19,3)	12,8 (17,7)	9,8 (16,1)
Tarif	77,1 (13,9)	81,3 (14,5)	87,6 (15,3)	95,4 (21,1)	81,7 (16,6)
TarifMoyDep	-	10,9 (0,824)	10,6 (1,02)	10,8 (0,893)	10,8 (0,841)
TauxOcc	-	0,954 (0,0379)	0,936 (0,0424)	0,937 (0,0505)	0,947 (0,0481)
	N (%)	N (%)	N (%)	N (%)	N (%)
Reg.parisienne =0	912 (97,5%)	654 (92,9%)	131 (86,2%)	283 (87,3%)	1 980 (93,6%)
Reg.parisienne =1	23 (2,5%)	50 (7,1%)	21 (13,8%)	41 (12,7%)	135 (6,4%)
N/N* < 0,8	187 (20%)	374 (53,1%)	84 (55,3%)	186 (57,4%)	831 (39,3%)
N/N* : [0,8; 0,95[361 (38,6%)	216 (30,7%)	54 (35,5%)	83 (25,6%)	714 (33,7%)
N/N* : [0,95; 1,05[200 (31,9%)	57 (8,1%)	7 (4,6%)	25 (7,7%)	289 (13,7%)
N/N* ≥ 1,05	187 (20%)	57 (8,1%)	7 (4,6%)	30 (9,3%)	281 (13,3%)
Nuit _{Inf} =0	889 (95,1%)	669 (95%)	146 (96%)	303 (93,5%)	2 007 (94,9%)
Nuit _{Inf} =1	46 (4,9%)	35 (5%)	6 (4%)	21 (6,5%)	108 (5,1%)
Dir2ans=0	304 (32,5%)	189 (26,8%)	49 (32,2%)	122 (37,6%)	664 (31,4%)
Dir2ans=1	631 (57,5%)	515 (73,2%)	163 (67,8%)	202 (62,4%)	1 451 (68,6%)
DistanceMoy _{Inf} <5km	80 (8,6%)	88 (12,5%)	20 (13,2%)	56 (17,3%)	244 (11,5%)
DistanceMoy _{Inf} : [5;10[286 (30,6%)	219 (31,1%)	52 (34,2%)	94 (29,0%)	651 (30,8%)
DistanceMoy _{Inf} : [10;20[475 (50,8%)	325 (46,2%)	66 (43,4%)	126 (38,9%)	992 (46,9%)
DistanceMoy _{Inf} ≥20km	94 (10%)	72 (10,2%)	14 (9,2%)	48 (14,8%)	228 (10,8%)
AgeMoy _{Inf} <35	77 (8,2%)	76 (10,8%)	12 (7,9%)	30 (9,3%)	195 (9,2%)
AgeMoy _{Inf} : [35;40[216 (23,1%)	169 (24%)	31 (20,4%)	72 (22,2%)	488 (23,1%)
AgeMoy _{Inf} : [40;45[306 (32,7%)	191 (27,1%)	45 (29,6%)	102 (31,5%)	644 (30,4%)
AgeMoy _{Inf} : [45;50[253 (27,1%)	185 (26,3%)	42 (27,6%)	88 (27,1%)	568 (26,9%)
AgeMoy _{Inf} ≥50	83 (8,9%)	83 (11,8%)	22 (14,5%)	32 (9,9%)	220 (10,4%)
GROUPE : n<5	-	505 (71,7%)	116 (76,3%)	250 (77,1%)	871 (73,8%)
GROUPE : 5 ≤ n < 20	-	137 (19,5%)	5 (3,3%)	18 (5,6%)	160 (13,6%)
GROUPE : n ≥ 20	-	62 (8,8%)	31 (20,4%)	56 (17,3%)	149 (12,6%)
STATUT=privé BNL	0 (0%)	686 (97,4%)	60 (39,5%)	64 (19,8%)	810 (38,3%)
STATUT=privé BL	0 (0%)	18 (2,6%)	92 (60,5%)	260 (80,2%)	370 (17,5%)
STATUT=public	935 (100%)	0 (0%)	0 (0%)	0 (0%)	935 (44,2%)
N.	935	704	152	324	2 115

Echantillon de 2 115 EHPAD

Source : DADS 2008 (INSEE) et enquête EHPA 2007 (DREES) - Calculs C.Martin et M.Ramos-Gorand

TABLE 6.5 – Statistiques descriptives - Etude des départs d'aides-soignants

Variables	Public	Privé habilité	Pr. hab. 2 tarifs	Privé non hab.	Total
	Moy. (σ^2)	Moy. (σ^2)	Moy. (σ^2)	Moy. (σ^2)	Moy. (σ^2)
Départs _{AS}	3,3 (3,6)	7,2 (7,26)	9,5 (8,91)	9,01 (7,39)	5,75 (6,46)
N.AS	16,8 (16,5)	13,4 (8,61)	11,2 (6,98)	10,4 (5,54)	14,4 (12,8)
Turnover _{AS}	0,217 (0,236)	0,590 (0,540)	0,968 (0,903)	0,929 (0,753)	0,483 (0,572)
%AS/pop _{BV}	0,756 (0,225)	0,699 (0,215)	0,692 (0,188)	0,663 (0,177)	0,720 (0,216)
Hosp _{AS}	90,1 (151)	276 (389)	353 (406)	389 (506)	208 (345)
HHI _{EHPA}	0,396 (0,319)	0,230 (0,269)	0,163 (0,232)	0,164 (0,210)	0,295 (0,301)
GMP	628 (90,4)	629 (103)	655 (101)	664 (109)	635 (98,6)
NLits	78,5 (38,0)	75,4 (30,5)	76,5 (21,5)	72,4 (23,5)	76,5 (33,1)
%perm _{AS}	0,861 (0,143)	0,927 (0,110)	0,910 (0,149)	0,926 (0,121)	0,895 (0,134)
%FP/perm _{AS}	0,903 (0,159)	-	-	-	-
w _{AS}	19945 (1870)	18411 (1450)	17981 (1386)	17773 (1349)	19019 (1871)
%Hommes _{AS}	0,050 (0,078)	0,058 (0,111)	0,084 (0,123)	0,083 (0,132)	0,059 (0,102)
ANCET	52,0 (37,3)	40,7 (31,7)	27,5 (26,1)	25,2 (27,6)	43,1 (35,0)
Tarif	77,0 (14,1)	81,2 (14,6)	87,3 (15,7)	96,1 (21,7)	81,6 (16,8)
TarifMoyDep	-	10,9 (0,821)	10,6 (1,010)	10,8 (0,872)	10,8 (0,828)
TauxOcc	-	0,954 (0,0376)	0,938 (0,0415)	0,937 (0,0506)	0,947 (0,0482)
	N (%)	N (%)	N (%)	N (%)	N (%)
Reg.parisienne =0	891 (97,5%)	615 (93,3%)	108 (87,8%)	227 (89%)	1841 (94,4%)
Reg.parisienne =1	23 (2,5%)	44 (6,7%)	15 (12,2%)	28 (11%)	110 (5,6%)
N/N* < 0,8	182 (19,9%)	349 (53%)	72 (58,5%)	147 (57,6%)	750 (38,4%)
N/N* : [0,8; 0,95[353 (38,6%)	202 (30,6%)	40 (32,5%)	64 (25,1%)	659 (33,8%)
N/N* : [0,95; 1,05[194 (21,2%)	55 (8,4%)	6 (4,9%)	17 (6,7%)	272 (13,9%)
N/N* ≥ 1,05	185 (20,3%)	53 (8%)	5 (4,1%)	27 (10,6%)	270 (13,9%)
Nuit _{AS} =0	140 (15,3%)	108 (16,4%)	13 (10,6%)	35 (13,7%)	296 (15,2%)
Nuit _{AS} =1	774 (84,7%)	551 (83,6%)	110 (89,4%)	220 (86,3%)	1655 (84,8%)
Dir2ans=0	298 (32,6%)	175 (26,6%)	42 (34,2%)	95 (37,3%)	610 (31,3%)
Dir2ans=1	616 (67,4%)	484 (73,4%)	81 (65,8%)	160 (62,7%)	1341 (68,7%)
DistanceMoy _{AS} <5km	59 (6,5%)	56 (8,5%)	18 (14,6%)	40 (15,7%)	173 (8,9%)
DistanceMoy _{AS} : [5;10[406 (44,4%)	270 (41%)	42 (34,2%)	87 (34,1%)	805 (41,3%)
DistanceMoy _{AS} : [10;20[430 (47%)	213 (47,5%)	60 (48,8%)	109 (42,7%)	912 (46,7%)
DistanceMoy _{AS} ≥20km	19 (2,1%)	20 (3%)	3 (2,4%)	19 (7,5%)	61 (3,1%)
AgeMoy _{AS} <35	175 (19,1%)	217 (32,9%)	32 (26%)	108 (42,4%)	532 (27,3%)
AgeMoy _{AS} : [35;40[432 (47,3%)	285 (43,3%)	61 (49,6%)	96 (37,6%)	874 (44,8%)
AgeMoy _{AS} : [40;45[274 (30%)	137 (20,8%)	25 (20,3%)	46 (18%)	482 (24,7%)
AgeMoy _{AS} : [45;50[29 (3,2%)	18 (2,7%)	5 (4,1%)	4 (1,6%)	56 (2,9%)
AgeMoy _{AS} ≥50	4 (0,4%)	2 (0,3%)	0 (0%)	1 (0,4%)	7 (0,3%)
GROUPE : n<5	-	476 (72,2%)	89 (72,3%)	192 (75,3%)	757 (73,0%)
GROUPE : 5 ≤ n < 20	-	124 (18,8%)	5 (4,1%)	10 (3,9%)	139 (13,4%)
GROUPE : n ≥ 20	-	59 (9%)	29 (23,6%)	53 (20,8%)	141 (13,6%)
STATUT=privé BNL	0 (0%)	643 (97,6%)	56 (45,5%)	59 (23,1%)	758 (38,9%)
STATUT=privé BL	0 (0%)	16 (2,4%)	67 (54,5%)	196 (76,9%)	279 (14,3%)
STATUT=public	914 (100%)	0 (0%)	0 (0%)	0 (0%)	914 (46,8%)
N.	914	659	123	255	1951

Echantillon de 1951 EHPAD

Source : DADS 2008 (INSEE) et enquête EHPA 2007 (DREES) - Calculs C.Martin et M.Ramos-Gorand

Quant à la distance, l'impact est sans surprise positif : plus les infirmiers habitent loin de l'établissement, plus leur rotation est importante. Cet effet est identique pour les aides-

soignants en établissement public, mais n'est pas significatif pour les aides-soignants en EHPAD privés probablement en raison d'une distance parcourue plus courte.

Concernant les facteurs organisationnels, une hausse de 100 points du GMP diminue le nombre moyen de départs d'infirmiers de 10%, mais n'a en revanche pas d'effet significatif sur les départs d'aides-soignants. Les infirmiers préfèrent les soins techniques aux soins de nursing et restent donc plus longtemps dans les EHPAD où ils peuvent mettre en pratique leur savoir-faire (i.e. lorsque l'état de santé des résidents est très dégradé). Lorsque le directeur est présent dans l'établissement depuis plus de deux ans, le nombre de départs d'infirmiers est en moyenne réduit de 15%, et cette proportion s'élève à 23% pour les aides-soignants dans les établissements privés. Cela confirme donc l'importance d'une constance et d'une implication du personnel de direction, comme suggérée par Castle en 2005 [20]. Plus l'établissement est grand, plus la rotation du personnel soignant est également réduite, et cette relation semble décroissante pour les infirmiers. Les départs d'infirmiers et d'aides-soignants sont enfin plus élevés, de 46% à 50% en moyenne, dans les EHPAD privés à but lucratif. Le fait d'appartenir à une chaîne d'EHPAD privée accentue en outre cet effet.

Enfin, concernant l'impact de l'environnement local, la présence proche d'un hôpital a un effet positif fortement significatif sur les départs d'infirmiers et d'aides-soignants travaillant dans les EHPAD publics comme privés. La variable de concurrence n'a en revanche un effet négatif que pour les établissements privés : plus le marché est concentré en termes de postes de personnel soignant, moins ce personnel est incité à démissionner de l'établissement où il travaille. De même, plus le bassin de vie est fortement doté en aides-soignants relativement à la population locale, moins les aides-soignants travaillant en EHPAD privés quittent leur emploi. Les raisons, nous les avons évoquées précédemment, peuvent être d'une double nature : d'une part, les aides-soignants conservent 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 dans un bassin de vie relativement attractif et ne cherchent donc pas à travailler dans une autre localité.

TABLE 6.6 – Résultats d’estimation : régressions négatives binomiales des départs d’infirmiers et d’aides-soignants sans intégration des salaires moyens

	Départs Infirmiers				Départs Aides-soignants			
	<i>EHPAD Publics</i>		<i>EHPAD Privés</i>		<i>EHPAD Publics</i>		<i>EHPAD Privés</i>	
	Coeff.	(σ)	Coeff.	(σ)	Coeff.	(σ)	Coeff.	(σ)
α_0	<i>ns</i>		0,660 [†] (0,392)		<i>ns</i>		<i>ns</i>	
Conditions d’emploi								
$N/N^* < 0,8$	ref	ref	ref	ref	ref	ref	ref	ref
$N/N^* : 0,8 < 0,95$	<i>ns</i>		-0,135* (0,069)		-0,139 [†] (0,075)		<i>ns</i>	
$N/N^* : 0,95 < 1,05$	<i>ns</i>		<i>ns</i>		-0,258** (0,087)		-0,205* (0,086)	
$N/N^* \geq 1,05$	<i>ns</i>		<i>ns</i>		-0,197* (0,094)		<i>ns</i>	
Nuit	<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>	
%perm	<i>ns</i>		-0,560* (0,239)		-0,451* (0,205)		-0,521** (0,189)	
%FP/perm	-0,705** (0,172)		-		-0,776** (0,185)		-	
Environnement								
Hosp	0,0003** (0,000)		0,0002** (0,000)		0,001** (0,000)		0,0003** (0,000)	
HHI _{EHPA}	<i>ns</i>		-0,359* (0,144)		<i>ns</i>		-0,297** (0,100)	
%Inf ou AS/pop _{BV}	<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>		-0,354** (0,114)	
Reg.parisienne	0,324 [†] (0,184)		0,688** (0,103)		<i>ns</i>		0,514** (0,082)	
Organisation								
GMP	-0,001 [†] (0,000)		-0,001** (0,000)		<i>ns</i>		<i>ns</i>	
Dir2ans	-0,157* (0,078)		-0,160* (0,065)		<i>ns</i>		-0,237** (0,048)	
NLits	-0,005* (0,002)		-0,007** (0,003)		<i>ns</i>		-0,006* (0,002)	
NLits ²	0,00001 [†] (0,000)		0,00002 [†] (0,000)		<i>ns</i>		<i>ns</i>	
Groupe : n < 5	-		ref ref		-		ref ref	
Groupe : 5 ≤ n < 20	-		0,226* (0,098)		-		0,313** (0,062)	
Groupe : 20 ≤ n	-		0,239** (0,086)		-		0,167** (0,063)	
STATUT=Privé BNL	-		ref ref		-		ref ref	
STATUT=Privé BL	-		0,478** (0,076)		-		0,523** (0,053)	
Caract. personnelles								
DistanceMoy < 5	ref	ref	ref	ref	ref	ref	ref	ref
DistanceMoy : [5 ; 10[<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>		<i>ns</i>	
DistanceMoy : [10 ; 20[0,329 [†] (0,171)		0,285** (0,107)		0,314* (0,133)		<i>ns</i>	
DistanceMoy ≥ 20	0,468* (0,190)		0,416** (0,128)		0,466* (0,205)		<i>ns</i>	
AgeMoy < 35	ref	ref	ref	ref	ref	ref	ref	ref
AgeMoy : [35 ; 40[<i>ns</i>		<i>ns</i>		-0,215** (0,070)		-0,141** (0,049)	
AgeMoy : [40 ; 45[<i>ns</i>		<i>ns</i>		-0,384** (0,085)		-0,390** (0,069)	
AgeMoy : [45 ; 50[<i>ns</i>		<i>ns</i>		-0,993** (0,248)		-0,736** (0,169)	
AgeMoy ≥ 50	<i>ns</i>		-0,519** (0,152)		-1,294** (0,446)		-19,340** (0,695)	
%Hommes	<i>ns</i>		0,490 [†] (0,262)		<i>ns</i>		<i>ns</i>	
N.Inf ou N.AS	1		1		1		1	
α	0,408** (0,066)		0,531** (0,045)		0,284** (0,033)		0,310** (0,022)	

Seuils de significativité : † : 10% * : 5% ** : 1% *ns* : non significatif

Echantillons de 2115 et 1951 EHPAD

Source : DADS 2008 (INSEE) et enquête EHPA 2007 (DREES) - Calculs C.Martin et M.Ramos-Gorand

6.6.2 Ajustement des salaires aux conditions environnementales et effets sur la fidélisation du personnel

L’instrumentation du salaire³³ permet d’étudier si celui-ci s’ajuste en fonction des difficultés locales rencontrées par les EHPAD. Nous présentons les effets des variables d’en-

33. Les résultats des estimations de première étape de la méthode des variables instrumentales et les tests de validité sont présentés en annexe dans le tableau 6.12.

vironnement sur les salaires lorsqu'ils sont significatifs dans les tableaux 6.7 et 6.8.

Concernant les EHPAD publics, comme attendu nous observons peu d'ajustement des salaires aux difficultés territoriales. Seul le fait d'être situé en région parisienne a un impact positif significatif sur les salaires des infirmiers, en raison de l'indemnité de résidence. Nous ne retrouvons étrangement pas cet effet significatif de la région parisienne sur les rémunérations des aides-soignants. Les salaires des infirmiers sont par ailleurs plus faibles lorsque ces derniers habitent près d'un hôpital ; ceci peut probablement s'expliquer par une moindre expérience ou une moindre qualification des infirmiers restant alors travailler en EHPAD, mal captées par les variables d'âge moyen.

Pour le secteur privé, toutes choses égales par ailleurs, les rémunérations du personnel soignant sont plus élevées dans les établissements non habilités, et celles des aides-soignants sont également un peu plus importantes dans les établissements habilités "à 2 tarifs" que dans ceux entièrement habilités. Ceci montre bien la contrainte sur les salaires que peut exercer la régulation par les prix³⁴. Nous observons un ajustement à la hausse des salaires des établissements habilités lorsque les infirmiers et les aides-soignants sont attirés par la présence proche d'un hôpital. Nous retrouvons cet effet uniquement pour les salaires des infirmiers pour les établissements privés "à 2 tarifs". Dans les établissements non habilités, les salaires des aides-soignants sont significativement ajustés à leur pénurie dans le bassin de vie. La variable de concentration (HHI_{EHPA}) n'a pas d'effet sur les salaires, les établissements n'exerceraient donc pas de pouvoir de monopsonne lorsqu'ils sont seuls demandeurs sur le marché du travail local.

TABLE 6.7 – Effets des variables environnementales sur les salaires moyens infirmier et aide-soignant en EHPAD public

	w_{Inf}		w_{AS}	
	Coeff.	(σ)	Coeff.	(σ)
Hosp $_{Inf}$ ou Hosp $_{AS}$	-0,0004**	(0,000)	<i>ns</i>	
Reg.parisienne	0,064*	(0,026)	<i>ns</i>	

Seuils de significativité : † : 10% * : 5% ** : 1% *ns* : non significatif

Echantillons de 2115 et 1951 EHPAD

Source : DADS 2008 (INSEE) et enquête EHPA 2007 (DREES) - Calculs C.Martin et M.Ramos-Gorand

Les effets de ces salaires instrumentés et ceux des salaires non instrumentés sur les départs d'infirmiers et d'aides-soignants sont présentés dans le tableau 6.9. Les salaires

34. Cet effet n'est pas dû à une éventuelle différence de statut (privé lucratif ou associatif) puisque l'on intègre le statut comme variable de contrôle dans les estimations.

TABLE 6.8 – Effets des variables environnementales sur les salaires moyens infirmier et aide-soignant en EHPAD privé

	w_{Inf}		w_{AS}	
	Coeff.	(σ)	Coeff.	(σ)
Habi=1	ref	ref	ref	ref
Habi=2tarifs	<i>ns</i>		0,049 [†]	(0,023)
Habi=0	0,048 [†]	(0,028)	0,069**	(0,023)
Hosp $_{Inf\ ou\ AS}$ *Habi=1	0,00001 [†]	(0,000)	0,00002 [†]	(0,000)
Hosp $_{Inf\ ou\ AS}$ *Habi=2tarifs	0,00003 [†]	(0,000)	<i>ns</i>	
%Inf ou AS/pop $_{BV}$ *Habi=0	<i>ns</i>		-0,094**	(0,030)
Reg.parisienne	0,102**	(0,012)	0,041**	(0,011)

Seuils de significativité : † : 10% * : 5% ** : 1% *ns* : non significatif

Echantillons de 2 115 et 1 951 EHPAD

Source : DADS 2008 (INSEE) et enquête EHPA 2007 (DREES) - Calculs C.Martin et M.Ramos-Gorand

instrumentés ne semblent pas avoir d’effet sur le turnover, alors que les salaires non instrumentés ont eux des effets significatifs, positifs ou négatifs selon le statut de l’EHPAD. Ceci montre bien l’importance du traitement de l’endogénéité par la méthode de variables instrumentales. Puisque le salaire instrumenté n’est pas significatif, les coefficients associés aux autres variables ne varient pas ou ne sont que très peu modifiés³⁵ par rapport aux mêmes estimations sans intégration du salaire.

TABLE 6.9 – Effets du salaire non instrumenté (w) et du salaire instrumenté (\hat{w}) sur les départs d’infirmiers et d’aides-soignants

	Départs infirmiers				Départs aides-soignants			
	<i>EHPAD Publics</i>		<i>EHPAD privés</i>		<i>EHPAD Publics</i>		<i>EHPAD privés</i>	
	Coeff.	(σ)	Coeff.	(σ)	Coeff.	(σ)	Coeff.	(σ)
w	-0,786	(0,531)	2,263**	(0,316)	-0,682 [†]	(0,377)	2,026**	(0,337)
\hat{w}	0,537	(2,087)	2,479	(2,866)	1,783	(1,144)	1,345	(2,347)

Seuils de significativité : † : 10% * : 5% ** : 1%

Echantillons de 2 115 et 1 951 EHPAD

Les écarts-types des régressions avec salaire instrumenté sont obtenus par bootstrap (100 réplifications).

Source : DADS 2008 (INSEE) et enquête EHPA 2007 (DREES) - Calculs C.Martin et M.Ramos-Gorand

6.7 Conclusion

Nous avons mis en évidence l’existence de difficultés locales de fidélisation du personnel au sein des EHPAD privés et publics : la présence proche d’un hôpital, un degré concur-

35. Les résultats d’estimation obtenus des régressions binomiales négatives avec intégration des variables de salaires instrumentées sont présentés en annexe dans le tableau 6.14.

rentiel accru et une pénurie globale d'infirmiers ou d'aides-soignants peuvent inciter ces derniers à quitter les établissements dans lesquels ils travaillent.

Les équipes de direction ne compensent pas toujours ces difficultés locales par un ajustement des salaires afin de retenir leur personnel. Dans les EHPAD publics en particulier, les salaires ne sont pas adaptés à ces disparités territoriales, soit parce que le turnover y est moins important, soit certainement parce que les grilles de progression indiciaire des rémunérations contraignent l'ajustement. Au sein du secteur privé, les directeurs d'établissements non habilités à recevoir des bénéficiaires de l'aide sociale semblent compenser plus aisément les difficultés locales de fidélisation du personnel. Les tarifs administrativement fixés par les Conseils Généraux représentent probablement une contrainte pour les établissements habilités.

Cette compensation salariale ne réduit cependant pas l'effet des disparités territoriales sur le turnover du personnel soignant car le salaire n'a pas d'impact significatif sur leur fidélisation. La théorie du salaire d'efficience ne semble donc pas s'appliquer dans ce secteur.

Il aurait été intéressant d'étudier 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 multidimensionnalité de la qualité de la prise en charge. Nous manquons également dans cette étude de variables liées aux caractéristiques personnelles des infirmiers et des aides-soignants, telles que leur situation maritale ou leur nombre d'enfants (Wiener *et al.*, 2009 [142]), qui peuvent jouer un rôle important dans le choix de quitter un établissement. Nous ne disposons pas non plus de données 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 et Castle 2007 [42]). Enfin, nous avons analysé dans ce chapitre les ajustements et les effets uniquement des salaires. Or, il existe d'autres composantes de la rémunération, notamment l'actionnariat salarié dans les établissements lucratifs, qui peuvent être utilisées par les EHPAD pour fidéliser leur personnel. Comme le mentionne ainsi le groupe Orpéa dans son rapport annuel, *"la politique de rémunération du groupe [...] propose de nombreux avantages (accords d'entreprise négociés avec les partenaires sociaux en plus de la rémunération*

individuelle - intéressement et prévoyance - œuvres sociales du CE...)"³⁶.

6.8 Annexes du chapitre 6

6.8.1 Pourquoi une étude du turnover ?

Les taux d'encadrement en personnel soignant en EHPAD sont insuffisants en France (Dormont et Martin, 2013 [46], chapitre 1). L'objectif de cette étude est d'analyser l'origine des difficultés de fidélisation du personnel. Mais elle permet en même temps d'étudier si la faiblesse des ratios d'encadrement résulte uniquement d'une contrainte liée à la demande de travail, en raison de budgets insuffisants attribués aux établissements, ou s'il existe également une contrainte liée à l'offre de travail générant à la fois des problèmes de recrutement et de fidélisation du personnel.

Nous aurions pu utiliser le ratio d'encadrement directement comme variable dépendante du modèle, à l'instar de Delattre *et al.* (2012) [39] qui étudient ainsi l'impact de l'environnement et des niveaux de salaires sur l'encadrement infirmier en hôpital en France. Cependant, cette variable ne semble pas adaptée pour évaluer la contrainte par l'offre du marché : le manque de personnel peut être dû à un choix de l'établissement de ne pas recruter plus d'employés compte tenu de sa contrainte budgétaire. En particulier, une telle modélisation ne permet pas d'analyser le rôle attractif du salaire pour le personnel soignant puisqu'un salaire élevé peut être lié négativement à l'encadrement pour des raisons budgétaires. Afin de mettre en évidence les déterminants de l'offre de travail, il est donc préférable d'utiliser un taux de turnover, ce dernier étant théoriquement corrélé aux difficultés de recrutement du personnel soignant en EHPAD (Grumbach *et al.*, 2001 [74]). Nous vérifions que le taux de turnover est significativement corrélé avec le ratio d'encadrement, le taux de postes vacants et l'ancienneté moyenne, pour les infirmiers et pour les aides-soignants, dans le tableau 6.10.

Cette corrélation n'a rien de surprenant puisque les facteurs déterminant le taux d'encadrement sont sans doute proches de ceux déterminant le turnover, si l'on ne retient que les facteurs liés au côté de l'offre du marché du travail. Une pénurie locale de personnel peut par exemple engendrer des difficultés de recrutement, mais aussi inciter les employés en poste qui sont insatisfaits de leur emploi à démissionner puisqu'ils n'auront pas de diffi-

36. *Source* : Document de référence 2011, Orpéa.

37. N^* correspond au besoin d'encadrement de l'établissement calculé à partir du nombre de résidents et de leur degré de dépendance. Le mode de calcul de cette variable est présenté à la section 6.4.1.

TABLE 6.10 – Coefficients de corrélation entre différents indicateurs de difficultés de recrutement et de fidélisation des infirmiers et des aides-soignants en EHPAD

AIDES-SOIGNANTS	Taux de turnover	Ancienneté moyenne	Nombre de postes vacants
Ancienneté moyenne	-0,381**	-	-
Nombre de postes vacants	0,072**	-0,054*	-
Ratio AS/N* ³⁷	-0,175**	0,084**	<i>ns</i>
INFIRMIERS	Taux de turnover	Ancienneté moyenne	Nombre de postes vacants
Ancienneté moyenne	-0,191**	-	-
Nombre de postes vacants	0,130**	<i>ns</i>	-
Ratio Inf/N*	-0,060**	0,047**	-0,088**

Seuils de significativité : † : 10% * : 5% ** : 1% *ns* : non significatif

Echantillon de 1 951 établissements (aides-soignants) et 2 115 établissements (infirmiers)

Source : DADS 2008 (INSEE) et enquête EHPA 2007 (DREES) - Calculs C.Martin et M.Ramos-Gorand

culté à trouver un autre emploi à proximité. Cette corrélation peut en outre être expliquée par une double causalité entre les variables : à très court terme, des départs non anticipés de personnel soignant peuvent générer un fonctionnement temporaire en sous-effectif, qui peut lui-même à moyen terme conduire à un alourdissement de la charge de travail pour le personnel restant et à une dégradation de la qualité pouvant inciter les employés à quitter l'établissement. Une étude des causes de la rotation du personnel permet donc d'appréhender partiellement les sources des difficultés de recrutement liées uniquement au côté de l'offre du marché du travail, sans rencontrer les problèmes méthodologiques que l'on a précédemment énoncés.

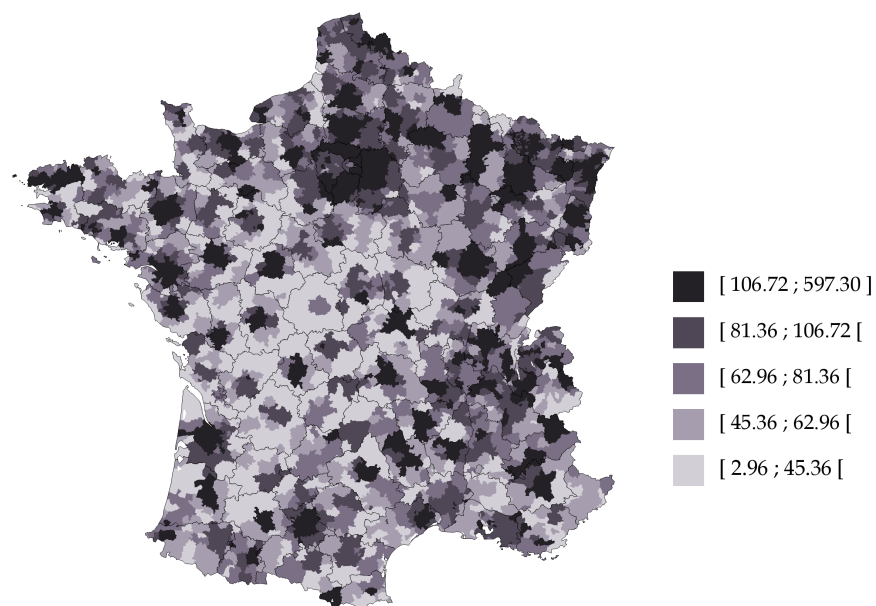
Elle est aussi pertinente dans la mesure où le phénomène de turnover peut lui-même être à l'origine d'une dégradation de la qualité et d'une hausse des coûts des établissements³⁸.

6.8.2 Une pénurie localisée de personnel soignant

Selon une étude de Barlet et Cavillon (2011) [9], les infirmiers sont inégalement répartis sur le territoire, ce qui conduit localement à des phénomènes de pénurie. Les figures 6.6 et 6.7 représentent la densité d'infirmiers et d'aides-soignants salariés par bassin de vie, i.e. le nombre de salariés de chacune de ces professions qui habitent dans le bassin de vie rapporté à la population. Les infirmiers sont plus présents au Nord de la France et dans la vallée du Rhône ; la densité des aides-soignants est également plus importante dans le Nord de la France. Nous observons néanmoins de grandes disparités entre les bassins de

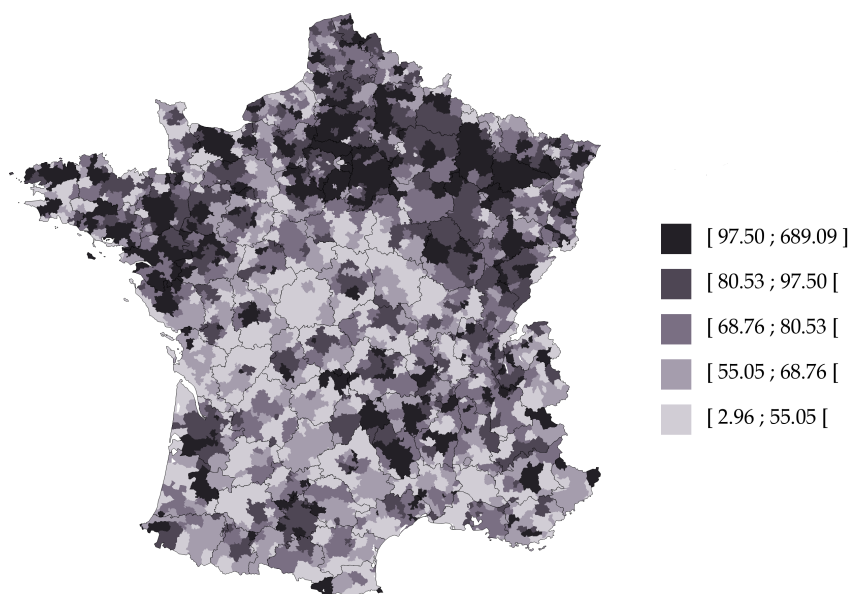
38. Voir section 6.2.1.

vie d'un même département.



Source : DADS 2008 (INSEE), cartographie ©Articque, Calculs C.Martin et M.Ramos-Gorand

FIGURE 6.6 – % infirmiers salariés résidant/population par bassin de vie en France métropolitaine (hors Corse)



Source : DADS 2008 (INSEE), cartographie ©Articque, Calculs C.Martin et M.Ramos-Gorand

FIGURE 6.7 – % aides-soignants salariés résidant/population par bassin de vie en France métropolitaine (hors Corse)

Afin de comprendre pourquoi certaines zones géographiques sont plus touchées que

d'autres par le manque d'infirmiers et d'aides-soignants, nous avons effectué deux régressions en moindres carrés ordinaires (MCO) de la densité des infirmiers et des aides-soignants par bassin de vie. Les variables explicatives suivantes sont calculées à l'échelle du bassin de vie : proportion de la population de plus de 75 ans ($\%+75ans/pop$)³⁹, proportion de la population rurale ($\%pop rurale$)⁴⁰, ratio des infirmiers et des aides-soignants formés dans le bassin de vie sur la population ($\%opersonnel formé/pop$)⁴¹, logarithme des heures de soleil annuelles en 2007 dans le département ($log heures soleil$)⁴², variable binaire indiquant si le bassin de vie est sur le littoral (*littoral*), taux de chômage (*taux chômage*)⁴³, indicatrice de localisation en région parisienne (*Reg.parisienne*), et coût de la vie du bassin de vie (*Coût vie*)⁴⁴. Nous présentons les résultats d'estimation dans le tableau 6.11.

TABLE 6.11 – Régressions MCO des ratios d'infirmiers et d'aides-soignants résidant par bassin de vie sur la population

Variable dépendante	%oInfirmiers salariés/pop		%oAides-soignants salariés/pop	
	Coeff.	(σ)	Coeff.	(σ)
Coût vie	-0,0001**	(0,000)	-0,0003**	(0,000)
%+75ans/pop	0,127**	(0,029)	0,109**	(0,025)
%opersonnel formé/pop	1,276**	(0,178)	1,442**	(0,228)
%pop rurale	<i>ns</i>		<i>ns</i>	
%pop rurale%opersonnel formé/pop	0,022**	(0,004)	-0,007**	(0,003)
log heures soleil	-2,248**	(0,375)	-1,493**	(0,361)
littoral	-0,366†	(0,201)	-0,451*	(0,196)
taux chômage	-0,085**	(0,022)	-0,101**	(0,021)
Reg.parisienne	<i>ns</i>		<i>ns</i>	
α_0	23,269**	(2,803)	17,729**	(2,703)
N	1 464		1 834	
R ²	0,1588		0,0891	

Seuils de significativité : † : 10% * : 5% ** : 1% *ns* : non significatif

Echantillon de 1 464 bassins de vie (infirmiers) et de 1 834 bassins de vie (aides-soignants).

Source : DADS 2008 (INSEE) - Calculs C.Martin et M.Ramos-Gorand

39. Source : INSEE.

40. Source : zonage en aires urbaines 2010 (INSEE).

41. Source : Enquête Écoles auprès des formations aux professions de santé 2008 (DREES).

42. Source : Météo-France, <http://www.metweb.fr/Statistiques/statistiquescadre.htm>

43. Source : taux de chômage localisés 2007 (INSEE).

44. La variable *Coût vie* est construite selon une méthode inspirée de Delattre *et al.*, 2012 [39]. Nous effectuons une régression MCO des salaires d'individus de professions non soignantes de niveaux de diplômes équivalents aux infirmiers ou aux aides-soignants. Ces professions équivalentes correspondent aux catégories 46, 47 et 48 de la nomenclature *Professions et Catégories Socioprofessionnelles* (INSEE) pour les infirmiers, et aux catégories 53, 54, 55 et 56 pour les aides-soignants. Les variables explicatives intégrées dans ces régressions sont l'âge, le genre, la catégorie socio-professionnelle, une variable binaire indiquant si l'individu travaille à temps complet ou partiel, et une variable indicatrice du bassin de vie dans lequel travaille l'individu. Le bassin de vie de référence choisi est celui correspondant à Paris. Les coefficients associés au bassin de vie correspondent ainsi aux variables de niveau de vie relatif à chaque profession (infirmiers et aides-soignants). Nous attribuons la valeur 0 au bassin de vie de référence (Paris).

La variable du coût de la vie a un effet négatif et fortement significatif sur la présence d'infirmiers et d'aides-soignants dans le bassin de vie. L'effet est plus important pour les aides-soignants puisqu'il s'agit d'employés à plus faibles revenus. Les effets négatifs observés du littoral ou des heures annuelles de soleil s'interprètent probablement de la même manière, i.e. pour des raisons financières, puisque ces variables sont corrélées au prix de l'immobilier. Le taux de chômage a un effet négatif, les infirmiers et les aides-soignants préférant sans doute s'installer là où leurs proches peuvent plus facilement trouver du travail. Enfin, la présence d'un centre de formation est une variable fortement significative, ce qui confirme la faible mobilité géographique de ces catégories de personnel après leur formation (Ferretti et Garrouste, 2008 [56]).

Afin d'analyser les causes du turnover, nous avons utilisé dans notre étude ces ratios d'infirmiers et d'aides-soignants sur la population par bassin de vie comme proxys de leur pénurie locale.

6.8.3 Instrumentation du salaire : résultats d'estimation et tests de validité

La première étape de la méthode des variables instrumentales consiste à régresser par moindres carrés ordinaires les salaires sur les instruments exclus ainsi que sur les variables exogènes du modèle⁴⁵. Nous présentons les résultats de ces estimations dans le tableau 6.12.

Concernant les EHPAD publics, les variables d'environnement ont peu d'effet sur les salaires. L'ancienneté et la taille de la maison de retraite ont en revanche des impacts positifs sur les rémunérations des deux catégories de personnel soignant, ce qui confirme l'observation de Reynaud et Aude (2009) [126]. Malgré les grilles indiciaires qui contraignent fortement les salaires du personnel soignant, les établissements publics peuvent avoir une légère marge de manœuvre via les primes ou le degré d'avancement des rémunérations. Rien ne permet donc d'affirmer *a priori* que les établissements publics n'ajustent pas non plus leurs rémunérations aux conditions environnementales ; l'application d'une modélisation identique pour les établissements publics comme privés se justifie donc dans cette étude.

Dans les régressions des rémunérations du secteur privé, les variables de non habilitation à recevoir des bénéficiaires de l'aide sociale et d'habilitation "à 2 tarifs" ont été intégrées comme instruments exclus, seules et en variables d'interaction avec les variables d'environ-

45. Voir Dormont (2007) [45], chapitre 5.

nement. Les coefficients estimés des variables exogènes d'environnement intégrées dans le modèle correspondent alors à la modalité de référence, i.e. aux établissements entièrement habilités. Les effets des variables d'environnement sont décrits à la section 6.6. Par ailleurs, les rémunérations d'aides-soignants sont plus faibles dans les établissements privés à but lucratif et ceux des infirmiers sont plus faibles dans les établissements appartenant à un groupe privé d'EHPAD. Le degré concurrentiel du marché des EHPAD privés, approché par la variable du taux d'occupation moyen des EHPAD privés dans le bassin de vie, n'a pas d'effet sur les salaires. On peut en déduire que, soit la pression sur les prix exercée par la concurrence n'a pas de répercussion sur les salaires, soit les établissements ne se font que très peu concurrence en prix. Le tarif dépendance moyen par département n'a pas non plus d'impact sur les rémunérations du secteur privé.

TABLE 6.12 – Instrumentation des salaires nets moyens infirmier et aide-soignant

	W_{Inf}^{AS}		W_{AS}^{AS}	
	EHPAD Privés	EHPAD Publics	EHPAD Privés	EHPAD Publics
	Coeff.	(σ)	Coeff.	(σ)
α_0	9,636**	(0,046)	9,913**	(0,089)
$N/N^* : < 0,8$	ref	ref	ref	ref
$N/N^* : 0,8 < 0,95$	ns		ns	ns
$N/N^* : 0,95 < 1,05$	ns		ns	ns
$N/N^* : \geq 1,05$	ns		ns	ns
$Nuit_{Inf}$	ns		ns	ns
%perm $_{Inf}$	0,078**	(0,019)	ns	
%FP/pern $_{Inf}$	0,096**	(0,015)	ns	
Hosp $_{Inf}$	-0,0004**	(0,000)	0,00001†	(0,000)
HHI $_{EHPA}$	ns		ns	
%Inf/pop $_{BV}$	ns		ns	
Reg.parisienne	0,064*	(0,026)	0,102**	(0,012)
GMP	0,0001*	(0,000)	0,00008*	(0,000)
Dir2ans	ns		ns	
NLits	0,001**	(0,000)	ns	
NLits ²	-0,000002*	(0,000)	ns	
Groupe : n < 5	-		ref	ref
Groupe : 5 ≤ n < 20	-		-0,018*	(0,009)
Groupe : 20 ≤ n	-		-0,025**	(0,009)
STATUT=Privé BNL	-		ref	ref
STATUT=Privé BL	-		ns	
DistanceMoy $_{Inf}$ < 5	ref	ref	ref	ref
DistanceMoy $_{Inf}$: [5 ; 10]	ns		ns	
DistanceMoy $_{Inf}$: [10 ; 20]	ns		0,016†	(0,009)
DistanceMoy $_{Inf}$ ≥ 20	ns		0,024*	(0,012)
AgeMoy $_{Inf}$ < 35	ref	ref	ref	ref
AgeMoy $_{Inf}$: [35 ; 40]	0,073**	(0,015)	0,061**	(0,011)
AgeMoy $_{Inf}$: [40 ; 45]	0,132**	(0,014)	0,087**	(0,010)
AgeMoy $_{Inf}$: [45 ; 50]	0,177**	(0,014)	0,114**	(0,011)
AgeMoy $_{Inf}$ ≥ 50	0,195**	(0,017)	0,129**	(0,012)
%Hommes $_{Inf}$	ns		0,051**	(0,018)
Instruments exclus :				
ANCET	0,001†	(0,001)	0,0004	(0,000)
ANCET ²	-0,00001	(0,000)	-0,000004	(0,000)
%cadres $_{Inf}$	0,0003	(0,000)	0,0003*	(0,000)
Tarif	0,001**	(0,000)	-	
Habi=1	ref	ref	ref	ref
Habi=0	-		0,048†	(0,028)
Habi=2tarifs	-		-0,011	(0,036)
Habi=0*Hosp $_{Inf}$	-		-0,00001	(0,000)
Habi=0*HHI $_{EHPA}$	-		-0,041	(0,031)
Habi=0*Inf/pop $_{BV}$	-		-0,050	(0,032)
Habi=2tarifs*Hosp $_{Inf}$	-		0,00003†	(0,000)
Habi=2tarifs*HHI $_{EHPA}$	-		0,014	(0,041)
Habi=2tarifs*Inf/pop $_{BV}$	-		0,009	(0,043)
TarifMoyDep	-		-0,003	(0,004)
TauxOcc	-		0,066	(0,072)
R^2	0,343		0,242	
	† : 10%	*	5%	** : 1%
	ns : non significatif			

Seuils de significativité : † : 10% * : 5% ** : 1%

Echantillons de 2 115 et 1 951 EHPAD

Source : DADS 2008 (INSEE) et enquête EHPA 2007 (DREES) - Calculs C.Martin et M.Ramos-Gorand

Nous effectuons quelques tests afin de s'assurer de la validité de nos instruments⁴⁶. Les tests de Fisher de significativité globale des instruments effectués à partir des résultats d'estimation de chacune des équations d'instrumentation permettent d'écarter l'hypothèse nulle d'instruments faibles. Nous effectuons des tests d'Hausman pour étudier l'endogénéité des salaires infirmier et aide-soignant. Pour réaliser ces tests, nous comparons les résultats d'une régression du turnover (infirmier ou aide-soignant) en moindres carrés ordinaires en intégrant la variable de salaire instrumentée avec une même estimation intégrant une variable de salaire non instrumentée. Nous rejetons l'hypothèse nulle d'exogénéité du salaire. Les tests de Sargan, également effectués à partir de régressions MCO du turnover, permettent de vérifier que nos instruments exclus sont bien exogènes; nous acceptons pour chaque instrumentation l'hypothèse nulle de non endogénéité des instruments.

TABLE 6.13 – Tests statistiques - instrumentation

	w_{Inf}		w_{AS}	
	<i>EHPAD Publics</i>	<i>EHPAD Privés</i>	<i>EHPAD Publics</i>	<i>EHPAD Privés</i>
Test de Fisher				
H0	instruments faibles	instruments faibles	instruments faibles	instruments faibles
statistique de test	F(4,908)=5,33	F(13,1142)=1,67	F(3,888)=26,10	F(12,1000)= 1,82
p-value	0,0003	0,0624	0,0000	0,0415
Test d'Hausman				
H0	w_{Inf} exogène	w_{Inf} exogène	w_{AS} exogène	w_{AS} exogène
statistique de test	$\chi^2(23)=19\,350,26$	$\chi^2(24)= 74,34$	$\chi^2(23)=705,04$	$\chi^2(25)=546,57$
p-value	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Test de Sargan				
H0	instruments exogènes	instruments exogènes	instruments exogènes	instruments exogènes
statistique de test	$\chi^2(3)=2,758$	$\chi^2(12)=9,510$	$\chi^2(2)=1,373$	$\chi^2(11)=16,890$
p-value	0,4305	0,6589	0,5033	0,1112

Nous présentons dans le tableau 6.14 les résultats d'estimation des régressions binomiales négatives avec intégration des variables de salaire instrumentées et non instrumentées.

46. Voir Dormont (2007) [45], chapitre 5.

TABLE 6.14 – Résultats d'estimation : régressions binomiales négatives des départs d'infirmiers et d'aides-soignants avec intégration des salaires moyens non instrumentés et instrumentés

	salaire non instrumenté : w_{Inf} et w_{AS}			salaire instrumenté : w_{Inf} et w_{AS}		
	Départs infirmiers		Départs aides-soignants	Départs infirmiers		Départs aides-soignants
	EHPAD Publics	EHPAD Privés	EHPAD Publics	EHPAD Privés	EHPAD Publics	EHPAD Privés
	Coeff. (σ)	Coeff. (σ)	Coeff. (σ)	Coeff. (σ)	Coeff. (σ)	Coeff. (σ)
α_0	ns	-21,897** (3,207)	6,477† (3,640)	-19,355** (3,296)	ns	ns
Conditions d'emploi						
w	ns	2,263** (0,316)	-0,682† (0,377)	2,026** (0,337)	ns	ns
$N/N^* < 0,8$	ref	ref	ref	ref	ref	ref
$N/N^* : 0,8 < 0,95$	ns	-0,111† (0,068)	-0,124† (0,075)	ns	-0,168* (0,073)	ns
$N/N^* : 0,95 \leq x < 1,05$	ns	ns	-0,239** (0,087)	-0,180* (0,087)	ns	ns
$N/N^* : x \geq 1,05$	ns	ns	-0,174† (0,095)	ns	-0,242* (0,114)	ns
Nuit	ns	ns	ns	ns	ns	ns
%perm	ns	-0,563* (0,238)	-0,413* (0,202)	-0,524** (0,189)	ns	ns
%FP/perm	-0,625** (0,172)	-	-0,673** (0,193)	-	-0,761* (0,306)	-
Environnement						
Hosp	0,0003* (0,000)	0,0002** (0,000)	0,001** (0,000)	0,0003** (0,000)	0,001** (0,000)	0,0003** (0,000)
HHEHPA	ns	-0,331* (0,143)	ns	-0,286** (0,100)	ns	-0,298** (0,096)
%Inf ou AS/popBV	ns	ns	-0,200† (0,119)	-0,335** (0,112)	ns	-0,348** (0,111)
Reg.parisienne	0,393** (0,185)	0,474** (0,102)	ns	0,413** (0,081)	ns	0,445** (0,159)
Organisation						
GMP	ns	-0,001** (0,000)	ns	ns	ns	ns
Dir2ans	-0,165* (0,079)	-0,164* (0,064)	ns	-0,236** (0,047)	-0,153† (0,086)	-0,240** (0,050)
NLifs	-0,004† (0,002)	-0,009** (0,003)	ns	-0,006** (0,002)	-0,005† (0,003)	-0,006** (0,003)
NLifs ²	ns	0,00003* (0,000)	ns	ns	ns	ns
Groupe : n < 5	-	ref	-	ref	-	ref
Groupe : 5 ≤ n < 20	-	0,267** (0,094)	-	0,337** (0,062)	-	0,323** (0,070)
Groupe : 20 ≤ n	-	0,302** (0,082)	-	0,178** (0,061)	-	0,184** (0,061)
STATUT=Privé BNL	-	ref	-	ref	-	ref
STATUT=Privé BL	-	0,488** (0,068)	-	0,623** (0,056)	-	0,586** (0,133)
Caract. personnelles						
DistanceMoy < 5	ref	ref	ref	ref	ref	ref
DistanceMoy : [5 ; 10]	ns	ns	ns	ns	ns	ns
DistanceMoy : [10 ; 20]	0,323† (0,170)	0,256* (0,104)	0,295* (0,133)	ns	0,327† (0,190)	0,349* (0,132)
DistanceMoy ≥ 20	0,470* (0,188)	0,355** (0,127)	0,436* (0,204)	ns	0,449* (0,193)	0,542* (0,212)
AgeMoy < 35	ref	ref	ref	ref	ref	ref
AgeMoy : [35 ; 40]	ns	ns	-0,190** (0,072)	-0,179** (0,048)	ns	-0,291** (0,090)
AgeMoy : [40 ; 45]	ns	-0,224† (0,117)	-0,339** (0,089)	-0,459** (0,068)	ns	-0,516** (0,114)
AgeMoy : [45 ; 50]	ns	-0,252* (0,123)	-0,923** (0,250)	-0,865** (0,170)	ns	-0,804** (0,201)
AgeMoy ≥ 50	ns	-0,822** (0,150)	-1,119* (0,480)	-19,355** (0,698)	ns	-1,189** (0,272)
%Hommes	ns	ns	ns	ns	ns	ns
N.Inf ou N.AS	↑	0,399** (0,066)	0,281** (0,033)	0,293** (0,021)	0,408** (0,066)	0,281** (0,033)
α	↑	10%	*	5%	**	1%

Seuils de significativité : † : 10% * : 5% ** : 1% ns : non significatif
 \widehat{w}_{Inf} et \widehat{w}_{AS} sont les prédictions respectives de w_{Inf} et w_{AS} obtenues avec les régressions de première étape de w_{Inf} et w_{AS} sur les instruments (tableau 6.12).
 Les écarts-types des régressions avec salaire instrumenté sont obtenus par bootstrap (100 réplifications).
 Echantillons de 2 115 et 1 951 EHPAD
 Source : DADS 2008 (INSEE) et enquête EHPA 2007 (DREES) - Calculs C.Martin et M.Ramos-Gorand

Conclusion générale

Le secteur des EHPAD en France est confronté à deux problématiques : les prix sont trop élevés, ce qui entraîne des difficultés d'accessibilité financière à l'institutionnalisation pour certaines personnes âgées, et la qualité de la prise en charge est souvent insuffisante. Des réformes, pourtant indispensables, tardent à être prises, probablement en raison du dilemme auquel les pouvoirs publics essayent de faire face : toute mesure de réduction des prix risquerait de dégrader la qualité plus qu'elle ne l'est déjà et toute amélioration de la qualité serait probablement inflationniste. L'objectif de cette thèse est d'étudier si ce dilemme peut être dépassé en analysant en particulier le rôle de la concurrence, réelle et fictive (par la tarification), qui pourrait être introduite dans ce secteur.

Dans une première partie, nous montrons que les projets de réformes, tels qu'ils sont actuellement proposés, pourraient réduire les coûts et donc les prix des EHPAD entièrement régulés, mais au détriment de leur qualité.

L'introduction d'une concurrence par comparaison, par la mise en place d'une tarification à la ressource, est étudiée au chapitre 1. Une frontière de coût est estimée par diverses méthodes d'estimation paramétriques afin d'évaluer l'inefficacité-coût des EHPAD qui pourrait être réduite par la réforme. La plupart des études portant sur cette question de recherche fournissent des résultats biaisés, car l'impact de la qualité sur les coûts n'est soit pas pris en compte, soit non corrigé de l'endogénéité. Or, ces biais sont particulièrement importants pour le secteur des soins de long terme, puisque les charges de personnel, qui affectent directement la qualité, représentent une grande partie des coûts des établissements. Des indicateurs d'encadrement et de qualification du personnel sont ici intégrés comme facteurs de coût après traitement de leur endogénéité par une méthode de variables instrumentales. En projetant ces indicateurs sur des variables d'ancienneté du personnel et d'état de santé des résidents dans le cadre de l'instrumentation, nous conservons uniquement leur information corrélée à la qualité ; nous faisons ainsi l'hypothèse que la variabilité

des charges de personnel non liée à son ancienneté ou au bien-être des résidents reflète des différences de productivité. La qualité instrumentée a un effet positif et significatif sur les coûts. L'introduction d'une concurrence par comparaison risquerait par conséquent d'encourager les établissements à diminuer leur qualité, et ce d'autant plus qu'il n'existe pas de norme d'encadrement et que la situation d'excès de demande dont ils profitent (observée au chapitre 3) ne les incite pas à se concurrencer en qualité. Les scores d'inefficacité sont relativement faibles puisqu'ils représentent, selon les méthodes d'estimation, entre 5% et 10% des coûts des EHPAD publics non hospitaliers ou associatifs. A qualité constante, les gains à attendre d'une nouvelle tarification sont donc minimes. Ils pourraient néanmoins être un peu plus élevés pour les établissements publics hospitaliers.

Nous étudions les impacts de la réforme tarifaire uniquement pour les EHPAD publics et associatifs entièrement régulés. Or celle-ci modifierait également la tarification des soins et de la dépendance des EHPAD dont le tarif hébergement est libre. Les conséquences attendues sont cependant moindres sur ces établissements, tant en termes de prix que de qualité. Ces EHPAD disposent déjà dans l'ensemble de tarifs dépendance et soins plus faibles que les EHPAD régulés et ne seraient par conséquent que peu impactés par une éventuelle baisse des tarifs. L'effet sur leur qualité serait de même probablement nul, car ces établissements sont déjà incités à réduire leur qualité à un niveau maximisant leur profit, y compris sur les dépenses concernant la dépendance et les soins puisque les sections tarifaires ne sont pas étanches (ce que l'on constate au chapitre 5).

Une autre manière de réduire les coûts serait d'augmenter la capacité des établissements et de profiter ainsi d'économies d'échelle. Il est néanmoins difficile d'évaluer la taille critique des EHPAD. Elle se situerait, selon les pouvoirs publics, dans une fourchette allant de 80 à 110 lits. Nous montrons au chapitre 2, en utilisant plusieurs méthodes d'estimation de frontières de coût, que cette taille optimale est en fait comprise entre 67 et 95 lits. Elle varie en outre selon le statut des établissements : les EHPAD publics ont une taille critique plus élevée, probablement en raison de rigidités liées au personnel. Nous n'étudions pas dans ce chapitre la taille optimale des établissements privés lucratifs, mais celle-ci serait probablement différente en raison d'investissements, et donc de coûts fixes, spécifiques. Les coûts des EHPAD semblent également pouvoir être réduits par une spécialisation de leur activité, puisque nous estimons des déséconomies de gamme entre les catégories de dépendance des résidents accueillis. La réduction des coûts qui pourrait être permise par ces économies d'échelle et de gamme risquerait néanmoins, là encore, d'être obtenue au prix d'une dé-

gradation de la qualité. La spécialisation des établissements sur la grande dépendance, transformant ainsi les EHPAD en "mouroirs", ne semble pas favorable au bien-être des résidents. L'effet de la capacité sur la qualité est quant à lui indéterminé. Nous montrons en annexe de ce chapitre que les établissements de grande capacité disposent d'un personnel plus qualifié et plus fidèle à l'établissement (ce que confirme le chapitre 6). Néanmoins, à qualification et à encadrement donnés, l'augmentation de la taille de l'établissement a un effet négatif et significatif sur l'état de santé des résidents.

La contradiction entre les objectifs de réduction des prix et de hausse de la qualité semble être dépassée dans le cadre du développement du secteur privé lucratif, étudié dans la deuxième partie de cette thèse.

Nous observons, au chapitre 3, une forte différenciation verticale des EHPAD privés lucratifs qui proposent un confort hôtelier haut de gamme à prix élevés. L'encadrement en personnel, mesuré par des ratios d'infirmiers et d'aides-soignants par résident, est en revanche plus faible que dans les EHPAD publics ou associatifs, alors que les résidents accueillis sont en moyenne plus dépendants. Il semble ainsi exister une substitution de la qualité hôtelière à la qualité de la prise en charge dans ces EHPAD, ce que nous confirmons au chapitre 5. Or, si certains établissements étaient encore vétustes ou inappropriés à une prise en charge de qualité il y a une vingtaine d'années⁴⁷, l'amélioration de la qualité hôtelière ne constitue plus une revendication des résidents et de leurs familles. Selon les résultats de l'enquête Résidents EHPA 2009 (*DREES*), les sujets d'insatisfaction exprimés par les résidents portent sur le manque de disponibilité du personnel⁴⁸ et non sur le confort de l'institution (*DREES*, 2011 [49]). Les EHPAD privés lucratifs ne développent donc pas la dimension de la qualité qui est la plus préoccupante. Leur croissance semble par conséquent peu pertinente, tant au regard de l'objectif de baisse des prix que de celui d'amélioration de la qualité.

Leurs stratégies concurrentielles sont néanmoins probablement liées à la structure de marché. Nous montrons au chapitre 3 que les EHPAD bénéficient d'un marché peu contestable grâce aux barrières légales formées par les procédures d'autorisation des autorités de

47. "Dans les années 1980, il y avait encore des chambres à quatre lits. [...] Dans les années 1990, j'ai même assisté à des inaugurations d'établissements avec des chambres à trois lits.[...] En cinquante ans, nous sommes ainsi passés des dortoirs à la chambre individuelle." (Champvert, 2012 [25])

48. 15% des résidents interrogés regrettent le manque de disponibilité du personnel, 22% estiment que le personnel n'arrive pas assez rapidement en cas de problème et 20% expriment un manque d'attention du personnel à leurs douleurs (*DREES*, 2011 [49]).

tutelle qui restreignent fortement l'offre. Il existe ainsi un excès de demande qui permet aux établissements d'avoir des taux d'occupation proches de 100%. Les EHPAD sont en outre en situation de monopoles locaux : les résidents choisissent leur établissement en fonction de sa localisation géographique, ce qui soutient une forte différenciation horizontale. Nous analysons, au chapitre 5, l'impact de cette faible concurrence sur les niveaux de prix et de qualité évaluée par l'encadrement en personnel dans les EHPAD privés lucratifs. L'endogénéité générée par la simultanéité de ces décisions est traitée par une estimation en triples moindres carrés. Nous observons que la concurrence s'exerce à la fois en prix et en qualité. Une hausse du degré concurrentiel permettrait ainsi simultanément de réduire les prix et d'augmenter la qualité de ces établissements.

La croissance du secteur lucratif s'accompagne de mouvements de fusions et d'acquisitions qui renforcent la concentration du secteur et qui le rendent encore plus attractif. Une analyse des effets de ces regroupements juridiques sur les coûts et les profits des établissements est réalisée au chapitre 4. L'idée qu'il existerait des économies d'échelle liées à la taille du groupe semble fautive. Les inefficacités-coût, estimées par analyse stochastique de frontière, sont en effet plus importantes pour les groupes d'établissements que pour les EHPAD indépendants. Elles sont probablement liées à la centralisation de leurs décisions, qui sont de ce fait moins réactives. Leurs surcoûts sont néanmoins plus que compensés par des prix élevés, puisque ces groupes réalisent des marges plus importantes que les EHPAD indépendants avec des taux d'occupation pourtant relativement proches. Cette supériorité des prix est liée soit à des avantages commerciaux, les filiales profitant de la réputation commerciale de la chaîne, soit à un pouvoir de marché plus important (la corrélation positive entre les parts de marché et les prix est observée au chapitre 5). Cette étude confirme l'importance de limiter la concentration du secteur des EHPAD privés lucratifs qui est fortement inflationniste pour une qualité inchangée.

Dans une troisième et dernière partie (chapitre 6), nous étudions si les niveaux de qualité relèvent toujours du libre choix des établissements. Certains directeurs d'EHPAD indiquent être confrontés à des difficultés de recrutement et de fidélisation du personnel soignant qui affecteraient leur qualité. Toute réglementation ou mesure d'incitation au développement de la qualité serait par conséquent inutile si ces contraintes n'étaient pas au préalable levées. Par régressions binomiales négatives des départs annuels d'infirmiers et d'aides-soignants, nous constatons en effet que leur fidélisation est déterminée par divers

facteurs environnementaux tels que la présence proche d'un hôpital, la concurrence entre EHPAD, la pénurie locale de personnel soignant et la distance domicile-travail parcourue par les salariés. Ces difficultés semblent plus importantes pour les EHPAD privés, ce qui pourrait expliquer en partie leur plus faible qualité observée au chapitre 3. L'ajustement des salaires à ces difficultés dans les EHPAD privés ne semble pas avoir d'effet sur la propension du personnel à rester dans l'établissement. Une amélioration des conditions de travail non uniquement liées aux rémunérations, ainsi qu'une valorisation des filières gérontologiques, semblent être des conditions nécessaires à l'amélioration de la qualité en EHPAD. Celles-ci doivent avant tout passer par une réduction de la pénibilité du travail des salariés, actuellement générée par un encadrement trop faible dans certains établissements. Compte tenu de la hausse des coûts générée par une forte rotation du personnel soignant (charges de recrutement et de formation, emploi de personnel intérimaire, etc.), cette amélioration de la qualité pourrait en outre s'effectuer à moindres coûts.

Cette thèse montre donc que le dilemme prix-qualité, auquel se trouvent actuellement confrontés les pouvoirs publics, ne pourra pas être dépassé par des modifications partielles de la régulation du secteur. Augmenter les budgets des EHPAD sans résoudre au préalable leurs difficultés de recrutement et de fidélisation du personnel soignant, mettre en place une réforme tarifaire sans prévoir les garde-fous nécessaires pour éviter une réduction de l'encadrement, ou encore encourager le développement du secteur lucratif sans contrôle de la concurrence, ne sont pas des solutions satisfaisantes. Elles ne permettent pas en effet de réduire les prix à qualité constante. Plus préoccupant encore, elles peuvent même conduire à une hausse des prix sans améliorer la qualité.

L'introduction d'une plus grande concurrence, fictive ou réelle, semble en revanche pouvoir dépasser ce dilemme, à condition que celle-ci soit accompagnée de mesures veillant à préserver la qualité. Ces mesures peuvent prendre deux formes.

Des normes réglementaires concernant l'encadrement et la qualification du personnel peuvent tout d'abord être imposées aux établissements, de manière à assurer un niveau minimal acceptable de qualité. La mise en place de telles normes est d'ailleurs revendiquée, tant par les associations de résidents que par celles de directeurs d'EHPAD. Elle nécessiterait certes une hausse des budgets soins et dépendance des EHPAD pour lesquels ceux-ci sont insuffisants, mais qui pourrait être compensée par des gains en efficacité.

A cette réglementation peuvent être ajoutés ou substitués des mécanismes incitatifs. Pour encourager les établissements à développer leur qualité, celle-ci doit être rémunérée. Concernant les établissements régulés, une tarification à la performance pourrait être mise en place, en attribuant des budgets en fonction de divers indicateurs de qualité (taux de satisfaction, non dégradation de l'état de santé des résidents, etc.), à l'instar du financement de Medicaid dans certains Etats américains (Briesacher *et al.*, 2009 [18]). Concernant les établissements non entièrement régulés, cette rémunération pourrait tout simplement passer par des obligations de transparence qui permettraient de renforcer la concurrence en qualité. Seul le "bouche-à-oreille" permet actuellement aux résidents et à leur famille d'être informés sur la disponibilité du personnel en EHPAD. Or, si celui-ci peut fonctionner en zone rurale, il est probablement moins efficace dans les villes où sont implantés les établissements lucratifs. Ces derniers n'ont par conséquent pas d'intérêt à développer des dimensions peu observables de la qualité, puisqu'elles ne sont pas suffisamment valorisées par la patientèle pour pouvoir permettre une hausse des prix et compenser les surcoûts engendrés. Nous observons ainsi au chapitre 4 que l'encadrement en personnel réduit les marges des établissements, contrairement au confort hôtelier et à la qualification du personnel, probablement plus observables, qui permettent une hausse de leurs profits. La mise en place d'indicateurs de qualité, parallèlement à une hausse du degré concurrentiel du secteur, pourrait ainsi permettre d'améliorer la qualité tout en réduisant les prix.

L'introduction d'une plus grande concurrence réelle est quant à elle facilement envisageable, puisque la concentration ne repose pas sur des caractéristiques intrinsèques du secteur ; les économies d'échelle liées à la taille de l'établissement ou du groupe, observées respectivement aux chapitres 2 et 4, sont en effet relativement faibles. La levée des barrières légales, ainsi qu'un contrôle des mouvements de fusions et d'acquisitions, pourraient suffire à atteindre les objectifs souhaités.

*

* *

L'absence d'intérêt académique porté à la régulation des EHPAD en France laisse de nombreuses pistes de recherches inexplorées, qui constituent pourtant des enjeux sociaux et politiques majeurs.

Le marché des EHPAD est en situation d'excès de demande. Les taux d'occupation des

établissements, observés au chapitre 3, sont ainsi très souvent proches de 100%. De nouvelles places prévues par les plans *Solidarité grand Age 2007-2012* et *Alzheimer 2008-2012* ont été (ou vont être) créées, mais celles-ci ne semblent pas suffisantes au regard de l'augmentation des besoins des personnes âgées. Or, l'excès de demande génère non seulement des difficultés d'accessibilité à l'institutionnalisation, qui touchent d'abord les personnes âgées atteintes de démences séniles⁴⁹, mais peut également, comme constaté au chapitre 5, être à la source de prix élevés et d'une faible qualité. Le rapport Gisserot (2007) [67] mentionne ainsi la nécessité de déterminer et de prévoir précisément les besoins quantitatifs afin d'éviter une contrainte d'offre défavorable. Cette mesure est néanmoins délicate, puisqu'elle suppose d'évaluer les besoins non satisfaits et donc difficilement observables⁵⁰. En s'appuyant sur l'hétérogénéité géographique des configurations de marché en France, il serait toutefois possible d'estimer cette demande non satisfaite à partir de l'estimation d'un modèle *probit* bivarié à observabilité partielle des fonctions d'offre et de demande de places en EHPAD. Les enquêtes Handicap-Santé-Ménages 2008 et Handicap-Santé-Institutions 2009 (*INSEE*), qui recueillent diverses informations sur des personnes âgées dépendantes vivant à domicile ou en institution, pourraient éventuellement être utilisées pour une telle étude.

Les EHPAD privés lucratifs sont actuellement en pleine expansion. Nous montrons au chapitre 5 qu'une hausse de la concurrence serait en mesure de diminuer leurs prix en les rapprochant ainsi de leurs coûts marginaux. Il est en outre souvent pensé que ces établissements seraient plus efficaces et bénéficieraient donc, toutes choses égales par ailleurs, de coûts marginaux plus faibles. Si cette supposition est vraie, alors la croissance du secteur privé lucratif pourrait permettre, dans un contexte concurrentiel, de réduire les prix du secteur. Nous n'avons toutefois pas vérifié cette hypothèse en raison de contraintes de disponibilité des données. La comparaison de l'efficacité des EHPAD privés lucratifs avec celle des EHPAD publics et associatifs nécessite l'existence d'une base de données commune. Or, les coûts des EHPAD publics et associatifs (utilisés au chapitres 1 et 2) ont été assimilés à leurs prix de journées recueillis dans l'enquête EHPA 2007 (*DREES*), tandis que ceux

49. Selon les résultats de l'enquête Résidents EHPA 2009 (*DREES*), "les possibilités d'accueil sont plus élevées pour les personnes âgées présentant une "dépendance" physique que pour les personnes ayant des troubles du comportement ou qui déambulent" (DREES, 2011 [49]).

50. Comme l'indique le rapport Ratte (2011) [125], "les listes d'attente pourraient être un indicateur si elles faisaient l'objet d'une gestion partagée. Or, le système actuel, où chaque EHPAD gère sa liste d'attente avec des risques de doublons, de mise à jour insuffisante ne permet pas de les utiliser comme un outil fiable."

des EHPAD privés lucratifs (utilisés au chapitre 4) ont été obtenus à partir d'informations comptables renseignées dans la base DIANE. Puisqu'il est difficile d'identifier avec précision le type de charges intégrées aux tarifs, la comparaison des coûts de ces établissements nous a semblé délicate. Néanmoins, de nouvelles informations plus précises apportées par l'enquête EHPA 2011 (*DREES*) sur les charges d'exploitation des EHPAD publics et associatifs permettent désormais d'envisager une telle étude.

Dans une perspective plus large, il serait également intéressant de comparer les coûts et la qualité des prises en charge en institution et à domicile. Le maintien à domicile des personnes âgées est fortement encouragé par les pouvoirs publics, l'idée qu'il permettrait une prise en charge de meilleure qualité à moindres coûts étant couramment répandue. Mais cette hypothèse n'a jamais été vérifiée. Comme le mentionne en effet le rapport Ratte (2011) [125], il serait indispensable d'avoir *"une vision claire et partagée sur les coûts globaux respectifs du maintien à domicile et sur l'accueil en EHPAD, qui tienne compte du coût de l'hébergement dans les deux situations, l'hypothèse du moindre coût de l'accompagnement à domicile n'étant pas prouvée à ce jour."* L'utilisation des enquêtes Handicap-Santé-Ménages 2008 et Handicap-Santé-Institutions 2009 (*INSEE*) pourrait éventuellement permettre de mener une telle comparaison.

Bibliographie

- [1] W. AARONSON, J. ZINN et M. ROSKO : Do for-profit and not-for-profit nursing homes behave differently? *The Gerontologist*, 34, 1994.
- [2] D. AIGNER, C. LOVELL et P. SCHMIDT : Formulation and estimation of stochastic frontier production models. *Journal of Econometrics*, 6, 1977.
- [3] V. ALETRAS : A comparison of hospital scale effects in short-run and long-run cost functions. *Health Economics*, 8, 1999.
- [4] R. ANDERSON, L. ISSEL et R. MCDANIEL : Nursing staff turnover in nursing homes : a new look. *PAQ*, 1997.
- [5] R. ANDERSON, D. LEWIS et J. WEBB : The efficiency of nursing home chains and the implications of non profit status. *Journal of Real Estate Portfolio Management*, 5, 1999.
- [6] J.-P. AQUINO, P. GOHET et C. MOUNIER : Anticiper pour une autonomie préservée : un enjeu de société. Rapport du comité Avancée en âge, prévention et qualité de vie. 2013.
- [7] G. ARLING, R. NORDQUIST et J. CAPITMAN : Nursing home cost and ownership type : evidence of interaction effects. *Health Services Research*, 22, 1987.
- [8] J. BANASZAK-HOLL et M. HINES : Factors associated with nursing home staff turnover. *The Gerontologist*, 36, 1996.
- [9] M. BARLET et M. CAVILLON : La profession d'infirmière : situation démographique et trajectoires professionnelles. Etudes et résultats, DREES, 2011.
- [10] G. BATTESE et T. COELLI : A model for technical efficiency effects in a stochastic frontier production function for panel data. *Empirical Economics*, 20, 1995.

- [11] R. BAUGHMAN et K. SMITH : Labor mobility of the direct care workforce : implications for the provision of long-term care. *Health Economics*, 21, 2012.
- [12] W. BAUMOL : Contestable markets : an uprising in the theory of industry structure. *American Economic Review*, 72, 1982.
- [13] A. BEN-NER et T. REN : Does organization ownership matter? Structure and performance in for-profit, nonprofit and local government nursing homes. *Industrial Relations Center Carlson School of Management University of Minnesota-Twin Cities*, 2008.
- [14] N. BLANPAIN et O. CHARDON : Projections de population à l'horizon 2060. Un tiers de la population âgé de plus de 60 ans. *INSEE Première*, 1320, 2010.
- [15] F. BORDERIES et F. TRESPEUX : Les bénéficiaires de l'aide sociale départementale en 2009. Document de travail, série statistiques, DREES, 2011.
- [16] D. BRANNON, J. ZINN, V. MOR et J. DAVIS : An exploration of job, organizational, and environmental factors associated with high and low nursing assistants turnover. *The Gerontologist*, 42, 2002.
- [17] K. BREKKE, L. SICILIANI et O. STRAUME : Price and quality in spatial competition. *Regional Science and Urban Economics*, 40, 2010.
- [18] B. BRIESACHER, T. FIELD, J. BARIL et J. GURWITZ : Pay-for-performance in nursing homes. *Health care financing review*, 30, 2009.
- [19] A. CAMERON et P. TRIVEDI : *Microeconometrics Using Stata*. Stata Press, 2009.
- [20] N. CASTLE : Turnover begets turnover. *The Gerontologist*, 45, 2005.
- [21] N. CASTLE et J. ENGBERG : Organizational characteristics associated with staff turnover in nursing homes. *The Gerontologist*, 46, 2006.
- [22] N. CASTLE et J. ENGBERG : The influence of staffing characteristics on quality of care in nursing homes. *Health Services Research*, 42, 2007.
- [23] N. CASTLE, J. ENGBERG, J. LAVE et A. FISHER : Factors associated with increasing nursing homes closures. *Health Services Research*, 44, 2009.

- [24] N. CASTLE, J. ENGBERG et A. MEN : Nursing home staff turnover : impact on nursing home compare quality measures. *The Gerontologist*, 47, 2007.
- [25] P. CHAMPVERT : *Prendre soin de nos aînés, c'est déjà prendre soin de nous*. Editions Montparnasse, 2012.
- [26] A. CHARNES, W. COOPER et E. RHODES : Measuring the efficiency of decision making units. *European Journal of Operational Research*, 2, 1978.
- [27] J. CHARPIN et C. TLILI : Perspectives démographiques et financières de la dépendance. 2011.
- [28] S. CHATTOPADHYAY et D. HEFFLEY : Are for-profit nursing homes more efficient ? Data envelopment analysis with a case-mix constraint. *Eastern Economic Journal*, 20, 1994.
- [29] S. CHOU, D. BOLDY et A. LEE : Measuring job satisfaction in residential aged care. *International Journal for Quality in Health Care*, 14, 2002.
- [30] E. CHRISTENSEN : Scale and scope economies in nursing homes : a quantile regression approach. *Health Economics*, 13, 2004.
- [31] L. CHRITENSEN, D. JORGENSON et L. LAU : Transcendental logarithmic production frontiers. *The Review of Economics and Statistics*, 55, 1973.
- [32] T. COELLI : Estimators and hypothesis tests for a stochastic frontier function : a Monte-Carlo analysis. *Journal of Productivity Analysis*, 6, 1995.
- [33] T. COELLI, C. O'DONNELL et G. BATTESE : *An introduction to efficiency and productivity analysis*. Springer, 2005.
- [34] J. COHEN et W. SPECTOR : The effect of Medicaid reimbursement on quality of care in nursing homes. *Journal of Health Economics*, 15, 1996.
- [35] J. COHEN-MANSFIELD : Turnover among nursing-home staff. *Nursing management*, 1997.
- [36] T. COWING et A. HOLTSMANN : Multiproduct short-run hospital cost functions : empirical evidence and policy implications from cross-section data. *Southern Economic Journal*, 49, 1983.

- [37] M. DAVIS : On nursing home quality : a review and analysis. *Medical Care Research and Review*, 48, 1991.
- [38] M. DAVIS : Nursing home ownership revisited : market, cost and quality relationships. *Medical Care*, 31, 1993.
- [39] E. DELATTRE, J. COMBES, B. ELLIOT et D. SKATUN : Hospital staffing and local pay : an investigation into the impact of local variations in the competitiveness of nurses pay on the staffing of hospitals in France. Thema Working Paper n° 2012-35, Université de Cergy Pontoise, France, 2012.
- [40] B. DERVAUX, H. LELEU, H. NOGUES et V. VALDMANIS : Assessing French nursing home efficiency : an indirect approach via budget-constrained DEA models. *Socio-Economic Planning Sciences*, 40, 2006.
- [41] A. DONABEDIAN : Evaluating the quality of medical care. *The Milbank Quarterly*, 44, 1966.
- [42] D. DONOGHUE et H. CASTLE : Organizational and environmental effects on voluntary and involuntary turnover. *Health Care Management Review*, 32, 2007.
- [43] A. DOR : The costs of Medicare patients in nursing homes in the United States : a multiple output analysis. *Journal of Health Economics*, 8, 1989.
- [44] R. DORFMAN et P. STEINER : Optimal advertising and optimal quality. *American Economic Review*, 44, 1954.
- [45] B. DORMONT : *Introduction à l'économétrie - 2e édition*. Montchrestien, 2007.
- [46] B. DORMONT et C. MARTIN : Quality of service and cost-efficiency of French nursing homes. 2013.
- [47] B. DORMONT et C. MARTIN : Quelle est la taille optimale des EHPAD en France ? Analyse des économies d'échelle et de gamme. 2013.
- [48] D. DRANOVE et M. SATTERTHWAITE : *Handbook of health Economics*, vol. 1, chap. 20, The industrial organization of health care markets. Elsevier, 2000.
- [49] DREES : La vie en établissement d'hébergement pour personnes âgées du point de vue des résidents et de leurs proches. *Dossiers Solidarité et Santé*, 18, 2011.

- [50] ERNST&YOUNG : Etude sur le marché de l'offre de soins, d'hébergement et de services destinés aux personnes âgées dépendantes., octobre 2008.
- [51] J. ESCRIBANO : *On achève bien nos vieux*. Oh! Editions, 2007.
- [52] M. FARRELL : The measurement of productive efficiency. *Journal of the Royal Statistical Society*, A 120, 1957.
- [53] M. FARSI et M. FILIPPINI : An empirical analysis of cost efficiency in non-profit and public nursing homes. *Annals of Public and Corporate Economics*, 75, 2004.
- [54] M. FARSI, M. FILIPPINI et M. KUENZLE : Unobserved heterogeneity in stochastic cost frontier models : an application to Swiss nursing homes. *Applied Economics*, 37, 2005.
- [55] B. FERMON, C. MARTIN et R. SIBILLE : Impact financier microéconomique des normes relatives aux établissements d'hébergement pour personnes âgées dépendantes. Evaluation du coût de l'élaboration et de la mise en œuvre du projet général de soins. Etude exploratoire. Recherche CNSA - Université Paris-Dauphine, LEDa-LEGOS. 2012.
- [56] C. FERRETTI et C. GARROUSTE : Les sept premières années de carrière des infirmières diplômées en 1998. Etudes et résultats, DREES, 2008.
- [57] M. FILIPPINI : Cost and scale efficiency in the nursing home sector : evidence from Switzerland. *Quaderno*, 99-02, 1999.
- [58] J. FIZEL et T. NUNNIKHOVEN : Technical efficiency of for-profit and non-profit nursing homes. *Managerial and Decision Economics*, 13, 1992.
- [59] R. FONTAINE, A. GRAMAIN et J. WITWER : Providing care for an elderly parent : interactions among siblings? *Health Economics*, 18, 2009.
- [60] R. FONTAINE, M. PLISSON, J. WITWER et N. ZERRAR : Perception du risque dépendance et demande d'assurance : une analyse à partir de l'enquête PATER. *Journées des Economistes de la Santé Français*, novembre 2012.
- [61] J. FORDER et S. ALLAN : Competition in the care homes market. A report for the OHE commission on competition in the NHS. Report, Office of Health Economics, 2011.

- [62] J. FORDER et S. ALLAN : Competition in the English nursing homes market. *Working Paper PSSRU*, 2011.
- [63] J. FORDER et A. NETTEN : The price of placements in residential and nursing home care : the effects of contracts and competition. *Health Economics*, 9, 2000.
- [64] B. FRAGONARD : Stratégies pour la couverture de la dépendance des personnes âgées. 2011.
- [65] M. GAYNOR : Competition and quality in health care markets. What do we know ? What don't we know ? *Revue de l'Institut d'Economie Publique*, 15, 2004.
- [66] P. GERTLER et D. WALDMAN : Quality-adjusted cost functions and policy evaluation in the nursing home industry. *Journal of Political Economy*, 100, 1992.
- [67] H. GISSEROT : Perspectives financières de la dépendance des personnes âgées à l'horizon 2025. Rapport pour le Ministre délégué à la sécurité sociale, aux personnes âgées, aux personnes handicapées et à la famille, mars 2007.
- [68] D. GRABOWSKI : Does an increase in the Medicaid payment rate improve nursing home quality ? *Journal of Gerontology : Social Sciences*, 56, 2001.
- [69] D. GRABOWSKI, Z. FENG, R. HIRTH, M. RAHMAN et V. MOR : Effect of nursing home ownership on the quality of post-acute care : an instrumental variables approach. *Journal of Health Economics*, 32, 2013.
- [70] D. GRABOWSKI, R. OHSFELDT et M. MORRISSEY : The effects of CON repeal on Medicaid nursing home and long term care expenditures. *Inquiry*, 40, 2003.
- [71] A. GRAMAIN et J. XING : Tarification publique et normalisation des processus de production dans le secteur de l'aide à domicile pour les personnes âgées. *Revue française des affaires sociales*, 2-3, 2012.
- [72] T. GRANNEMANN, R. BROWN et M. PAULY : Estimating hospital costs : a multiple-output analysis. *Journal of Health Economics*, 5, 1986.
- [73] W. GREENE : *Econometric Analysis - 5th edition*. Pearson, 2003.
- [74] K. GRUMBACH, M. ASH, J. SEAGO, J. SPETZ et J. COFFMAN : Measuring shortages of hospital nurses : how do you know a hospital with a nursing shortage when you see one ? *Medical Care Research and Review of Economic Studies*, 58, 2001.

- [75] D. GULLEY et R. SANTERRE : Market structure elements : the case of California nursing homes. *Journal of Health Care Finance*, 33, 2007.
- [76] H. GUYOMARD et D. VERMERSCH : Derivation of long-run factor demands from short-run responses. *Agricultural Economics*, 3, 1989.
- [77] C. HARRINGTON et J. SWAN : Nursing home staffing, turnover, and case mix. *Medical Care Research and Review*, 60, 2003.
- [78] C. HARRINGTON, S. WOOLHANDLER, J. MULLAN, H. CARILLO et D. HIMMELSTEIN : Does investor ownership of nursing homes compromise the quality of care? *American Journal of Public Health Services Research*, 91, 2001.
- [79] B. HIRSCH et E. SHUMACHER : Monopsony power and relative wages in the labor market for nurses. *Journal of Health Economics*, 14, 1995.
- [80] D. HUFF : Defining and estimating a trading area. *Journal of Marketing*, 28, 1964.
- [81] IGAS : Etat des lieux relatif à la composition des coûts mis à la charge des résidents des établissements d'hébergement pour personnes âgées dépendantes. 2009.
- [82] INSEE : Structuration de l'espace rural : une approche par les bassins de vie. Rapport de l'INSEE pour la DATAR, INSEE, 2003.
- [83] D. IRVINE et M. EVANS : Job satisfaction and turnover among nurses : integrating research findings across studies. *Nursing Research*, 44, 1995.
- [84] R. JACOBS : Alternative methods to examine hospital efficiency : data envelopment analysis and stochastic frontier analysis. *Health Care Management Science*, 10, 2001.
- [85] R. JACOBS, P. SMITH et A. STREET : *Measuring efficiency in health care : analytical techniques and health policy*. Cambridge University Press, 2006.
- [86] J. JONDROW, D. KNOX LOVELL, I. MASTEROV et P. SCHMIDT : On the estimation of technical inefficiency in the stochastic frontier production function model. *Journal of Econometrics*, 19, 1982.
- [87] F. JOSSE : Recrutement en EHPAD : y'a quelqu'un? *Mensuel des maisons de retraite*, août/septembre 2012.

- [88] B. KASH, N. CASTLE, G. NAUFAL et C. HAWES : Effect of staff turnover on staffing : a closer look at registered nurses, licensed vocational nurses, and certified nursing assistants. *The Gerontologist*, 46, 2006.
- [89] K. KNOX, E. BLANKMEYER et J. STUTZMAN : Organizational efficiency and quality in Texas nursing facilities. *Health Care Management Science*, 6, 2003.
- [90] K. KNOX, E. BLANKMEYER et J. STUTZMAN : Technical efficiency in Texas nursing facilities : a stochastic production frontier approach. *Journal of economics and finance*, 31, 2007.
- [91] R. KOENKER et G. BASSET : Regression quantiles. *Econometrica*, 46, 1978.
- [92] S. KUMBHAKAR et C. LOVELL : *Stochastic frontier analysis*. Cambridge University Press, 2000.
- [93] J. LAINE, M. LINNA, A. NORO et U. HAKKINEN : The cost efficiency and clinical quality of institutional long-term care for the elderly. *Health Care Management Science*, 8, 2005.
- [94] D. LAKDAWALLA et T. PHILIPSON : Nonprofit production and competition. *National Bureau of Economic Research*, Working Paper 6377, 1998.
- [95] A. LEE et H. BIRBAUM : The determinants of nursing home operating costs in New York state. *Health Services Research*, 18, 1983.
- [96] H. LEIBENSTEIN : Allocative efficiency vs. "X-efficiency". *American Economic Review*, 56, 1966.
- [97] C. LIU, A. LAPORTE et B. FERGUSON : The quantile regression approach to efficiency measurement : insights from Monte-Carlo simulations. *Health Economics*, 17, 2008.
- [98] S. LOLLIVIER : Endogénéité dans un système d'équations normal bivarié avec variables qualitatives. *INSEE-Méthodes : Actes des Journées de Méthodologie Statistique*, 2002.
- [99] V. LÉTARD, H. FLANDRE et S. LEPELTIER : La France et les Français face à la canicule : les leçons d'une crise. 2004.
- [100] C. MARTIN : L'efficacité des groupes d'EHPAD privés lucratifs. 2013.

- [101] C. MARTIN et M. RAMOS-GORAND : Analyse des causes du turnover du personnel soignant en EHPAD en France : disparités territoriales et compensation salariale. 2013.
- [102] C. MARTIN et M. RAMOS-GORAND : Causes et conséquences de la croissance des EHPAD privés lucratifs en France. 2013.
- [103] C. MARTIN et M. RAMOS-GORAND : Concurrence, prix et qualité des EHPAD privés lucratifs. 2013.
- [104] N. MCKAY : An econometric analysis of costs and scale economies in the nursing home industry. *The Journal of Human Resources*, 23, 1988.
- [105] N. MCKAY : The effect of chain ownership on nursing home costs. *Health Services Research*, 26, 1991.
- [106] W. MEEUSEN et J. VAN DEN BROECK : Efficiency estimation from Cobb-Douglas production functions with composed error. *International Economic Review*, 18, 1977.
- [107] D. MUKAMEL et W. SPECTOR : Quality report cards and nursing home quality. *The Gerontologist*, 43, 2003.
- [108] Y. MUNDLAK : On the pooling of time series and cross section data. *Econometrica*, 46, 1978.
- [109] P. NELSON : Information and consumer behaviour. *Journal of Political Economy*, 78, 1970.
- [110] J. NEWHOUSE : Toward a theory of nonprofit institutions : an economic model of a hospital. *American Economic Review*, 60, 1970.
- [111] J. NEWHOUSE : Frontier estimation : how useful a tool for health economics? *Journal of Health Economics*, 13, 1994.
- [112] F. NÉNIN et S. LAPART : *L'or gris*. Flammarion, 2011.
- [113] J. NYMAN : Prospective and cost-plus Medicaid reimbursement, excess Medicaid demand, and the quality of nursing home care. *Journal of Health Economics*, 4, 1985.

- [114] J. NYMAN : Excess-demand, the percentage of Medicaid patients, and the quality of nursing home care. *Journal of Human Resources*, 23, 1988.
- [115] J. NYMAN : The marginal cost of nursing home care. *Journal of Health Economics*, 7, 1988.
- [116] J. NYMAN : The effects of market concentration and excess demand on the price of nursing home care. *The Journal of Industrial Economics*, 42, 1994.
- [117] J. NYMAN et D. BRICKER : Profit incentives and technical efficiency in the production of nursing homes care. *Review of economics and Statistics*, 71, 1989.
- [118] J. PANZAR et R. WILLIG : Economies of scope. *American Economic Review*, 71, 1981.
- [119] J. PARK et R. WERNER : Changes in the relationship between nursing home financial performance and quality of care under public reporting. *Health Economics*, 2011.
- [120] S. PARSONS, K. SIMMONS, W. PENN et M. FURLOUGH : Determinants of satisfaction and turnover among nursing assistants. The results of a statewide survey. *Journal of Gerontological Nursing*, 29, 2003.
- [121] J. PERRIN-HAYNES : Les établissements d'hébergement pour personnes âgées : activité, personnel et clientèle au 31 décembre 2007. Document de travail, série statistiques, DREES, 2010.
- [122] M. PITT et L. LEE : The measurement and sources of technical inefficiency in the Indonesian weaving industry. *Journal of Development Economics*, 9, 1981.
- [123] D. PUMAIN et T. SAINT-JULIEN : *Analyse Spatiale, les interactions (tome 2)*. Armand Colin, 2010.
- [124] M. RAMOS-GORAND : Accessibilité de l'offre en établissements d'hébergement pour personnes âgées : enjeux territoriaux. *Dossiers Solidarité et Santé*, DREES, 36, 2013.
- [125] E. RATTE et D. IMBAUD : Accueil et accompagnement des personnes âgées en perte d'autonomie. 2011.
- [126] D. REYNAUD et J. AUDE : Les écarts de salaires bruts entre hôpitaux publics et cliniques privées en 2007. *Economie publique*, 24-25, 2009.

- [127] W. RÉJAULT : *Maman, est-ce que ta chambre te plaît ? Survivre en maison de retraite*. Editions Privé, 2009.
- [128] S. ROSEN : *Handbook of Labor Economics*, chap. 12, The Theory of equalizing differences. Elsevier, 1986.
- [129] M. ROSKO, J. CHILINGERIAN, J. ZINN et W. AARONSON : The effects of ownership, operating environment, and strategic choices on nursing home efficiency. *Medical Care*, 33, 1995.
- [130] P. SCHMIDT et R. SICKLES : Production frontier and panel data. *Journal of Business and Economic Statistics*, 2, 1984.
- [131] C. SHAPIRO et J. STIGLITZ : Equilibrium unemployment as a worker discipline device. *American Economic Review*, 74, 1984.
- [132] A. SHLEIFER : A theory of yardstick competition. *Rand of Journal Economics*, 16, 1985.
- [133] W. SPECTOR, T. SELDEN et J. COHEN : The impact of ownership type on nursing home outcomes. *Health Economics*, 7, 1998.
- [134] K. SPILSBURY, C. HEWITT, L. STIRK et C. BOWMAN : The relationship between nurse staffing and quality of care in nursing homes : a systematic review. *International Journal of Nursing Studies*, 2011.
- [135] K. STARKEY, R. WEECH-MALDONADO et V. MOR : Market competition and quality of care in the nursing home industry. *Journal of Health Care Finance*, 32, 2005.
- [136] A. TEMPLE, D. DOBBS et R. ANDEL : Exploring correlates of turnover among nursing assistants in the national nursing home survey. *Health Care Management Review*, 34, 2009.
- [137] UNIOPSS : *Guide du Budget de l'UNIOPSS, mise à jour n° 8*, chap. 6. 2008.
- [138] UNIOPSS : Secteur social et médico-social : les agences régionales de santé et l'appel à projet. 2010.
- [139] D. VITALIANO et M. TOREN : Cost and efficiency in nursing homes : a stochastic frontier approach. *Journal of Health Economics*, 13, 1994.

- [140] H. WANG et P. SCHMIDT : One-step and two-step estimation of the effects of exogenous variables on technical efficiency levels. *Journal of Productivity Analysis*, 18, 2002.
- [141] R. WEECH-MALDONADO : The relationship between quality of care and costs in nursing homes. *American Journal of Medical Quality*, 21, 2006.
- [142] J. WIENER, M. SQUILLACE, W. ANDERSON et G. KHATUTSKY : Why do they stay? Job tenure among certified nursing assistants in nursing homes. *The Gerontologist*, 49, 2009.
- [143] R. WILLIG : Multiproduct technology and market structure. *American Economic Review*, 69, 1979.
- [144] XERFI-PRECEPTA : Maisons de retraite médicalisées à l'horizon 2013. Performances financières et perspectives de développement par région. 2009.
- [145] A. ZELLNER et H. THEIL : Three-stage least squares : simultaneous estimation of simultaneous equations. *Econometrica*, 30, 1962.
- [146] X. ZHANG et D. GRABOWSKI : Nursing home staffing and quality under the nursing home reform act. *The Gerontologist*, 44, 2004.
- [147] J. ZINN : Market competition and the quality of nursing home care. *Journal of Health Politics, Policy and Law*, 19, 1994.
- [148] J. ZINN, V. MOR, O. INTRATOR, Z. FENG, J. ANGELELLI et J. DAVIS : The impact of the prospective payment system for skilled nursing facilities on therapy service provision : a transaction cost approach. *Health Services Research*, 38, 2003.
- [149] J. ZWANZIGER, D. MUKAMEL et I. INDRIDASON : Use of resident-origin data to define nursing home market boundaries. *Inquiry*, 39, 2002.