

Hôpitaux et cliniques : analyse statistique de l’efficacité des établissements de santé français

Solen CROISET*,
Robert GARY-BOBO†

15 décembre 2022 ; révision du 13 juin 2023

Résumé

Nous avons étudié les données françaises de la Statistique annuelle des établissements (SAE) et du site *Hospidiag*, données publiques officielles qui retracent l’activité et les ressources des hôpitaux et cliniques, publics ou privés, à but lucratif ou non-lucratif, dans les années précédant immédiatement la pandémie de la Covid, de 2016 à 2019. Ces données nous permettent d’étudier la productivité comparée des différents types d’établissement. Nous considérons le nombre total de séjours d’hospitalisation complète ou ambulatoire en médecine-chirurgie-obstétrique (MCO) comme notre principal indice de production. Au moyen de statistiques purement descriptives et à l’aide d’une approche économétrique très classique, par une fonction de production, nous trouvons qu’il existe de substantielles et significatives différences de productivité entre les établissements privés et les hôpitaux publics, à ressources égales. Les hôpitaux à but non-lucratif (de type mutualiste ou autres) occupent une position intermédiaire entre hôpitaux publics et cliniques privées. Les CHU apparaissent comme particulièrement inefficaces, les cliniques ayant une productivité qui leur est supérieure d’environ 30%. Certes, les cliniques privées traitent des cas en moyenne moins graves que les autres catégories d’établissement. Mais les différences de productivité que nous trouvons tiennent compte de ces différences de gravité des cas traités. De même, on peut tenir compte de l’activité de recherche et d’enseignement supérieur dans l’analyse de l’efficacité de l’usage des ressources, mais nous trouvons que recherche et enseignement n’expliquent qu’une part mineure des différences. La prise en compte des passages aux urgences ou d’autres formes d’activité hospitalière ne conduit pas à remettre en cause ces jugements.

MOTS-CLEF : Hôpitaux ; CHU ; cliniques ; secteur public ; secteur privé ; hôpitaux à but non-lucratif ; médecine ambulatoire ; séjours hospitaliers ; durée moyenne de séjour ; gravité des cas ; médecins ; infirmiers ; aides-soignant(e)s ; fonction de production ; données de panel ; économétrie appliquée ; productivité ; efficacité économique.

*Université Paris-I Panthéon-Sorbonne, Centre d’économie de la Sorbonne ; E-mail :solen.croiset@etu.univ-paris1.fr

†Université Paris-I Panthéon-Sorbonne, Centre d’économie de la Sorbonne ; CREST-ENSAE et CEPR. E-mail :garybobo@univ-paris1.fr

1 Introduction

Nous proposons ici une étude de l'efficacité dans l'usage des ressources par les établissements de soins français, hôpitaux et cliniques, sur la base des données publiques, celles de la Statistique annuelle des établissements de santé¹ (ou SAE) et du site *Hospidiag*, accessibles au public. Nous présentons une analyse économétrique des années récentes, de 2016 à 2019. Nous avons évité de nous appuyer sur les observations des années marquées par la pandémie de la COVID, pour diverses raisons ayant trait à leur représentativité et à leur qualité. Les données de la SAE reflètent l'activité de plus de 2000 établissements parmi lesquels on distinguera les CHU, les hôpitaux publics ordinaires (autres que CHU), les hôpitaux privés à but non-lucratif (de type mutualiste ou autre) et les hôpitaux et cliniques privés (à but lucratif). Les ressources sont ici avant tout les ressources humaines : médecins, infirmiers et infirmières, aides-soignants et soignantes, personnels administratifs, mais aussi les équipements, dans la mesure où on peut les mesurer d'une manière suffisamment fiable. L'étude ne porte ni sur les tarifs, ni sur les salaires, ni sur la qualité des soins. Il est purement et simplement question ici de la production de services de soins, mise en relation avec les effectifs des diverses catégories de personnel mentionnées ci-dessus.

Le constat essentiel que nous faisons sur la base des données publiques du Ministère de la Santé est que les hôpitaux privés sont, en moyenne et de manière significative, beaucoup plus productifs que les hôpitaux publics, et surtout plus que les CHU. Quelle que soit la manière dont on prenne ce problème, on parvient toujours à cette même conclusion, qui est donc très robuste. Nous examinons plusieurs variables, dites « variables de résultat » (*outcomes*), pour établir ce constat, et principalement : le nombre séjours à l'hôpital par unité de temps ; les séjours en hospitalisation dite ambulatoire ; la durée moyenne de séjour en hospitalisation dite complète ; les effectifs de diverses catégories de personnel.

Nous prenons bien évidemment en compte les raisons traditionnellement avancées pour expliquer les écarts substantiels de productivité entre secteurs public et privé. Au premier chef, il faut prendre en considération le fait que le secteur privé pratique une forme de *sélection de clientèle* : les cas les plus graves et les plus coûteux se retrouveraient dans les hôpitaux publics ; les CHU sont un recours pour le traitement des cas difficiles. On peut mesurer le niveau de gravité des cas par un indice de « sévérité » des cas (ou *casemix*). L'indice « officiel », publié par *Hospidiag* (la variable codée A9), joue bien un rôle significatif mais hélas, n'explique qu'une partie de la différence. Les différents types d'établissement et la présence de certains services peuvent aussi expliquer des différences importantes : nous en tenons compte. Les hôpitaux et services psychiatriques, les services de *soins de suite et réadaptation* (SSR), la présence d'*unités de soin de longue durée* (USLD) et les urgences peuvent en effet expliquer une productivité plus

1. La *Statistique annuelle des établissements de santé*, est une enquête administrative exhaustive obligatoire, réalisée chaque année par la DREES (Direction de la recherche, des études, de l'évaluation et des statistiques dépendant du Ministère de la Santé) auprès de tous les établissements de santé de France, pour recueillir des informations sur leur activité, leurs capacités, leurs équipements, et leur personnel médical et non-médical.

basse : nous contrôlons pour l'effet de ces variables.² En troisième lieu, la présence d'activités de recherche et la participation à l'enseignement supérieur, consommatrices de temps de travail des diverses catégories de personnel, doivent être prises en considération. A nouveau, nous utilisons l'indice d'activité de recherche officiel de *Hospidiag* (la variable codée A11) comme variable de contrôle. La recherche n'explique qu'une petite part de la différence entre public et privé, et les établissements les plus productifs en matière de recherche sont seulement un peu moins efficaces. Le constat est similaire pour l'enseignement. Enfin, il semble qu'une partie importante des différences de productivité soit due au développement insuffisant de l'hospitalisation ambulatoire dans le secteur public, mais la politique de l'emploi passée semble aussi être une des causes majeures des écarts observés.

Notre approche, tout à fait classique, commence par de la pure statistique descriptive, et se poursuit au-delà, par l'estimation de *fonctions de production* et par celle de fonctions de demande de personnel³, pour juger des différences de productivité entre établissements. Il s'agit là de notions élémentaires, qui se comprennent aisément. Prenons par exemple un établissement qui a 10 médecins, 20 infirmiers, 15 aides-soignants, etc. Quelle production, et plus précisément, combien de séjours de malades peut-on attendre de cet établissement dans une année ? Pour le savoir, observons la réalité et mesurons combien de séjours sont réalisés dans les établissements qui ont la même *combinaison de facteurs de production*, c'est à dire, les établissements qui ont aussi 10 médecins, 20 infirmiers, 15 aides-soignant(e)s, etc. Un nombre de séjours moyen est associé à cette combinaison de facteurs. Il est alors possible d'étudier, pour chaque établissement disposant de ce personnel, son écart à la moyenne du nombre de séjours calculée sur la base des établissements similaires. Il s'agit bien de l'écart des séjours réalisés par l'établissement avec le nombre de séjours attendus. Cet écart est ici nommé *résidu*.⁴ Les établissements qui soignent plus de malades que la moyenne des établissements similaires sont plus productifs, ceux qui sont en-dessous de la moyenne sont moins productifs. On peut d'ailleurs faire un classement complet des établissements de santé sur la base d'un tel résidu. Nous trouvons par cette méthode que les hôpitaux privés produisent en moyenne 30% de plus de séjours que les CHU, à ressources et gravité des cas égales.⁵

Ensuite, nous posons une question du même ordre avec les besoins en personnel. Supposons qu'un établissement réalise 200 séjours d'hospitalisation complète, 150 séjours d'hospitalisation ambulatoire et 300 passages aux urgences par an. Combien faut-il de médecins, de personnel infirmier, aide-soignant et administratif pour réaliser ce travail ? A nouveau, nous pouvons comparer les effectifs d'un établissement à une norme, les effectifs moyens utilisés pour produire des soins à un certain niveau. La question principale est, dans chaque cas, d'expliquer le niveau des

2. A l'occasion d'efforts pour éprouver la robustesse de nos résultats, nous prenons en considération les *passages aux urgences*, les séjours en psychiatrie, les soins de suite et de réadaptation, les unités de soins de longue durée, les séances de chimiothérapie, radiothérapie et de dialyse, les consultations externes et l'hospitalisation à domicile.

3. En jargon technique, il s'agit de *demandes conditionnelles de facteurs de production*.

4. Techniquement, l'écart est bien le résidu d'une régression.

5. L'estimation correcte de la fonction de production (et donc des résidus) pose bien évidemment quelques problèmes techniques : nous expliquons la manière dont nous avons traité ces problèmes dans une annexe.

écarts (ou résidus) estimés.

Pour tester la robustesse de nos résultats, nous estimons donc la *demande de personnel* de diverses catégories d'employés du secteur public et du secteur privé. Cela nous permet de comparer le nombre de personnes employées pour un même nombre de séjours d'hospitalisation complète et un même nombre de séjours d'hospitalisation partielle (ambulatoire) dans divers types d'établissement. Nous trouvons qu'à nombre de séjours égal, les CHU emploient très significativement plus de personnel infirmier, aide-soignant et administratif que le secteur privé.

En définitive, nous concluons que les hôpitaux publics français, et plus particulièrement les CHU, dans les années récentes pre-Covid, se sont montrés nettement moins productifs que les hôpitaux et cliniques du secteur privé. Ces différences de productivité ne s'expliquent que partiellement par une gravité plus grande des cas traités dans le secteur public — une différence bien réelle —, ou par la participation des hôpitaux publics à la recherche et à l'enseignement. Les différences s'expliquent plus sûrement, mais incomplètement, par la part insuffisante de l'hospitalisation ambulatoire dans le secteur public et par la gestion du personnel — la situation étant très certainement le résultat d'une politique de l'emploi passée — nous y reviendrons. D'autres facteurs, sur lesquels nous ne pouvons en toute rigueur que formuler des conjectures, jouent sans doute aussi un rôle.

L'approche simple par la fonction de production que nous avons employée ne permet pas de trancher définitivement sur le niveau de « l'inefficacité X », c'est à dire le *relâchement organisationnel* décrit par les économistes. Il peut y avoir, au delà des facteurs importants discutés plus haut et d'une inertie liée aux choix passés, des spécificités dans l'organisation, la gestion, l'investissement, la gouvernance, des différences dans le niveau d'effort du personnel, qui expliquent une bonne part des différences de productivité. Par ailleurs, la présente étude n'apporte que peu de réponses sur la question des rendements d'échelle et d'envergure⁶ dans les hôpitaux et cliniques français et peut-être surtout, les éventuelles différences de qualité des soins.

Sur les différences de rendement liées à la taille des établissements, il est difficile d'être catégorique. En principe, la taille est un avantage et les grands établissements seraient donc plus productifs mais l'échelle est aussi en tant que telle source de difficultés organisationnelles. Il résulte de ces forces contraires qu'il existe en principe une taille optimale des établissements, ni trop grande ni trop petite, bien que les cliniques soient souvent à la fois petites et plus productives.

La qualité des soins est un souci légitime, mais elle est malheureusement difficile à mesurer. Les indicateurs officiels qui sont publiés ne donnent qu'une vue très partielle de cette problématique. La question de la qualité aurait pourtant le potentiel de renverser le diagnostic que nous formulons : mais il faudrait pour cela que le secteur privé ne soit plus productif que parce qu'il sacrifie la qualité des soins sur l'autel de la rentabilité. Dans le cas des soins en médecine, chirurgie

6. Nous trouvons que les rendements d'échelle sont partout croissants (voir l'annexe).

et obstétrique, dans le cas des soins de type hospitalier en général, il semble peu crédible que le privé sacrifie systématiquement la qualité dans ses dimensions essentielles. Les usagers sont plutôt habitués à présumer que la qualité est meilleure dans le privé, et cette réputation est sans doute fondée sur des faits observés par eux.⁷

L'économie politique du secteur hospitalier peut aussi être mise à contribution. Les articles importants d'Andrew Clarke et Carine Milcent (2011, 2018) montrent que l'hôpital public a été utilisé comme un instrument de politique de l'emploi.⁸ Clarke et Milcent ont mis en évidence que l'hôpital a plus embauché là où le chômage était élevé, et là où les élus locaux étaient plus sensibles aux enjeux de redistribution. Cette pratique, conséquence de l'influence de la politique locale sur la gouvernance des hôpitaux, est bien évidemment contradictoire avec des objectifs de bonne gestion hospitalière publique. L'examen des données récentes montre, par exemple, de substantielles différences dans l'emploi des aides-soignant(e)s entre secteurs public et privé. Les normes d'emploi de cette catégorie de personnel n'y sont pas les mêmes, en proportion du nombre d'infirmières.

Au-delà de ces considérations, on doit sans doute invoquer la théorie de la *contrainte budgétaire molle* (*soft budget constraint*), une théorie explicative des différences de comportement entre secteurs public et privé. On trouvera une discussion élémentaire de ces idées et des références dans Kornai, Maskin et Roland (2003). D'autres travaux ont utilisé les données de la SAE, mais à des périodes plus anciennes, cf. Dormont et Milcent (2019), Choné et Wilner (2022). Choné et Wilner ont étudié la période de montée en charge de la T2A et montrent que cette réforme a eu des effets substantiels, incitant notamment le secteur public à faire concurrence au secteur privé et exigeant des efforts supplémentaires de la part de son personnel. Il se peut que les différences que nous mettons en évidence ici, dans la période précédant immédiatement la pandémie, aient été encore plus fortes il y a 20 ans.

Dans ce qui suit, nous examinerons successivement la productivité moyenne de différentes catégories de personnel, puis la part de l'ambulatoire, la durée moyenne de séjour, d'un point de vue descriptif. Nous poursuivons avec la présentation de l'approche par la fonction de production et par l'examen de notre manière d'expliquer les différences de productivité globale entre établissements. Nous discutons le rôle de la gravité des cas traités, de la recherche, de l'enseignement et d'autres facteurs explicatifs. Ensuite, nous examinons les résultats obtenus en termes de demande de personnel. Nous revenons à la fin sur le cas du personnel aide-soignant. Une annexe présente les aspects techniques de cette recherche : traitement des données ; construction des variables ; méthodes d'estimation ; les tableaux de résultats économétriques sur lesquels notre discussion s'appuie, ainsi que certains des exercices statistiques visant à évaluer la robustesse des résultats obtenus.

7. Pour ce qui est des soins aux personnes âgées dépendantes en établissement, l'histoire récente nous a montré que la question de la qualité ne peut être négligée.

8. Nos résultats diffèrent de ceux de Clarke et Milcent par la période étudiée, le recours aux indicateurs publiés par Hospidiag ; le traitement séparé des CHU ; notre tentative d'estimer une fonction de production.

2 Définition de la production de séjours. Productivité moyenne comparée des principales catégories de personnel

Le premier indicateur statistique que nous calculerons est la *productivité moyenne* de différents types de personnel : médecins, infirmiers et infirmières, aides-soignants et soignantes. Cet indicateur est défini comme le *nombre total de séjours par an dans l'établissement, divisé par l'effectif d'une catégorie de personnel* (en équivalent temps-plein lorsque c'est possible, cf. annexe). Donc, la production est mesurée par le nombre de malades qui ont été traités par l'hôpital ou la clinique et on rapporte ce nombre, par exemple, au nombre de médecins travaillant dans l'établissement. La production ainsi mesurée additionne les séjours d'*hospitalisation complète*, où le malade passe au moins une nuit à l'hôpital et les séjours dits d'*hospitalisation partielle*, à savoir pour l'essentiel, la médecine et la chirurgie *ambulatoires*. L'unité de production est donc un malade qui est venu avec une pathologie et qui a fait l'objet d'un traitement. Notons que le nombre total de séjours n'est pas le nombre d'actes médicaux, ce n'est pas le nombre de malades, ce n'est pas le nombre de *journées* (que nous étudierons plus loin), et ce n'est pas non plus le nombre de *lits* ou le nombre de *places*, qui sont des mesures de capacité de production de l'établissement. Nous considérons ici plus spécifiquement les séjours classés en *médecine, chirurgie et obstétrique* (désormais MCO), mais on y ajoutera aussi, pour faire bonne mesure, les séjours en psychiatrie (hospitalisation complète ou partielle, de jour et de nuit), les passages aux urgences, les *séances* (chimiothérapie, radiothérapie, dialyse), les séjours et journées en soins de suite et réadaptation (SSR), les séjours en unités de soins de longue durée (USLD), les hospitalisations à domicile (HAD). On peut bien évidemment discuter de la validité du nombre total de séjours comme jauge de la production, mais ce nombre a tout de même le mérite de mesurer ce qu'on attend de l'établissement de santé.⁹ Il ne s'agit pas de produire des journées d'hôpital, mais de soigner des malades, quelle que soit la gravité de leur maladie.¹⁰ Le total des séjours montre, certes imparfaitement, combien de malades ont été soignés.^{11 12}

Dans le total de la production de séjours, MCO représente 36% dans les hôpitaux publics (hors CHU), 44% dans les CHU, 37% dans le secteur privé non-lucratif et surtout, 64% dans le privé à but lucratif. Les passages aux urgences représentent (toujours en proportion du total des

9. Le total ainsi obtenu est bien évidemment un agrégat qui additionne des unités dont les coûts sont très différents (du petit « bobo » soigné aux urgences à la longue maladie). Nous prenons délibérément ce parti, sachant que nous affinerons l'analyse plus loin en étudiant chacun des services produits séparément (section 6). Cette approche préliminaire est aussi une manière de rendre justice au secteur public qui traite beaucoup plus les urgences que le secteur privé, est souvent moins spécialisé, etc.

10. Un séjour regroupe tous les soins dispensés à un patient de son entrée à sa sortie, sachant que la sortie correspond, soit à sa guérison, soit à sa mort.

11. La distribution de la gravité des maladies, la distribution des journées, la qualité des soins, les taux de ré-hospitalisation sont d'autres indicateurs, complémentaires de ce premier indice de production de services et qui doivent bien évidemment aussi être étudiés pour porter un jugement éclairé.

12. On pourrait aussi tenir compte des *consultations* dans la mesure de la production. Le problème des consultations est principalement qu'elles sont comptées dans le secteur public, mais qu'on ne les mesure pas dans le secteur privé, car elles sont pour l'essentiel le fruit de l'exercice libéral des médecins. Il n'est donc pas évident qu'il faille les prendre en compte, parce que cette prise en compte fausse les comparaisons entre secteurs public et privé.

séjours), 7,5% dans le privé non-lucratif, 11% dans le privé lucratif, 26% dans les CHU et 35% dans les hôpitaux publics (non CHU). Enfin, les séances (chimio-, radiothérapie, dialyse, etc.) sont l'apanage du privé non-lucratif, où elles représentent 40% des séjours, accessoirement, elles se situent à 17,5% dans le privé lucratif et à seulement 11% dans le secteur public. Cela indique un certain degré de spécialisation des établissements suivant leur statut juridique. La somme des séjours en MCO, passages aux urgences et séances représente toujours plus de 80% de l'activité totale, mesurée en séjours, des établissements.

Il se trouve qu'il existe des différences très substantielles et frappantes de productivité moyenne des divers types de personnel en fonction du statut juridique de l'établissement.

On considère les effectifs de médecins tout d'abord. Les médecins sont en écrasante majorité en exercice libéral dans le privé et salariés dans le public. Un médecin libéral est compté comme un médecin salarié.¹³ La table 1 donne les ratios séjours/médecin, en considérant le total des séjours que nous venons de définir. Le ratio médian est de 317 séjours par médecin en France ; il est de 406 dans les hôpitaux publics (hors CHU) tandis qu'il est entre 230 et 250 séjours par médecin seulement dans le privé, et dans les CHU. Nous retrouverons plus loin ce constat qui semble indiquer que les médecins sont relativement moins nombreux dans les petits hôpitaux publics. On a l'impression que ces derniers manquent de médecins. Si on s'intéresse maintenant à la moyenne pondérée par le nombre de lits de l'établissement du ratio séjour/médecin, on trouve que les différences entre hôpital public (non CHU) et les autres types d'établissement (privés et CHU) sont encore plus marquées : les médecins des CHU apparaissent cette fois comme moins productifs que dans le secteur privé. Cette dernière statistique, qui met par définition plus de poids sur les grands établissements, montre donc que les médecins des CHU sont en fait les moins efficaces.

La table 2 donne les statistiques du ratio séjours/infirmier. On trouve un ratio médian de 186 séjours par infirmière dans les hôpitaux publics ordinaires tandis que ce même ratio vaut 289 dans les cliniques privées (et seulement 123 dans les CHU). L'écart entre public et privé est encore plus grand qu'avec les médecins (on a une multiplication par plus de 2).

Enfin, si on fait les mêmes calculs avec les aides-soignants et aides-soignantes, on obtient les résultats de la table 3. Les différences de ratio entre secteur public et privé sont cette fois frappantes, d'un ratio médian de 166 en CHU à plus de 551 dans les établissements privés à but lucratif, soit une multiplication par plus de 3 du nombre de séjours par aide-soignant(e).

La façon dont ce type de personnel est utilisé dans les cliniques semble très différente de ce qu'elle est dans les autres catégories, y compris l'hôpital privé sans but lucratif, qui occupe une position intermédiaire. Ces différences très fortes nous invitent à examiner plus loin d'autres faits concernant les aides-soignant(e)s.¹⁴

13. Voir l'annexe pour les détails sur ce point. Nous y justifions ce choix qui peut paraître cavalier au premier abord.

14. Les différences de productivité moyenne des ETP du personnel administratif vont du simple au quadruple.

TABLE 1 – STATISTIQUES DESCRIPTIVES DU NOMBRE TOTAL DE SÉJOURS PAR MÉDECIN ET PAR AN (HOSPITALISATION COMPLÈTE ET PARTIELLE). DONNÉES DE LA SAE, 2016-2019.

	Tous les établissements	Hôpital public	Clinique privée	Hôpital privé non-lucratif	CHU
<i>1er quartile</i>	163	131	184	136	173
<i>Médiane</i>	317	406	284	286	254
<i>3ème quartile</i>	519	541	481	615	351
<i>Moyenne</i>	492	380	594	739	300
<i>Moy. pondérée par les lits</i>	398	488	376	363	282
<i>Nombre d'observations</i>	6 274	2 758	2 106	834	576

TABLE 2 – STATISTIQUES DESCRIPTIVES DU NOMBRE TOTAL DE SÉJOURS PAR INFIRMIER ET PAR AN (HOSPITALISATION COMPLÈTE ET PARTIELLE). DONNÉES DE LA SAE 2016-2019.

	Tous les établissements	Hôpital public	Clinique privée	Hôpital privé non-lucratif	CHU
<i>1er quartile</i>	102	52	212	92	75
<i>Médiane</i>	212	186	289	226	123
<i>3ème quartile</i>	305	238	448	481	162
<i>Moyenne</i>	282	172	374	496	135
<i>Moy. pondérée par les lits</i>	220	213	320	237	138
<i>Nombre d'observations</i>	6 350	2 771	2 099	904	576

Il y a plusieurs manières de calculer l'effectif infirmier (cf. annexe), mais toutes les manières conduisent à la même conclusion.

TABLE 3 – STATISTIQUES DESCRIPTIVES DU NOMBRE TOTAL DE SÉJOURS PAR AIDE-SOIGNANT(E) ET PAR AN (HOSPITALISATION COMPLÈTE ET PARTIELLE).
DONNÉES DE LA SAE, 2016-2019.

	Tous les établissements	Hôpital public	Clinique privée	Hôpital privé non-lucratif	CHU
<i>1er quartile</i>	116	38	372	72	81
<i>Médiane</i>	274	207	551	273	166
<i>3ème quartile</i>	483	292	929	623	321
<i>Moyenne</i>	499	196	921	691	174
<i>Moy. pondérée par les lits</i>	352	273	622	490	282
<i>Nombre d'observations</i>	6 171	2 765	2 078	753	575

3 Parts des traitements ambulatoires

Comme nous l'avons déjà suggéré, la part des médecine et chirurgie ambulatoires dans le total des séjours en médecine-chirurgie-obstétrique joue sans doute un grand rôle dans certaines des différences observées entre les différents statuts juridiques d'établissement. La figure 1 donne la distribution empirique de la part des séjours totaux en MCO qui sont des séjours en ambulatoire (hospitalisation partielle en MCO). La figure 1 montre que la distribution globale possède une masse importante en 0, ce qui signifie que beaucoup d'établissements ne pratiquent pas du tout l'ambulatoire, et une masse en 1 (c'est à dire à 100%), qui mesure le fait que certains établissements ne font au contraire que de l'ambulatoire. Au milieu de ces deux masses, la distribution est très étalée, avec des modes autour de 20% et de 60% : cela reflète la grande dispersion de la part de l'ambulatoire dans les établissements.

La figure 2 donne l'histogramme de la part de l'ambulatoire dans chaque catégorie juridique d'établissement. On voit que les centres hospitaliers ordinaires se caractérisent, soit par l'absence complète d'ambulatoire, soit par sa faible part ; la médiane est à 14%. Les CHU sont moins fréquemment dépourvus d'activité ambulatoire (la médiane est à 31%). En comparaison, l'hôpital privé à but lucratif présente une masse beaucoup plus petite en 0, plus grande en 1, une médiane à 61% et entre les deux masses, une distribution en cloche avec un mode proche de 60%. Le contraste est très net. Le cas des hôpitaux privés à but non-lucratif est à cet égard intermédiaire, avec une forte masse en zéro, une distribution dispersée entre 0 et 1 et une médiane à 34%.

FIGURE 1 – Part de l'ambulatoire au sein d'un établissement de santé

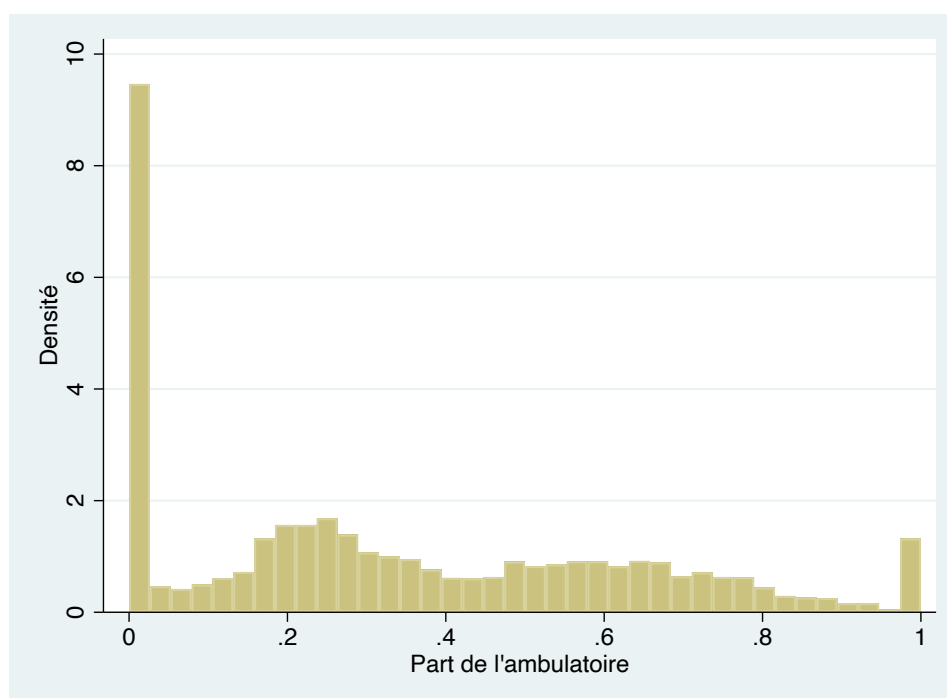
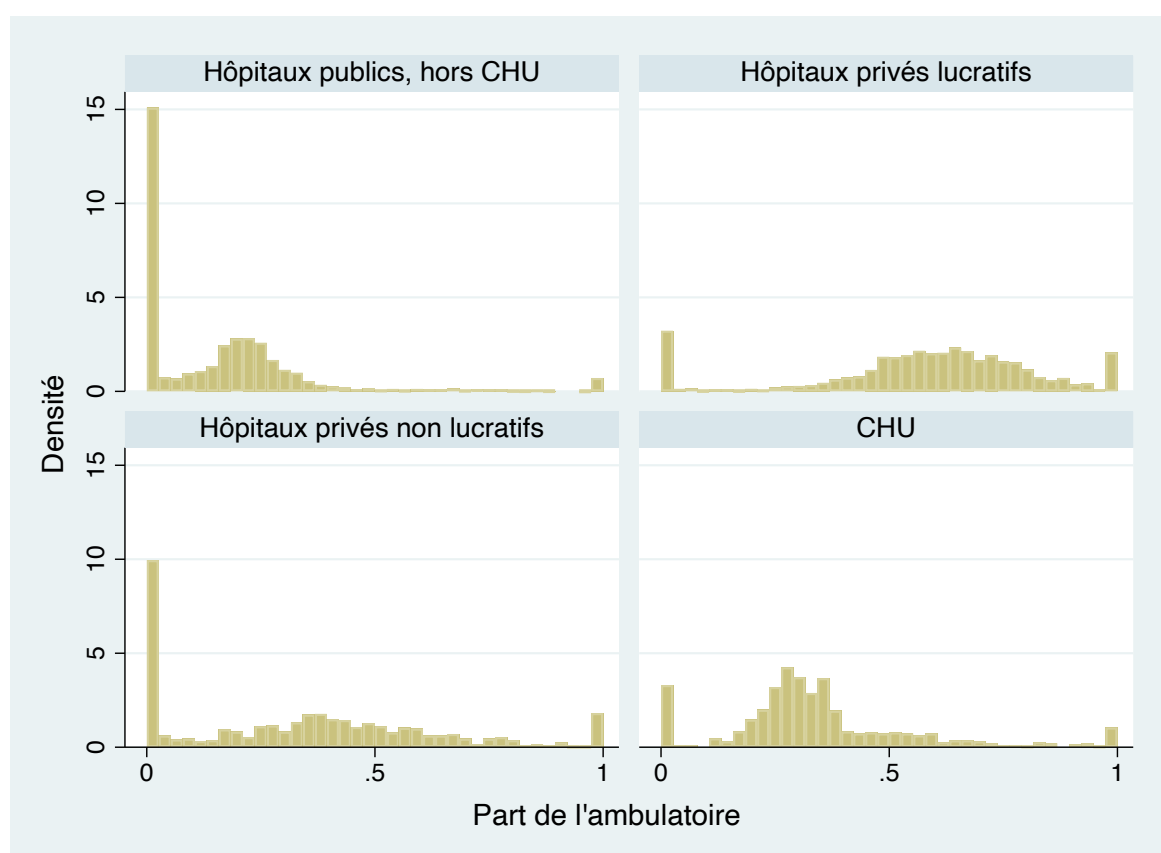


FIGURE 2 – Part de l'ambulatoire au sein d'un établissement de santé, selon son statut juridique



Nous concluons provisoirement que le gouvernement semble avoir raison de vouloir développer l'activité ambulatoire dans l'hôpital public. Mais cela requiert sans doute des investissements importants dans les hôpitaux régionaux. Les CHU semblent plus avancés en moyenne, mais pas suffisamment pour égaler le secteur privé.

4 Durées moyennes de séjour comparées

La durée moyenne de séjour, ou DMS, est un autre critère d'efficacité important, couramment utilisé. La durée moyenne de séjour est calculée ici simplement en divisant le nombre de journées d'hôpital par le nombre de séjours en hospitalisation complète (donc hors ambulatoire) par an, toujours en médecine-chirurgie-obstétrique. A nouveau, nous découvrons des différences de DMS significatives entre secteur public et secteur privé. La table 4 donne les DMS et les *durées médianes de séjour* par statut juridique en MCO.

La médiane de la DMS dans les hôpitaux publics ordinaires (non CHU) est de 6,22 jours (et la moyenne de la DMS est 8,80), tandis que dans les cliniques privées, la médiane est de 3,75 (tandis que la moyenne est de 4,15). A nouveau il semble que le secteur privé est plus efficace dans la mesure où il est plus économe en journées d'hospitalisation. On remarque que la distribution de la DMS dans le privé est plus concentrée car l'écart-type de la DMS y est de moitié moindre que dans le secteur public. Un examen plus précis nous a montré que la différence d'écart-type est due à une dispersion plus grande de la DMS en chirurgie, car en médecine, les dispersions sont comparables. Ces résultats appellent plusieurs remarques. La cause d'une DMS et d'une variance plus faible de la DMS en chirurgie dans le privé semble liée à une technologie plus efficace mais aussi plus régulière, puisque les durées sont moins dispersées : le secteur privé est plus homogène dans ses performances de ce point de vue. Ce fait est apparent sur la figure 3, qui représente la distribution de la variable DMS par catégorie d'établissement au moyen de boîtes à moustaches (boxplots).¹⁵ Le rectangle, représentatif de 50% des observations centrales de la DMS, est clairement plus étroit dans le privé.

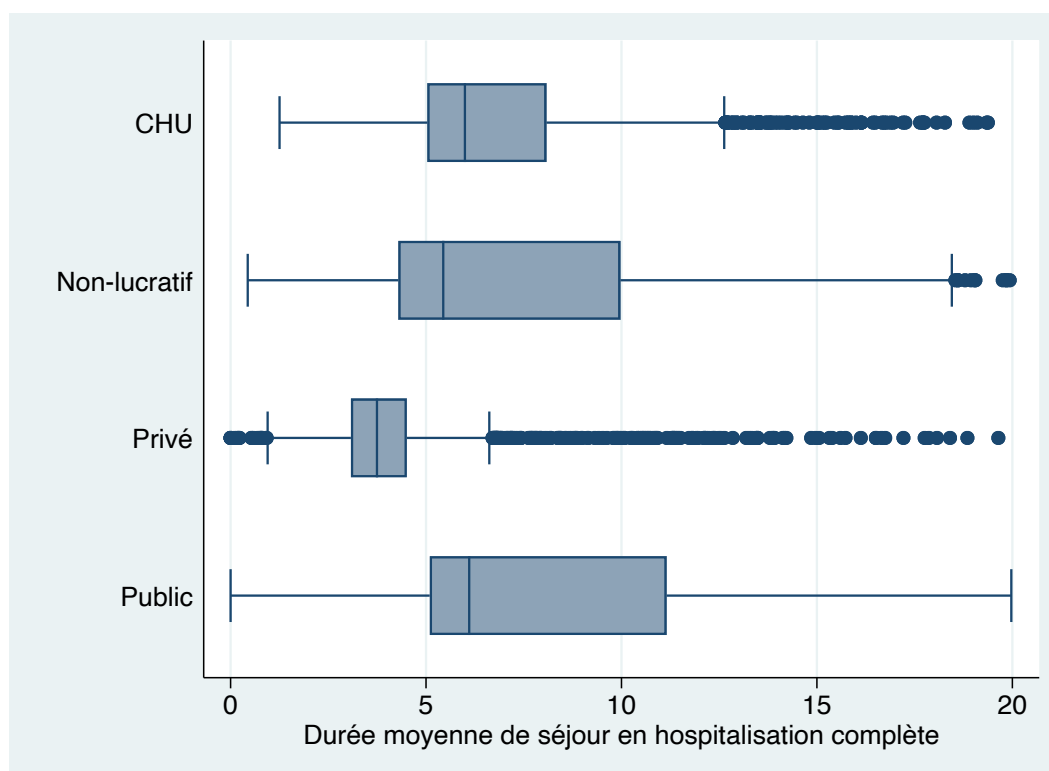
Au point où nous en sommes, il est tentant mais pas tout à fait légitime de conclure que le secteur public n'a pas rationalisé son activité comme le secteur privé, sauf que — comme nous le verrons plus loin — le degré de gravité des cas traités est plus élevé en moyenne dans le secteur public. Il se peut donc qu'au moins une part de la différence de DMS entre public et privé soit associée, non pas à une organisation moins efficace, mais à des malades plus coûteux.

15. Le rectangle central représente les 50% du milieu de la distribution ; le bord de gauche est le premier quartile Q_1 (il y a 75% de l'échantillon *au-dessus*) ; le bord de droite du rectangle marque le troisième quartile Q_3 (75% de l'échantillon est *en-dessous*) ; la barre au milieu du rectangle marque la médiane. Les barres verticales placées au bout des "moustaches" indiquent, à droite, la valeur adjacente supérieure (*upper adjacent value* ou UAV) qui est la plus grande observation inférieure ou égale au troisième quartile plus 1,5 fois l'intervalle inter-quartile $Q_3 - Q_1$; à gauche, la valeur adjacente inférieure (*lower adjacent value* ou LAV) qui est la plus petite observation plus grande ou égale au premier quartile moins 1,5 fois l'intervalle interquartile. Les observations qui tombent en dehors des moustaches sont considérées comme des points aberrants (ou *outliers*).

TABLE 4 – STATISTIQUES DESCRIPTIVES DE LA DURÉE MOYENNE DE SÉJOUR EN MCO.
DONNÉES DE LA SAE, 2016-2019.

	(1) Tous les établissements	(2) Hôpital public	(3) Clinique privée	(4) Hôpital privé non-lucratif	(5) CHU
<i>1er quartile</i>	4,04	5,12	3,08	4,32	5,04
<i>Médiane</i>	5,27	6,22	3,75	5,54	6,00
<i>3ème quartile</i>	8,60	11,91	4,51	10,29	8,21
<i>Moyenne</i>	7,04	8,80	4,15	7,68	7,43
<i>Écart-type</i>	4,89	5,28	2,41	5,19	4,26
<i>Nombre d'observations</i>	7 371	3 415	2 369	882	705

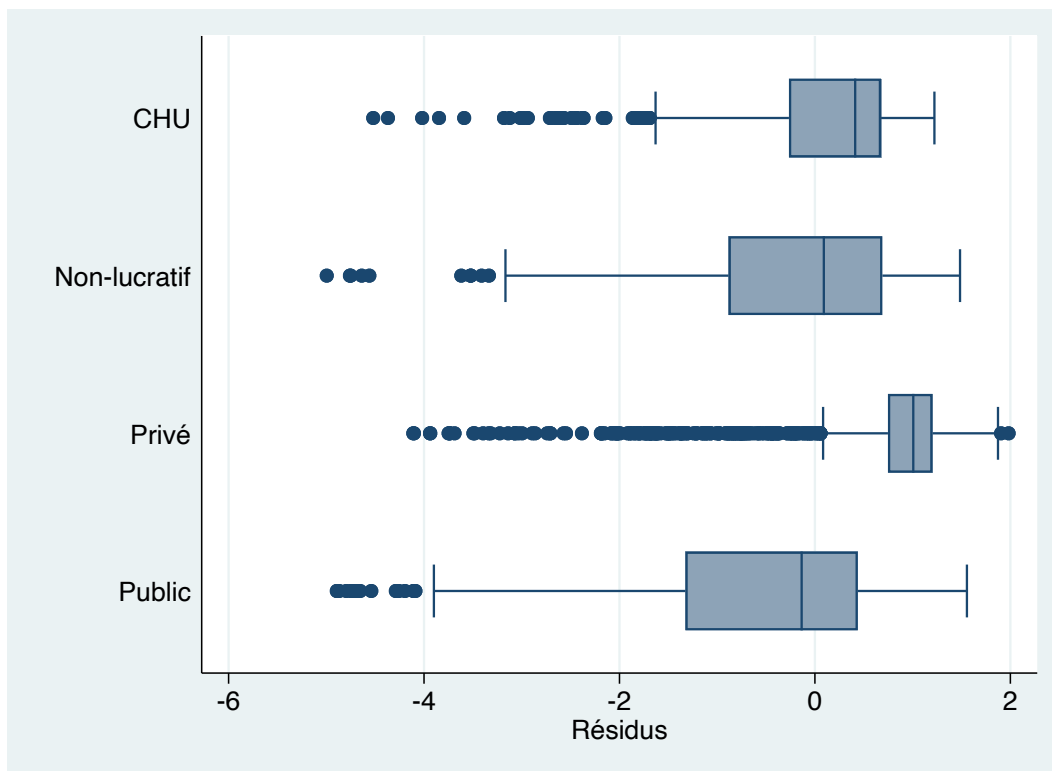
FIGURE 3 – Distribution de la durée moyenne de séjour



5 Comparaison des établissements. Fonction de production

Nous pouvons maintenant tenter une comparaison des établissements sur la base d'une fonction de production décrivant les conditions moyennes de fonctionnement dans la population de tous les établissements de santé répertoriés par la SAE. Pour nous donner une base objective de comparaison, qui ne préjuge de rien, nous convenons de mesurer tous les établissements à l'aune de la même fonction de production simple ¹⁶. Nous estimons le nombre moyen de séjours attendus par an dans un établissement comprenant un nombre donné de médecins et d'infirmières. L'écart en pourcentage entre la production prédite, sur la base de la moyenne nationale, pendant les 4 années 2016-2019, et le total des séjours réalisés par l'établissement est appelé *résidu* (ou *productivité globale des facteurs*), et il permet de classer les établissements en tenant compte de leurs différences d'effectifs. Les établissements dont le résidu est positif sont au-dessus de la moyenne de leur catégorie, tandis que les établissements dont le résidu est négatif sont en-dessous de cette moyenne. Il faut, pour apprécier ce qui suit, garder à l'esprit que le *résidu* d'un établissement est le pourcentage d'écart de productivité avec la norme estimée, moyenne de tous les établissements, lorsque la production est simplement mesurée par le total des séjours réalisés dans l'année par l'établissement (et défini plus haut). Les établissements dont le résidu est négatif sont donc en dessous de la moyenne.

FIGURE 4 – Distribution des résidus par statut juridique d'établissement



16. Il s'agit d'une fonction dite de Cobb-Douglas. Nous avons aussi estimé des fonctions de production plus « compliquées », c'est à dire, de type *Translog*, mais cela ne change pas les résultats pour l'essentiel. Les problèmes techniques liés aux éventuels biais d'endogénéité sont discutés en annexe.

Nous avons calculé ce résidu sous diverses hypothèses et avec différents points de vue sur la manière de construire les données (décrits en annexe), et nous arrivons toujours à la même conclusion. La figure 4 montre les distributions des résidus par catégorie juridique d'établissement (lorsque les seules variables prises en compte sont le nombre de médecins et les ETP infirmiers de l'établissement).¹⁷ Le secteur privé à but lucratif arrive largement en tête. La distribution des résidus des cliniques montre que plus de 90% des observations ont un résidu positif, et cette distribution est très resserrée autour de la médiane. La productivité des cliniques semble être d'environ 50% supérieure à celle des hôpitaux publics en moyenne. Nous discuterons plus loin nos estimations de ce pourcentage d'écart d'une manière plus précise. La distribution des résidus du secteur public hors CHU est beaucoup plus étalée et sa médiane est négative (plus de 50% des établissements sont au-dessous de la norme moyenne). Les CHU s'en sortent beaucoup mieux en apparence, avec une distribution de résidus nettement plus concentrée et dont la médiane est nettement positive, mais nous verrons plus loin que cela est dû à des variables manquantes. De manière générale, nous ne pouvons pas arrêter à ce point l'analyse, puisque nous n'avons pas tenu compte de certaines variables qui pourraient expliquer ces différences.

Pour affiner l'analyse, nous posons que les résidus eux-mêmes sont fonction de plusieurs variables. En contrôlant pour ces variables supplémentaires, on leur attribue une part de l'inefficacité mesurée pour chaque établissement, ce qui permet de préciser notre jugement.¹⁸ Parmi les variables qui expliquent bien le niveau du résidu lui-même, on trouve en premier lieu : (a), si l'établissement possède un service de psychiatrie au moins (variable PSY) ; (b), s'il possède un service de soins de suite et réadaptation (SSR) ; (c), s'il existe une unité de soins de longue durée (USLD) ; (d), si l'établissement est autorisé à gérer un service d'urgences (AUT) ; (e), si l'établissement possède (au moins) un bloc opératoire. Ces variables contribuent toutes très significativement à modifier la productivité : les 3 premières la diminuent, tandis que la présence d'un bloc l'augmente. En second lieu, on tient compte de la gravité des cas traités par l'établissement au moyen de deux indices calculés par *Hospidiag*, (f), le pourcentage de cas en cancérologie traités par l'établissement (variable A7 de *Hospidiag*¹⁹), et (g) l'indice de gravité des cas traités (variable A9 de *Hospidiag*²⁰), que nous désignons par *casemix*. Enfin, nous avons tenu compte de l'impact de la recherche et de l'enseignement sur la productivité (c'est à dire sur les résidus) : (h), nous utilisons un indicateur de l'activité de recherche calculé annuellement (variable A11 de *Hospidiag*²¹) ; (i) la contribution à l'enseignement est mesurée par un rapport du nombre d'externes sur le nombre de professeurs praticiens hospitaliers, dits PU-PH, dans

17. Précisons que sur la figure 4, la production est ici mesurée par le total des séjours en MCO (additionnant hospitalisation complète et ambulatoire) et que l'estimation est réalisée sur le sous-échantillon d'établissements qui ont une production de séjours positive en MCO.

18. Les résultats des régressions permettant ce nouveau calcul des « résidus du résidu » c'est à dire la seconde étape de notre stratégie d'estimation, sont présentées en annexe.

19. Il s'agit du nombre de séjours (hors séances) en cancérologie sur le nombre total de séjours (hors séances).

20. Cette variable indique le pourcentage de séjours de niveau de sévérité 3 et 4.

21. Il s'agit d'un indicateur synthétique qui se fonde notamment sur le nombre de publications scientifiques produites par l'établissement.

l'établissement (variable *A10* de *Hospidiag*²².)

La table 5 donne les moyennes de *A9* (ou *casemix*) par catégorie d'établissement et par tranche de taille, distinguées par le nombre de lits en MCO. A l'évidence, on voit que les cliniques pratiquent la sélection de clientèle, au contraire du secteur privé non-lucratif et du secteur public, car la valeur moyenne de *casemix* est nettement plus faible dans les cliniques. La variable *casemix* tend à être corrélée négativement avec la taille de l'établissement dans le secteur public.

TABLE 5 – MOYENNE DE L'INDICE DE GRAVITÉ DES CAS (CASEMIX) PAR TRANCHE DE TAILLE ET PAR STATUT. DONNÉES *Hospidiag* ET SAE, 2016-2019.

		(1)	(2)	(3)	(4)
		Hôpital	Clinique	Hôpital privé	CHU
		public	privée	non-lucratif	
Taille 1	$0 < Lits \leq 28$	33,64	11,45	24,62	12,18
Taille 2	$29 \leq Lits \leq 76$	23,62	4,94	18,18	12,07
Taille 3	$77 \leq Lits \leq 174$	14,79	3,67	11,62	10,49
Taille 4	$175 \leq Lits$	14,00	4,69	10,63	11,58

Les deux variables mesurant le pourcentage de cancérologie et le *casemix* ont un impact significatif et négatif sur la productivité : elles ont donc bien un impact qui a le sens attendu, mais le pourcentage de cancérologie a un effet modeste. En dépit de cela, la conclusion importante est que le fait de rajouter ces variables, qui permettent de mieux tenir compte de la diversité des établissements de soin, ne suffit jamais, et de loin, à expliquer tout l'écart entre secteur public et secteur privé, et plus précisément entre hôpitaux publics et cliniques. Il s'agit là du résultat principal du présent article ; nous le confirmons par d'autres estimations, présentées en annexe²³. Il est au passage notable que la distribution de la gravité des cas soit similaire dans les hôpitaux publics ordinaires et dans les hôpitaux du secteur privé à but non-lucratif.

La figure 5 montre les boxplots des distributions des résidus, purgés de l'effet des variables *(a)*-*(c)* et *(e)*-*(g)*.²⁴ Cela revient à dire que l'on compare les pourcentages, au-dessus ou en-dessous de la norme de production de séjours des établissements en tenant compte de « facteurs de

22. Plus précisément, il s'agit du ratio du nombre des externes sur le nombre de PU-PH dans l'établissement, divisé par le même rapport, calculé au niveau national.

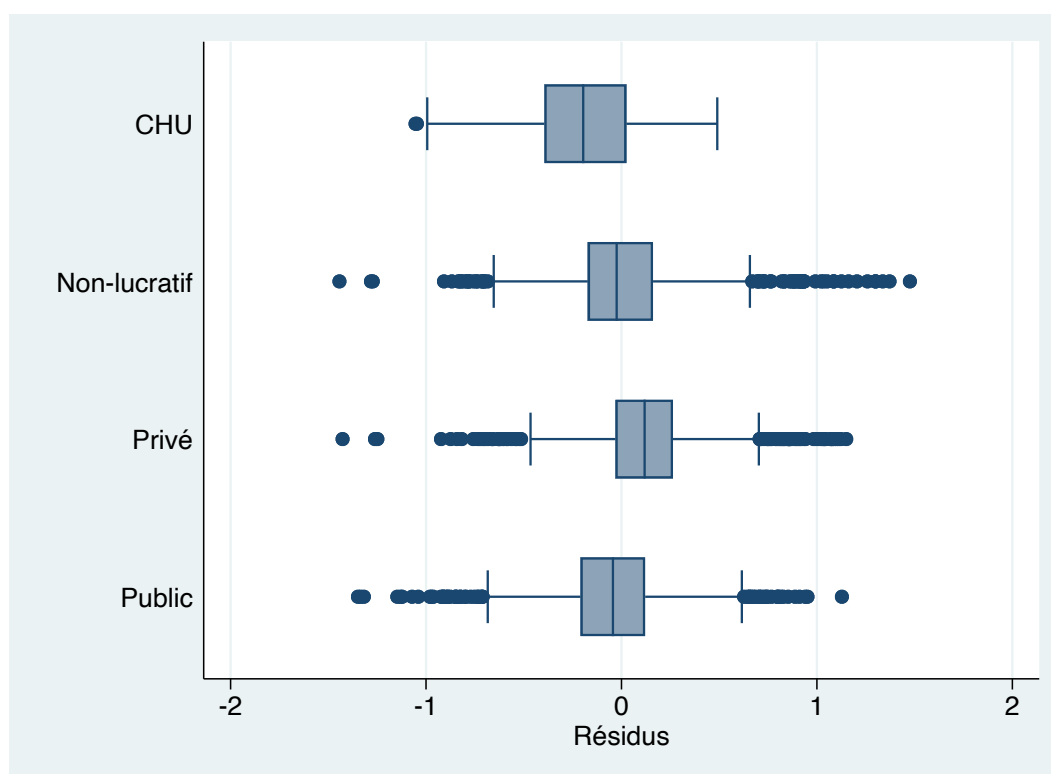
23. On établit ces résultats par des régressions linéaires, soit avec le total des séjours, soit avec les séjours en MCO seuls.

24. Diverses variantes avec plus ou moins de variables de contrôle donnent à peu près les mêmes résultats. On doit se souvenir que sur la figure 5, la production est mesurée par le total des séjours en MCO, en hospitalisation complète ou partielle, et que l'échantillon est celui des établissements dont la production de séjours en MCO est positive.

handicap » dans l'estimation de la norme : pour l'essentiel, le niveau moyen de gravité de cas traités, mais aussi, la présence d'un service de psychiatrie, de soins de suite et réanimation, etc. Il se trouve que le fait « d'excuser » ainsi les établissements qui ont des handicaps structurels ne suffit pas à effacer les différences de productivité entre secteurs public et privé, et de loin. En d'autres termes, si la sévérité des cas (casemix) était la même partout, les cliniques seraient toujours beaucoup plus productives que les CHU en MCO. La prise en compte des urgences, contrairement à ce qu'on pourrait penser, n'améliore pas la position relative du secteur public.

Sur cette figure 5 on voit bien que les écarts entre les distributions des résidus du secteur privé lucratif et du secteur public se sont réduits en comparaison de la figure 4. Les CHU se retrouvent derniers du classement, car le rectangle central, représentant la moitié centrale de la distribution de leurs résidus, est pour l'essentiel en-dessous de zéro, tandis que près de 75% des cliniques privées sont toujours au-dessus de zéro. Plus de 50% des hôpitaux publics sont en-dessous de zéro. La distribution des résidus du secteur privé non-lucratif, qui est assez divers, s'étale de part et d'autre de zéro.

FIGURE 5 – Distribution des « résidus du résidu » conditionnellement au statut juridique de l'établissement



Nous pouvons résumer par quelques pourcentages nos résultats relatifs aux différences moyennes de productivité entre les cliniques privées et les hôpitaux publics, les CHU et les hôpitaux privés à but non lucratif.²⁵ Nos estimations de ces écarts en pourcentage sont donnés par la table 6.

25. Ces pourcentages sont des estimations obtenues au moyen de régressions linéaires estimées par moindres

La table 6 donne les estimations des écarts de productivité entre statuts juridiques (cliniques privées, CHU, hôpitaux publics hors CHU, hôpitaux privés à but non-lucratif) obtenus en tenant compte de la gravité des cas (*casemix* et pourcentage de cancérologie) et en tenant ou non compte de l'activité de recherche et de la présence d'un service d'urgences. Par exemple, là où un CHU soigne 100 patients, à gravité égale, le secteur privé lucratif soigne 130 patients. La table 6 montre également que, là où l'hôpital public ordinaire soigne 100 patients, le secteur privé lucratif en soigne 120. Et là où l'hôpital privé à but non-lucratif traite 100 patients, l'hôpital privé à but lucratif en traite presque 110, le tout à gravité égale. Une autre manière de présenter la même chose est de dire que là où le secteur privé lucratif traite 100 patients, le CHU en traite 77 ; là où le secteur privé lucratif traite 100 patients, l'hôpital public ordinaire en traite 83 ; là où le secteur privé lucratif traite 100 patients, le secteur privé non-lucratif en traite 92, le tout à gravité des cas égale. Toutes ces différences sont non seulement importantes mais statistiquement très significatives.²⁶

TABLE 6 – ECARTS MOYENS DE PRODUCTIVITÉ EN POURCENTAGE ENTRE LE SECTEUR PRIVÉ LUCRATIF ET LES AUTRES SECTEURS, EN TENANT COMPTE DE LA GRAVITÉ DES CAS. SÉJOURS EN MCO. DONNÉES DE LA SAE, 2016-2019.

Secteur Privé par rapport à...	CHU	Hôpital public	Hôpital privé non lucratif
Sans tenir compte de la recherche et des urgences	+29,5%	+19,3 %	+9,8 %
En tenant compte de la recherche mais pas des urgences	+31,12%	+19,6%	+8,54%
En tenant compte des urgences mais pas de la recherche	+32,18%	+26,17%	+13,25%

Note : On contrôle pour le casemix (A9), le pourcentage de cancérologie (A7), la présence d'un service de psychiatrie, de SRR, d'une USLD, d'un bloc opératoire, et le nombre de lits et places en MCO.

La recherche médicale et l'enseignement de la médecine consomment des ressources, et par conséquent, sont susceptibles de nuire à la productivité apparente en termes de séjours. L'indicateur de recherche a bien un effet significatif et négatif sur la productivité, mais à nouveau, son effet sur la productivité est modeste, et ne suffit pas à expliquer les différences entre secteur public et privé, même combinée aux autres variables (*a*)-(g) décrites ci-dessus.

Cela dit, la recherche est très concentrée dans les CHU, même si elle n'est pas totalement absente carrés ordinaires, incluant les indicatrices du statut juridique des établissements — une approche en une seule étape. La production est mesurée par le total des séjours en MCO (y compris hospitalisation ambulatoire). L'échantillon comprend tous les établissements qui ont une production positive en MCO. Voir l'annexe pour les détails techniques.

26. Ces chiffres sont obtenus au moyen d'une fonction de production estimée par moindres carrés ordinaires incluant des indicatrices de statut juridique, dont les résultats complets sont donnés en Annexe, à la table 15.

des autres établissements. On risque donc d'imputer à la recherche tout l'écart de productivité des CHU avec les cliniques. Une manière de contourner la difficulté est de distinguer les CHU qui sont au-dessus de la médiane de A11 en termes d'activité de recherche et ceux qui sont en dessous.²⁷ On se demande alors si les CHU qui font le plus de recherche sont bien moins productifs. Les résultats montrent que les CHU qui font le moins de recherche restent très nettement moins productifs que les cliniques. Une pratique intensive de la recherche médicale rend les CHU seulement un peu moins productifs.²⁸

Enfin, on pourrait nous reprocher d'avoir fait cette évaluation en utilisant seulement les séjours en médecine-chirurgie-obstétrique comme mesure de la production. Mais les résultats sont très robustes : si on ajoute les passages aux urgences, les séjours en psychiatrie, les séjours en SSR et USLD, les séances de chimio- et radiothérapie et l'hospitalisation à domicile, les écarts entre secteurs privé et public sont encore plus défavorables au secteur public. Le fait qu'un CHU réalise 43000 passages aux urgences alors que le secteur privé n'en produit qu'environ 24000 (par an et par établissement, en moyenne, sachant qu'un service d'urgence est autorisé dans l'établissement) ne conduit pas à renverser le classement (cf. annexe).

Comme nous l'avons dit plus haut, ces écarts de productivité globale s'expliquent par une multiplicité de facteurs, certains étant mal observés ou mal mesurés. L'annexe donne des détails techniques relatifs à l'analyse présentée ci-dessus. Nous nous sommes livrés à plusieurs exercices économétriques pour éprouver la robustesse de ces résultats, avec diverses définitions de la production (incluant ou non les urgences, la psychiatrie, etc.), diverses variantes de la fonction de production, divers sous-échantillons et diverses listes de facteurs de production, et si nous obtenons parfois des estimations un peu différentes, nous parvenons toujours, pour l'essentiel, aux mêmes conclusions générales.

6 Approche par la demande de personnel

Une autre approche possible des données repose sur la notion de *demande de travail conditionnelle*.²⁹ L'approche poursuivie jusqu'ici était celle d'une fonction de production : en termes non techniques, nous nous sommes demandés ci-dessus quel devrait être le nombre de séjours réalisés par un établissement, étant donnés ses effectifs de médecins, infirmiers et autres personnels. A l'envers, nous nous demandons maintenant quels effectifs de médecins, infirmiers et autres personnels seraient normalement nécessaires pour réaliser un objectif de production décrit par un nombre donné de séjours ambulatoires (hospitalisation partielle), un nombre donné de séjours en hospitalisation complète, un nombre donné de passages aux urgences, etc. Par l'expression

27. Une variante de cette approche consiste à distinguer les CHU qui sont au-dessus du premier quartile en termes de recherche des autres CHU, un critère moins exigeant.

28. Une troisième méthode est d'imputer une partie du personnel à la recherche, et de recalculer la productivité avec du personnel net de la participation à cette recherche. Cette dernière approche donne des résultats très similaires aux autres — elle ne conduit pas à un changement des conclusions.

29. Dans les traités de micro-économie, on parle de *demande conditionnelle de facteurs de production*.

« normalement nécessaire » nous voulons dire ici que la moyenne de tous les établissements a été choisie comme norme pour les comparaisons. Un objectif de production de soins étant donné, si on observe que le secteur public demande plus de médecins et de personnel infirmier que le secteur privé, nous obtiendrons une autre manière de mesurer les différences de productivité en comparant les dépenses en personnel à nombre égal de séjours (à production égale). En d'autres termes, on observe que conditionnellement à un objectif de production, certains types d'établissement *demandent* plus de personnel que d'autres.

Cette approche présente également le mérite d'éviter d'agréger les différents services de soin, et donc de mesurer séparément les besoins en personnel associés à l'ambulatoire, à l'hospitalisation complète, aux urgences, etc, ce qui évite, en quelque sorte, d'additionner les pommes et les poires.³⁰ Cette approche conduit à des conclusions tout à fait similaires à celles de la section précédente, et elle permet d'affiner l'analyse, en montrant ce qui, dans les inefficacités du secteur public mises en évidence, dépend du statut juridique. En substance, nous montrons que les CHU « demandent » nettement plus de personnel infirmier et d'aides-soignants que les établissements privés pour réaliser un même objectif. Ce résultat semble en particulier avoir pour origine une inefficacité marquée dans l'organisation des soins ambulatoires par les CHU.

Nous allons donc comparer les populations d'hôpitaux privés, d'hôpitaux privés à but non-lucratif, d'hôpitaux publics ordinaires et de CHU du point de vue de leur demande de médecins, d'infirmiers, d'aides-soignant(e)s et de personnel administratif. Pour faire ces comparaisons, nous estimons une *demande de personnel moyenne*, fonction d'une liste de produits (ou *outputs*) de l'établissement dans une année, à savoir : 1°) séjours ambulatoires en MCO ; 2°) séjours en hospitalisation complète en MCO ; 3°) séjours en psychiatrie (hospitalisation totale) ; 4°) hospitalisation partielle en psychiatrie (de jour, de nuit, *venues*) ; 5°) passages aux urgences (générales ou pédiatriques) ; 6°) séjours en SSR et USLD ; 7°) séjours en HAD ; 8°) séances ; et 9°) actes et consultations externes (ACE). La demande de personnel ainsi estimée donne en moyenne les effectifs de médecins, les ETP infirmiers, aides-soignants et administratifs correspondant au nombre de séjours des divers types observés. Les établissements se situent au-dessus ou en-dessous de cette norme. Si un hôpital demande plus de chacune des catégories de personnel, il est inefficace. S'il en demande moins, il est plus productif que la moyenne. Les détails économétriques de l'analyse sont donnés en annexe.

Les figures qui suivent présentent des *boxplots* qui décrivent, pour chaque catégorie de personnel et pour chaque catégorie juridique d'établissement, le pourcentage en plus ou en moins de demande de personnel, en écart à la demande moyenne de tous les établissements confondus. Ces écarts peuvent être désignés comme *résidus* d'une demande moyenne de personnel. Nous considérons quatre catégories de personnel principales : les effectifs médecins, infirmiers, aides-soignants et administratifs.

30. Notre méthode repose ici sur l'idée de fonction de production multi-produit, décrite en annexe. Elle n'est pas contradictoire avec ce que nous avons fait jusqu'ici, elle en dérive de manière indirecte.

La figure 6 présente les boxplots des résidus d’une demande moyenne de médecins, conditionnellement à chacun des quatre statuts juridiques : CHU, établissements à but non-lucratif, établissements privés à but lucratif (cliniques) et hôpitaux publics hors CHU. On n’utilise pour calculer ces figures que deux produits : le séjours en MCO et en hospitalisation complète, et les séjours en MCO et en hospitalisation partielle. Cela conduit à une représentation qui est sans doute en partie biaisée dans la mesure où on néglige les urgences et d’autres *outputs* qui peuvent être importants et requérir la présence de nombreux médecins (l’annexe présente des résultats plus complets où 9 *outputs* sont considérés). Si on ajoutait les urgences comme variable, cela placerait les CHU, en termes de demande de médecins, au niveau du secteur privé (et les CHU ressembleraient donc beaucoup au secteur privé du point de vue des médecins). Ce sont les hôpitaux publics ordinaires qui se singularisent en fait par un faible nombre de médecins. Mais est-ce là le signe d’une efficacité extraordinaire ou au contraire, celui d’une pénurie ?

La figure 7 donne les distributions équivalentes pour les ETP du personnel infirmier : les écarts entre public et privé sont très marqués et montrent une demande de ce type de personnel plus forte dans le secteur public. Un classement par ordre d’efficacité ressort assez nettement : 1) privé ; 2) non-lucratif ; 3) public ordinaire ; 4) CHU.

Les figures 8 et 9 donnent les distributions des résidus correspondantes pour les personnels aides-soignants et le personnel administratif, respectivement, et on retrouve immédiatement le même type de différences suivant le statut juridique de l’établissement, et le même classement où les CHU apparaissent comme très inefficaces. Nous devons essayer de préciser ces différences et les évaluer en tenant compte d’éventuels handicaps des établissements, comme le fait qu’ils traitent des cas plus ou moins graves en moyenne. Nous nous sommes attachés à détailler tous les types de séjours dont la liste est donnée ci-dessus (1°-9°), pour ne laisser de côté aucune activité productive de l’hôpital qui puisse requérir la présence de personnel.

On compare les différents types d’établissements aux hôpitaux publics ordinaires (hors CHU) et on évalue l’écart moyen en pourcentage de leur demande de médecins, personnels infirmiers, aides-soignant(e)s et personnel administratif. Ces écarts sont en général très importants et significatifs. Les écarts sont toujours positifs pour les CHU, qui demandent plus des quatre catégories de personnel considérées. Les écarts sont en revanche négatifs pour les hôpitaux privés, à but lucratif ou non-lucratif, pour les personnels infirmiers, aides-soignants et administratifs, Les hôpitaux privés sont donc de ce fait nettement plus efficaces que les hôpitaux publics. La table 7 donne ces pourcentages d’écart.

FIGURE 6 – Distribution des résidus de la demande de médecins suivant le statut juridique de l'établissement

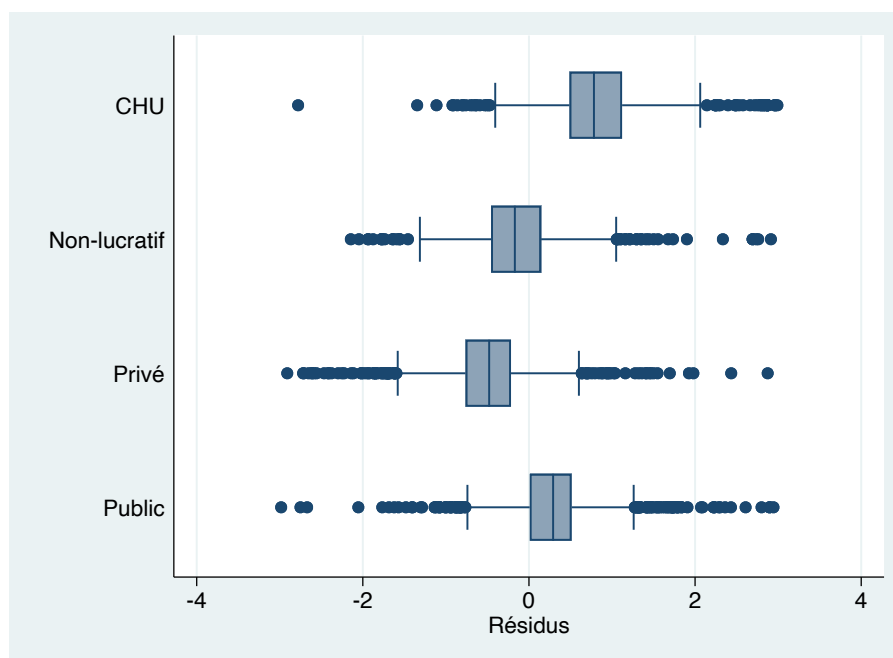


FIGURE 7 – Distribution des résidus de la demande de personnel infirmier suivant le statut juridique de l'établissement

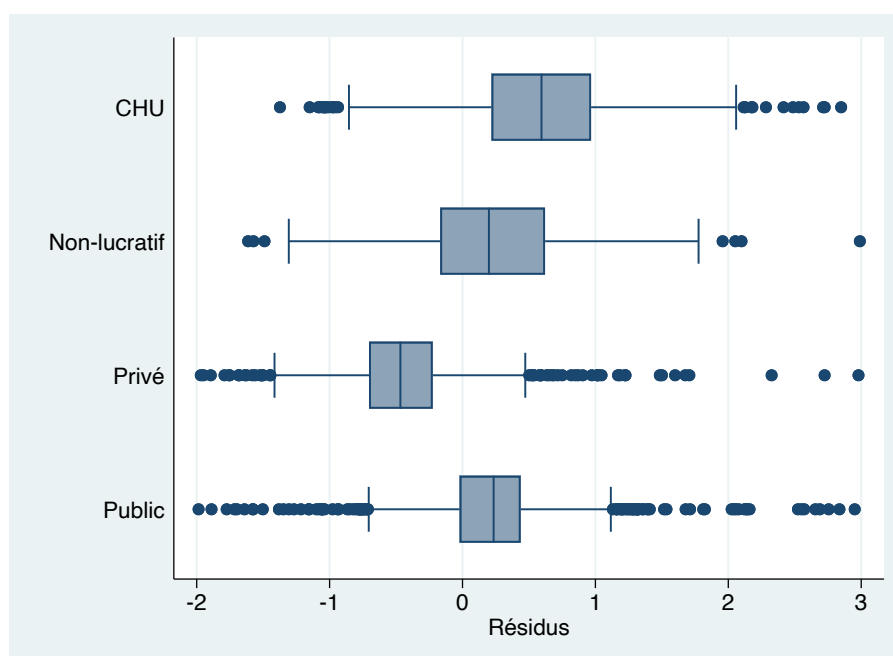


FIGURE 8 – Distribution des résidus de la demande d'aides-soignant(e)s suivant le statut juridique de l'établissement

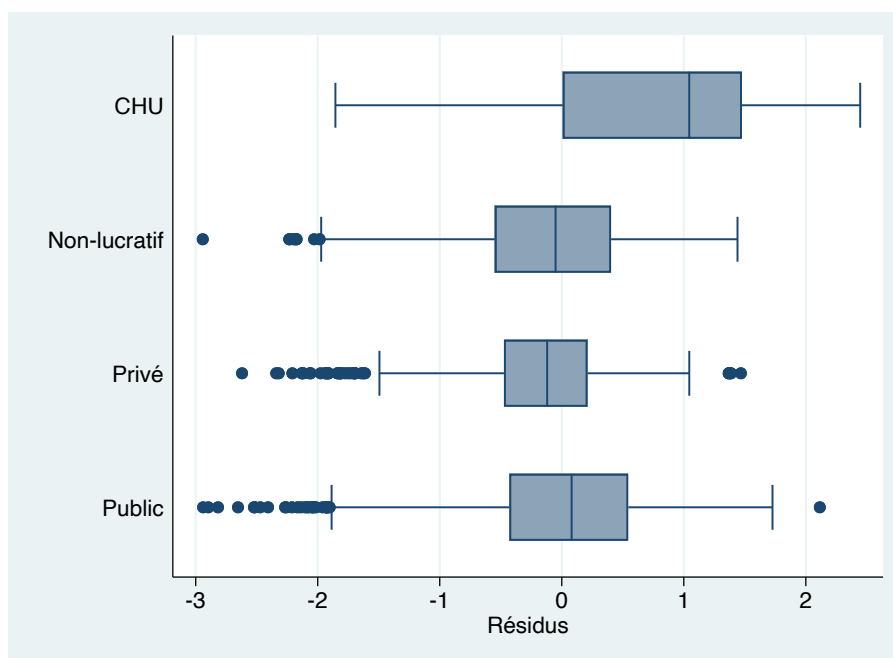
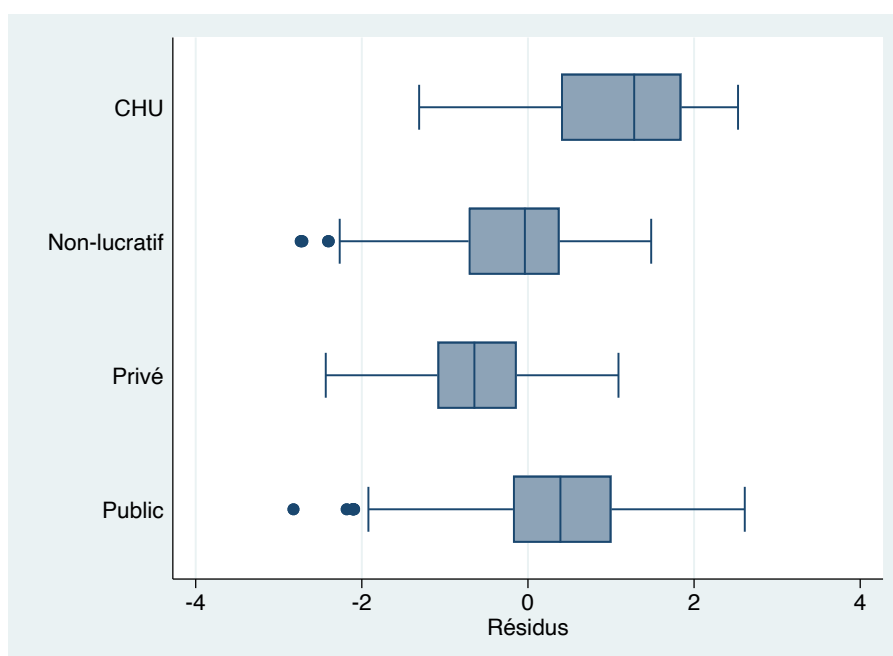


FIGURE 9 – Distribution des résidus de la demande de personnel administratif suivant le statut juridique de l'établissement



A première vue, il apparaît que les hôpitaux privés, à but lucratif ou non, ne font pas significativement mieux que les CHU en termes d’emploi des médecins. Une interprétation possible est en fait que les médecins manquent dans les hôpitaux publics ordinaires. En revanche, le secteur privé est en général beaucoup plus économe de personnel infirmier, aide-soignant et administratif. Le secteur public, et plus particulièrement les CHU, présentent décidément un comportement tout à fait hors-norme en termes d’emploi des aides-soignant(e)s. Nous consacrons la dernière section ci-dessous à cette question. Le secteur privé lucratif est nettement plus économe que les autres secteurs en termes de personnel administratif.

TABLE 7 – ECARTS MOYENS DE DEMANDE DE PERSONNEL EN POURCENTAGE PAR RAPPORT AUX HÔPITAUX PUBLICS ORDINAIRES (HORS CHU) EN TENANT COMPTE DE LA GRAVITÉ DES CAS ET DE L’ACTIVITÉ DE RECHERCHE. DONNÉES DE LA SAE, 2016-2019.

	Médecins	Infirmiers	Aides-soignants	Administratifs
CHU	+39,59%	+23,77%	+51,17%	+23,55%
Privé Lucratif	+39,43%	−23,58%	−52,87%	−15,85%
Privé Non-Lucratif	+28,65%	+2% [†]	−23,42%	+22,73%
[†] <i>non-significatif</i>				

L’annexe fournit les détails d’une analyse de la substitution des séjours ambulatoires aux séjours en hospitalisation complète.³¹ Nous pouvons en présenter ici les principaux résultats. Les établissements du secteur public et plus particulièrement les CHU semblent se caractériser par un coût élevé pour substituer des séjours ambulatoires à des séjours d’hospitalisation complète. Avec les ressources d’un séjour d’hospitalisation complète, les cliniques privées peuvent produire en moyenne 4,14 séjours ambulatoires. En revanche, un CHU, avec les mêmes ressources, semble ne pouvoir réaliser que 0,36 séjours ambulatoires en moyenne. La table 8 donne les valeurs du taux de substitution pour les 4 types de statut juridique considérés ici évalués à la part médiane de l’ambulatoire.

TABLE 8 – TAUX MARGINAL DE SUBSTITUTION DES SÉJOURS AMBULATOIRES AUX SÉJOURS D’HOSPITALISATION COMPLÈTE. ESTIMATION DE LA VALEUR MÉDIANE.

	Privé lucratif	Non-lucratif	Public ordinaire	CHU
TMST médian	4,14	2,06	0,39	0,36

L’interprétation de ces résultats n’est probablement pas l’existence d’un handicap technique fondamental du secteur public en termes de médecine ou de chirurgie ambulatoire ; il s’agit

31. Cette analyse s’appuie sur l’estimation d’un taux marginal de substitution technique entre hospitalisation complète et hospitalisation partielle propre à chaque type d’établissement.

sans doute plutôt de la trace dans les résultats d'estimation de facteurs qui expliquent le sous-développement de l'hospitalisation ambulatoire dans le secteur public. Avec nos outils, ces facteurs se traduisent par une substitution de l'ambulatoire à l'hospitalisation complète qui apparaît comme coûteuse. Une autre interprétation voisine de ces mêmes résultats est qu'il existe une résistance de l'organisation aux changements qui permettraient une substitution efficace de l'ambulatoire à l'hospitalisation complète. Enfin, comme nous l'avons déjà suggéré, il se peut que cela traduise une faiblesse ou un manque des investissements qui seraient nécessaires à une telle évolution.

7 Le cas des aides-soignant(e)s

Le cas des aides-soignant(e)s mérite un examen particulier. Leur contribution marginale à la production de séjours est difficile à estimer. Une raison à cela vient de la colinéarité des effectifs d'infirmiers et d'aides-soignants dans les établissements. Mais les normes d'emploi de ce type de personnel varient suivant le statut juridique de l'établissement. Si on étudie le nombre d'aides-soignantes par lit, on obtient qu'ils ou elles sont 4 fois plus nombreux dans un CHU que dans une clinique, en moyenne. Si on considère l'établissement médian dans chaque catégorie juridique, il y a presque 3 fois plus d'aides-soignantes par lit dans un CHU que dans une clinique. L'écart-type de ce ratio est également très élevé, ce qui indique la présence d'établissements publics où il est nettement plus élevé que dans le CHU moyen. La table 9 donne le détail de cette statistique descriptive. Une telle différence est bien évidemment une source d'interrogations. On obtient des chiffres similaires avec le ratio des infirmiers par lit, qui est en moyenne de 0,84 dans les cliniques et 2,14 dans les CHU, à la veille de l'épidémie de COVID.

Il existe une différence frappante entre les proportions des personnels médecins, infirmiers et aides-soignants entre les secteurs public et privé. La table 10 donne les statistiques descriptives du ratio infirmiers sur aides-soignants en fonction du statut juridique de l'établissement. Les établissements privés ont en moyenne 1 aide-soignant(e) pour 2 infirmiers(ères), ou 1/2 aide-soignant(e) par infirmier(ère) ; tandis que les CHU ont en moyenne 2 aides-soignant(e)s, pour 3 infirmiers(ères) ou 0,66 aide-soignant(e) par infirmier(ère) : c'est 32% de plus que le secteur privé. Si on se fonde sur la « norme » moyenne de 2 infirmières par aide-soignante, on doit interpréter ce résultat comme le signe qu'il y a un usage inefficace des aides-soignant(e)s dans le secteur public, à la fois par rapport aux infirmières et par rapport aux lits.

Si les embauches à l'hôpital ont été utilisées dans un passé récent comme instrument de lutte contre le chômage au niveau des collectivités locales, cette politique étant facilitée par la présence des maires en tant que présidents dans les conseils d'administration des hôpitaux avant 2009 (cf. Clarke et Milcent (2011)), cela explique notre constat et on comprend que les données gardent la trace de cette politique, qui a conduit à des inefficacités spectaculaires.

TABLE 9 – STATISTIQUES DESCRIPTIVES DU NOMBRE D’ETP AIDE-SOIGNANT(E)S PAR LIT (HOSPITALISATION COMPLÈTE). DONNÉES SAE, 2016-2019

	Tous les établissements	Hôpital public	Clinique privée	Hôpital privé non-lucratif	CHU
<i>1er quartile</i>	0,46	0,88	0,29	0,46	0,89
<i>Médiane</i>	0,86	1,11	0,39	0,64	1,14
<i>3ème quartile</i>	1,30	1,67	0,51	1,29	1,54
<i>Moyenne</i>	1,27	1,61	0,49	1,42	2,06
<i>Écart-type</i>	1,81	1,65	0,48	2,68	2,84
<i>Nombre d’observations</i>	5 812	2 700	1 882	684	546

TABLE 10 – STATISTIQUES DESCRIPTIVES DU RATIO INFIRMIERS SUR AIDES-SOIGNANTS

	Tous les établissements	Hôpital public	Clinique privée	Hôpital privé non-lucratif	CHU
<i>1er quartile</i>	0,69	0,59	0,90	0,68	0,74
<i>Médiane</i>	1,12	0,88	1,6	1,06	1,20
<i>3ème quartile</i>	1,86	1,31	2,30	2,11	1,50
<i>Moyenne</i>	1,65	1,26	1,95	1,90	1,46
<i>Écart-type</i>	2,03	1,59	1,86	2,58	2,49
<i>Nombre d’observations</i>	12 666	4 787	4 227	2 968	684

8 Conclusion

Nous avons étudié les données françaises de la Statistique annuelle des établissements et du site *Hospidiag*, données publiques officielles qui retracent l'activité et les ressources des hôpitaux et cliniques, publics ou privés, à but lucratif ou non-lucratif dans les années précédant immédiatement la pandémie de la Covid, de 2016 à 2019. Ces données nous permettent d'étudier la productivité comparée des différents types d'établissement. Nous considérons le nombre total de séjours d'hospitalisation complète ou ambulatoire en médecine-chirurgie-obstétrique comme indice de production. Au moyen de statistiques purement descriptives et à l'aide d'une approche économétrique très classique, par une fonction de production, ou une demande de personnel, nous trouvons qu'il existe de substantielles et significatives différences de productivité entre établissements publics et privés à ressources égales. Les hôpitaux à but non-lucratif (de type mutualiste ou autres) occupent une position intermédiaire entre hôpitaux publics et cliniques privées. Les cliniques privées pratiquent une forme de sélection de clientèle et traitent des cas en moyenne moins graves que les autres catégories d'établissement. Mais les différences de productivité que nous trouvons tiennent compte de ces différences de gravité des cas traités. De même, on peut tenir compte de l'activité de recherche et d'enseignement supérieur dans l'analyse de l'efficacité dans l'usage des ressources, mais nous trouvons que recherche et enseignement n'expliquent qu'une part mineure des différences. A ressources égales et en tenant compte des différences de gravité des malades traités, nous estimons que les cliniques privées ont une productivité supérieure de 30% à celle des CHU, de 20% supérieure à celle des hôpitaux publics ordinaires (non CHU) et de 10% supérieure à celle des établissements privés à but non lucratif. Les CHU sont donc les moins productifs. Ce classement des établissements en termes de productivité globale est robuste et peut être retrouvé au moyen de différentes variantes du modèle et de l'échantillon de travail. Une des causes importantes et apparentes de la différence est le moindre développement de la médecine et de la chirurgie ambulatoires dans le secteur public, mais on ne peut négliger le fait que l'hôpital public a été utilisé comme un instrument de la politique locale de l'emploi pendant des années. Il y a bien évidemment un faisceau d'autres causes sur lesquelles il nous est difficile de nous prononcer, notamment en raison des données dont nous disposons. La qualité des soins, en particulier, est mal mesurée, mais il nous paraît peu crédible que le secteur privé offre systématiquement une qualité de soins moins bonne que le secteur public.

9 Références bibliographiques

Choné, Philippe and Lionel Wilner (2022), “Financial Incentives and Competitive Pressure : The Case of the Hospital Industry”, *Journal of the European Economic Association*, 20(2), p 626–666, <https://doi.org/10.1093/jeea/jvab031>

Clarke, Andrew E. and Carine Milcent (2011), “Public Employment and Political Pressure : The Case of French Hospitals”, *Journal of Health Economics*, 30(5), 1103-1112.

Clarke, Andrew E. and Carine Milcent (2018), “Ownership and Hospital Behaviour : Employment and Local Unemployment”, *Social Science and Medecine*, 202, p 151-161.

Dormont, Brigitte and Carine Milcent (2019), “Ownership and Hospital Productivity”, Chapter 2 in Dormont and Milcent, editors, *Competition between Hospitals. Does it Affect the Quality of Care ?*, opuscul n°49, Cepremap, Editions rue d’Ulm, ENS, Paris ; <https://www.cepremap.fr/publications/competition-between-hospitals/>.

Kornai, Janos, Maskin, Eric and Gérard Roland (2003), “Understanding the Soft Budget Constraint”, *Journal of Economic Literature*, 41(4), 1095-1136.

A Annexe. Traitement des données

Les données de la SAE présentent plusieurs difficultés courantes. L’enquête est potentiellement très riche mais il y a des données manquantes. L’usage de certaines variables mal renseignées peut de ce fait faire tomber la taille de l’échantillon utilisable. Nous avons donc recherché des compromis entre taille de l’échantillon et finesse de la description. Ces compromis sont également délicats dans la construction de variables-clef. Cela dit, les résultats sont très robustes : les conclusions générales que nous obtenons ne dépendent pas des choix, plus ou moins restrictifs, que nous aurions pu faire pour extraire un échantillon de travail de la base SAE. En fait, les différences de productivité que nous mettons en évidence sont très significatives et vont toujours dans le même sens, avec des nuances.

Médecins. Une première difficulté, que personne ne sait bien résoudre, concerne les effectifs de médecins. D’une part, la base ne donne pas des *équivalents temps-plein* (ETP) pour les médecins, et d’autre part, il y a des médecins salariés et des médecins libéraux. Il y a très peu de médecins salariés dans le secteur privé lucratif (5 médecins salariés en moyenne par clinique, alors qu’il y a 39 médecins en exercice libéral en moyenne par clinique). Au contraire, il y a peu de médecins libéraux dans le secteur public. La table 11 donne le détail. Par ailleurs, on ne connaît pas le

nombre d'heures des médecins et il existe une marge pour définir l'horaire qui correspondrait au temps plein. Nous avons fait le choix d'agréger tous les médecins. Ils sont essentiellement libéraux dans le privé et surtout salariés dans le public. Comme nous ne connaissons pas les heures fournies par les libéraux, il se peut donc que notre effectif agrégé surestime les ETP médecins. Si c'est le cas, alors, l'effectif médecin surestime surtout la force de travail des médecins dans le secteur privé, ce qui fait apparaître les cliniques comme moins productives qu'elles ne le sont réellement. Une comptabilité fine des heures serait donc assurément à l'avantage du secteur privé.³²

TABLE 11 – EFFECTIFS MÉDECINS PAR ÉTABLISSEMENT. DONNÉES DE LA SAE, 2016-2019

	Effectif moyen par établissement	
	Médecins Salariés	Médecins Libéraux
Hôpitaux publics	46	4,5
Cliniques	5	39
Hôpitaux privés non-lucratifs	14	22
CHU	228	2

Infirmiers(ières). Il existe des infirmières ordinaires, dites sans spécialité, des infirmières avec spécialité et des infirmières-cadres. On ne connaît pas toujours le détail des 3 types, certains établissements ayant mal renseigné les rubriques des infirmières spécialisées et des infirmières-cadres. On obtient un grand échantillon de 14564 observations, si on inclut un établissement-année quand on dispose d'un ETP infirmier sans spécialité pour cet établissement-année.

Aides-Soignant(e)s. Nous ne parvenons pas à trouver que les aides-soignantes ont une productivité marginale positive (en présence des ETP infirmiers) dans une tentative pour estimer une fonction de production. Les moindres carrés ordinaires donnent même un coefficient *négalif* pour le logarithme de l'ETP aide-soignant. C'est sans doute un biais d'endogénéité : là où les aides-soignants sont nombreux, il se trouve que la productivité tend à être plus faible. Par la méthode des effets fixes (estimateur *within*), on trouve que les aides-soignantes ont une productivité nulle. Il peut y avoir plusieurs raisons pour lesquelles on ne parvient pas à un coefficient positif, mais il est vraisemblable qu'il y ait surtout des problèmes de colinéarité entre ETP des différentes catégories de personnel que l'on voudrait introduire dans une fonction de production.

32. Le fait que nos modèles soient log-linéaires assure qu'une erreur sur le taux de conversion des effectifs médecins libéraux en ETP ne jouera pour l'essentiel que sur les constantes des régressions.

B Annexe. Résultats obtenus avec la fonction de production

Nous rendons compte ici de quelques approches simples pour estimer une fonction de production agrégeant les différents outputs de l'hôpital. La première idée est d'exploiter la structure de panel des données. Dans cette perspective, on estime les coefficients des variables représentant les facteurs de production par l'estimateur *within* ou *intra*, utilisant le fait que chaque établissement de santé est observé plusieurs fois. Le passage à l'écart à la moyenne temporelle de chaque variable permet d'éliminer l'éventuelle corrélation des facteurs de production avec des effets fixes inobservables liés à chaque établissement. On obtient alors des estimations des coefficients de la fonction de production, qui sont en principe purgées des éventuels biais d'endogénéité et qui permettent de calculer les résidus. Dans un seconde étape, on étudie les résidus eux-mêmes par régression, en les projetant sur des variables qui ne varient pas avec le temps, comme le statut juridique de l'établissement. Une autre approche simple, en une seule étape cette fois, consiste à estimer la fonction de production par moindres carrés ordinaires, mais en introduisant beaucoup de variables de contrôle pour essayer de limiter les biais de variable manquante. Parmi les variables, on ajoute alors des indicatrices de statut juridique de l'établissement. Nous avons essayé des méthodes plus sophistiquées (par exemple, la fonction translog) et divers tests de robustesse qui n'aboutissent pas à des résultats très différents. Nous avons également réalisé une analyse de *frontière stochastique* qui n'apporte rien de vraiment nouveau. Nous retenons de nos diverses tentatives que le recours à l'estimateur intra-groupe (ou within) où le groupe est l'établissement, même si elle aboutit à des estimations significatives, donne des résultats qui ne sont pas nécessairement plus fiables que les moindres carrés généralisés, en raison du fait que le panel est court. Il semble donc que des estimations par moindres carrés, lorsque les variables de contrôle les plus importantes sont introduites dans les régressions, sont à la fois d'une précision satisfaisante et peu affectées par des biais sur les coefficients estimés qui seraient liés à la corrélation des mesures des effectifs de médecins et d'infirmiers avec des effets fixes inobservables propres à l'établissement. On notera d'ailleurs que ces dernières régressions ont typiquement des R^2 très élevés ; elles expliquent plus de 90% de la variance de la variable étudiée.³³

B.1 Résultats obtenus par la méthode des effets fixes, et en deux étapes

Pour commencer, une fonction de Cobb-Douglas est estimée par une méthode de panel, à savoir l'estimateur *within* ou *intra*, sous l'hypothèse classique d'effets additifs fixes des établissements de santé. Soit Y_{it} un indice de production de l'établissement i à la période t (ici le nombre total de séjours). Soient X_{kit} pour $k = 1, \dots, K$, les mesures de K facteurs de production indicés par k . Soit y_{it} le logarithme du nombre total de séjours dans l'établissement i à l'année t ; soit x_{1it} le logarithme de l'effectif médecin et x_{2it} le logarithme de l'ETP infirmier dans i

33. Des essais d'instrumentation par des variables retardées (une procédure classique) ne semblent pas remettre en cause les conclusions.

à l'année t ; soit Z_i un vecteur de caractéristiques pertinentes de l'établissement i (facteurs dits quasi-fixes, équipements, effectifs d'autres catégories de personnel, etc.), alors on pose, $y = \alpha_1 x_{1it} + \alpha_2 x_{2it} + Z_i \beta + \epsilon_{it}$. Il existe d'autres facteurs de production qui pourraient être rajoutés avec des coefficients α_k . En fait, on ne les mesure pas tous et on ne peut pas estimer tous les paramètres : ils sont dans le terme d'erreur ϵ_{it} ou dans Z_i . Comme certains facteurs et certaines caractéristiques sont inobservables, et pour résoudre le problème d'endogénéité de x_1 et x_2 dans la régression qui est ainsi posé, on utilise une approche par effets fixes classique, en estimant le modèle en écarts à la moyenne temporelle (estimateur *within*). On obtient des valeurs de α_1 et α_2 positives, plus petites que 1 et significatives, que nous noterons $\hat{\alpha}_1$ et $\hat{\alpha}_2$. Nous adoptons une approche d'estimation en deux étapes pour estimer l'impact des variables qui ne varient pas dans le temps, et au premier chef, le statut juridique de l'établissement. On construit le résidu $\hat{u}_{it} = y_{it} - \hat{\alpha}_1 x_{1it} - \hat{\alpha}_2 x_{2it}$. La distribution de \hat{u} , conditionnellement au statut juridique de l'établissement, est décrite par la figure 4.

Dans la deuxième étape, on régresse \hat{u} sur une liste de contrôles Z_i (avec ou sans le statut juridique de l'établissement). On obtient un résidu $\hat{\epsilon}_{it} = \hat{u}_{it} - Z_i \hat{\beta}$. Lorsque les indicatrices de statut juridique ne sont pas dans Z_i on obtient la figure 5. La table 12 donne les résultats de diverses spécifications de la fonction de Cobb-Douglas. Nous retenons le modèle le plus simple, colonne (2), pour le calcul du résidu \hat{u} . Le modèle est estimé ici avec le total des séjours en MCO et sur le sous-échantillon pour lequel la production de séjours en MCO est positive; c'est une manière d'avoir un échantillon plus homogène, plus concentré sur les établissements généralistes classiques. La table 13 donne l'étude de ces résidus par une régression, estimée par moindres carrés ordinaires. Dans cette régression l'indice de gravité des cas n'est pas utilisé. On voit que les indicatrices, Psychiatrie, SSR, USLD, présence d'un bloc, sont très significatives et comme on s'y attend, le coefficient des trois premières est négatif. Le coefficient de l'indicatrice du secteur privé lucratif (cliniques) vaut 0,54, très significatif. On a $e^{0,54} - 1 = 0,71$ et donc le secteur privé serait de 71% plus productif que les hôpitaux publics ordinaires, en moyenne, à effectifs égaux. On observe que les CHU qui font plus de recherche sont un peu moins productifs mais cela n'explique qu'une petite partie de la différence avec le secteur privé. Cette approche donne des écarts relatifs de productivité globale entre secteurs privé et public qui sont très importants, même compte tenu du fait que la gravité des cas n'est pas prise en compte. On peut observer que les coefficients des régressions sont en général statistiquement très significatifs.

Dans les régressions de la table 14, les indices de gravité des cas, pourcentage de cancérologie et *casemix* (c'est à dire l'indice de sévérité A9) sont ajoutés comme variables explicatives. L'examen de la table montre que le *casemix* explique une partie substantielle de la différence de productivité entre secteurs privé et public.

Les résidus d'une régression similaire à la régression (1) de la table 14, mais sans la variable recherche, permettent de calculer la figure 5.

TABLE 12 – ÉTUDE D'UNE FONCTION DE PRODUCTION DE COBB-DOUGLAS, ESTIMÉE PAR LA MÉTHODE DES EFFETS FIXES (ESTIMATEUR *within*). VARIABLE EXPLIQUÉE : LOGARITHME DU TOTAL DES SÉJOURS EN MÉDECINE-CHIRURGIE-OBSTÉTRIQUE

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Log Médecins	0,169** (0,054)	0,170** (0,053)	0,198** (0,066)	0,166** (0,051)	0,166** (0,052)	0,134** (0,044)
Log Infirmiers	0,522*** (0,141)	0,533*** (0,124)	. (.)	0,475*** (0,105)	0,491*** (0,125)	0,262*** (0,065)
Log Aides-soignants	0,008 (0,060)	. (.)	0,255*** (0,071)	. (.)	-0,035 (0,064)	. (.)
Log Administratifs	. (.)	. (.)	. (.)	0,149** (0,058)	0,154* (0,062)	. (.)
Lits	. (.)	. (.)	. (.)	. (.)	. (.)	0,746 (0,627)
Lits ²	. (.)	. (.)	. (.)	. (.)	. (.)	-0,056 (0,065)
Places	. (.)	. (.)	. (.)	. (.)	. (.)	0,149 (0,104)
Places ²	. (.)	. (.)	. (.)	. (.)	. (.)	-0,015 (0,017)
Constante	5,473*** (0,661)	5,462*** (0,670)	6,604*** (0,454)	5,189*** (0,728)	5,237*** (0,711)	4,904** (1,492)
Observations	5 997	6 028	6 001	6 018	5 991	4 456
F	6,85***	9,52***	7,76***	7,06***	5,81***	14,98***
R^2 within	0,121	0,125	0,064	0,135	0,132	0,222
R^2 between	0,615	0,606	0,563	0,602	0,619	0,763
R^2 overall	0,625	0,646	0,583	0,604	0,655	0,759
σ_u	1,321	1,329	1,538	1,291	1,278	0,625
σ_e	0,181	0,181	0,187	0,180	0,180	0,099
ρ	0,981	0,982	0,985	0,981	0,980	0,976

Note : La significativité est indiquée par : * pour $p < 0.05$, ** pour $p < 0.01$, *** pour $p < 0.001$. σ_u et σ_e sont les écarts-types des effets fixes d'établissement et du terme d'erreur, respectivement. La statistique ρ est le pourcentage de la variance dû aux effets fixes d'établissement. Toutes les variables sont en logarithmes. La constante est la moyenne des effets fixes.

TABLE 13 – ÉTUDE DES RÉSIDUS DE LA FONCTION DE PRODUCTION, COLONNE (2) DE LA TABLE 12. MOINDRES CARRÉS ORDINAIRES

	(1)	(2)	(3)	(4)
Psychiatrie	-0,327*** (0,019)	-0,219*** (0,017)	-0,218*** (0,017)	-0,220*** (0,017)
<i>USLD</i>	-0,238*** (0,016)	-0,091*** (0,014)	-0,090*** (0,014)	-0,092*** (0,015)
<i>SSR</i>	-0,165*** (0,014)	-0,126*** (0,013)	-0,127*** (0,013)	-0,126*** (0,013)
Bloc opératoire	0,570*** (0,036)	0,424*** (0,034)	0,422*** (0,034)	0,424*** (0,034)
Privé	. (.)	0,540*** (0,017)	0,541*** (0,017)	0,540*** (0,017)
Privé non-lucratif	. (.)	0,110*** (0,022)	0,111*** (0,022)	0,110*** (0,022)
CHU	. (.)	-0,091*** (0,019)	. (.)	. (.)
CHU Recherche+	. (.)	. (.)	-0,103*** (0,020)	-0,112*** (0,022)
CHU Recherche–	. (.)	. (.)	-0,040*** (0,034)	-0,079*** (0,022)
Constante	-2,208*** (0,166)	-1,933*** (0,158)	-1,927*** (0,158)	-1,928*** (0,158)
Observations	4 456	4 456	4 456	4 456
<i>F</i>	678,03***	839,59***	781,92***	785,43***
<i>R</i> ²	0,675	0,755	0,755	0,755

Note : La significativité est indiquée par : * pour $p < 0.05$, ** pour $p < 0.01$, *** pour $p < 0.001$. Dans cette régression, le résidu de la régression (2) de la table 12 est la variable expliquée. On a contrôlé cette régression pour lits et places, lits et places au carré, l'interaction lits×places et l'absence de traitements ambulatoires. Dans la colonne (3) la variable CHU Recherche+ indique les CHU dont l'indice de recherche est supérieur au premier quartile de la variable A11. Dans la colonne (4), CHU Recherche+ indique les CHU dont l'indice de recherche est supérieur à la médiane de A11. Les hôpitaux publics ordinaires sont la référence pour les indicatrices de statut juridique de l'établissement (privé, privé non-lucratif, CHU). Les 4 premières variables explicatives de la table ont été définies plus haut.

TABLE 14 – ÉTUDE DES RÉSIDUS DE LA FONCTION DE PRODUCTION, COLONNE (2) DE LA TABLE 12. MOINDRES CARRÉS ORDINAIRES. AVEC GRAVITÉ DES CAS.

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Psychiatrie	-0,328*** (0,021)	-0,221*** (0,018)	-0,323*** (0,023)	-0,234*** (0,019)	-0,318*** (0,023)	-0,233*** (0,019)
<i>USLD</i>	-0,239*** (0,016)	-0,087*** (0,015)	-0,191*** (0,016)	-0,089*** (0,015)	-0,198*** (0,016)	-0,086*** (0,015)
<i>SSR</i>	-0,177*** (0,015)	-0,123*** (0,014)	-0,154*** (0,014)	-0,123*** (0,013)	-0,153*** (0,014)	-0,122*** (0,013)
Bloc opératoire	0,587*** (0,035)	0,468*** (0,034)	0,407*** (0,034)	0,345*** (0,033)	0,384*** (0,034)	0,346*** (0,033)
Recherche	-0,178*** (0,016)	0,088*** (0,014)	-0,106*** (0,015)	0,016 (0,010)	-0,033** (0,012)	0,006 (0,010)
% Cancérologie	. (.)	. (.)	-0,006*** (0,001)	-0,008*** (0,000)	-0,007*** (0,001)	-0,008*** (0,000)
Casemix	. (.)	. (.)	-0,020*** (0,001)	-0,013*** (0,000)	-0,020*** (0,001)	-0,013*** (0,001)
Enseignement	. (.)	. (.)	. (.)	. (.)	-0,147*** (0,015)	0,048* (0,020)
Privé	. (.)	0,546*** (0,017)	. (.)	0,431*** (0,020)	. (.)	0,434*** (0,020)
Privé non-lucratif	. (.)	0,139*** (0,023)	. (.)	0,203*** (0,022)	. (.)	0,206*** (0,022)
CHU	. (.)	-0,037 (0,022)	. (.)	-0,165*** (0,021)	. (.)	-0,208*** (0,029)
Constante	-1,588*** (0,141)	-1,485*** (0,135)	-1,161*** (0,138)	-1,149*** (0,130)	-1,058*** (0,135)	-1,157*** (0,130)
Observations	4,456	4,456	4 339	4 339	4 339	4 339
<i>F</i>	607,57***	741,61***	593,48***	900,07***	595,15***	849,73***
<i>R</i> ²	0,665	0,736	0,736	0,781	0,741	0,782

Note : La significativité est indiquée par : * pour $p < 0.05$, ** pour $p < 0.01$, *** pour $p < 0.001$. Dans cette régression, le résidu de la régression (2) de la table 12 est la variable expliquée. On a contrôlé cette régression pour lits et places, lits et places au carré et l'absence de traitements ambulatoires. Dans les colonnes (3) à (6), on contrôle pour l'indice de sévérité *casemix* et le pourcentage de cancérologie. La variable *Enseignement* est l'indice A10 de *Hospidiag* décrit plus haut. Les hôpitaux publics ordinaires sont la référence pour les indicatrices de statut juridique de l'établissement (privé, privé non-lucratif, CHU). L'activité de recherche est mesurée par A11. Les 4 premières variables explicatives de la table ont été définies plus haut.

B.2 Méthode en une étape. Evaluation des différences de productivité avec le total des séjours en Médecine-Chirurgie-Obstétrique

Pour estimer les différences de productivité entre statuts juridiques, on peut avoir recours à une fonction de production estimée par moindres carrés ordinaires, pourvu qu'on introduise les contrôles a priori pertinents. Le coefficient des indicatrices de statut juridique sera la base de calcul de notre pourcentage d'écart. On peut espérer que la plus grande part des effets fixes liés aux établissements sont bien capturés par des contrôles et par les indicatrices de statut, et que les estimateurs des moindres carrés ordinaires sont fiables. Cette méthode donne des coefficients voisins de ceux déjà obtenus, avec bien sûr, des différences, surtout pour le coefficient du logarithme des personnels infirmiers, mais les estimations sont significatives et les conclusions générales subsistent clairement : le classement des statuts juridiques des établissements en termes de productivité globale reste le même ; les écarts en pourcentage semblent plus raisonnables. Ce dernier point nous incite à choisir ces estimations comme base de calcul pour la table 6 ci-dessus.

Les résultats d'estimation d'une fonction de Cobb-Douglas, estimée par moindres carrés ordinaires, sont détaillés dans la table 15. Pour cette estimation, on a contrôlé pour les variables Psychiatrie, SSR, USLD, Bloc Opératoire, etc, mais aussi pour les log-lits et log-places et l'interaction log-lits×log-places, sachant que la variable *lits* est une mesure de capacité en hospitalisation complète tandis que la variable *places* mesure la capacité en ambulatoire. L'introduction de ces variables diminue l'importance des ETP infirmiers, en raison sans doute d'une certaine colinéarité avec les lits et places³⁴. Les colonnes (4) et (6) de la table 15 montrent que les variables *Recherche* et *Enseignement* ne font pas bon ménage avec l'indicatrice de CHU, sans doute parce que enseignement et recherche caractérisent essentiellement les CHU. Nous nous fonderons donc sur les coefficients des colonnes (2) et (4) de la table 15 pour nos calculs de pourcentage de la table 6.³⁵

Nous avons estimé des variantes dans lesquelles on introduit aussi les effectifs d'aides-soignant(e)s et de personnels administratifs, avec des résultats assez voisins de ce que montre la table 15.³⁶ Cela nous donne confiance dans le résultat général d'un fort écart de productivité globale entre secteurs privé et public. Les écarts de 30%, 20% et 10% entre cliniques privées et, respectivement, CHU, hôpitaux publics ordinaires et hôpitaux privés non lucratifs apparaissent en fait comme la valeur basse de la fourchette, puisque l'approche en 2 étapes donne des écarts nettement plus marqués de 78%, 53%, et 25% entre secteur privé lucratif et respectivement, les CHU, hôpitaux publics ordinaires et hôpitaux privés non-lucratifs.

34. Il faut comparer la colonne (1) de la Table 15 avec la colonne (6) de la Table 12.

35. La colonne (6) présente une anomalie puisque la variable enseignement a un coefficient positif, tandis que le coefficient de CHU paraît mal estimé en comparaison des autres colonnes de la table. Cela dit, les coefficients des colonnes (2) et (4) de la table 15 donnent des résultats très voisins.

36. De même, les résultats sont robustes à des variantes de définition des variables et de l'échantillon de travail.

TABLE 15 – ÉTUDE D'UNE FONCTION DE PRODUCTION DE COBB-DOUGLAS. MOINDRES CARRÉS ORDINAIRES. VARIABLE EXPLIQUÉE : LOGARITHME DU TOTAL DES SÉJOURS EN MÉDECINE-CHIRURGIE-OBSTÉTRIQUE.

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Log Médecins	0,250*** (0,017)	0,240*** (0,017)	0,254*** (0,017)	0,239*** (0,017)	0,253*** (0,017)	0,240*** (0,017)
Log Infirmiers	0,036* (0,0169)	0,091*** (0,018)	0,040* (0,017)	0,091*** (0,018)	0,043* (0,017)	0,091*** (0,017)
Log Lits	0,288*** (0,036)	0,199*** (0,038)	0,280*** (0,036)	0,198*** (0,038)	0,266*** (0,036)	0,201*** (0,038)
Log Lits ²	0,080*** (0,005)	0,087*** (0,005)	0,080*** (0,005)	0,087*** (0,005)	0,081*** (0,005)	0,087*** (0,005)
Log Places	0,707*** (0,036)	0,690*** (0,035)	0,700*** (0,036)	0,691*** (0,035)	0,693*** (0,036)	0,690*** (0,034)
Log Places ²	0,072*** (0,007)	0,065*** (0,007)	0,073*** (0,007)	0,064*** (0,007)	0,072*** (0,007)	0,064*** (0,007)
Log Lits × Log places	-0,187*** (0,011)	-0,179*** (0,010)	-0,186*** (0,011)	-0,179*** (0,010)	-0,184*** (0,011)	-0,179*** (0,010)
% Cancérologie	-0,006*** (0,000)	-0,006*** (0,000)	-0,005*** (0,000)	-0,006*** (0,000)	-0,005*** (0,000)	-0,006*** (0,000)
Casemix	-0,016*** (0,001)	-0,014*** (0,001)	-0,016*** (0,001)	-0,014*** (0,001)	-0,016*** (0,001)	-0,014*** (0,001)
Recherche	. (.)	. (.)	-0,036*** (0,010)	0,018 (0,010)	-0,011 (0,010)	0,006 (0,010)
Enseignement	. (.)	. (.)	. (.)	. (.)	-0,052*** (0,012)	0,057** (0,017)
Privé	. (.)	0,177*** (0,018)	. (.)	0,179*** (0,018)	. (.)	0,183*** (0,018)
Non-lucratif	. (.)	0,083*** (0,017)	. (.)	0,082*** (0,017)	. (.)	0,084*** (0,017)
CHU	. (.)	-0,082*** (0,016)	. (.)	-0,097*** (0,018)	. (.)	-0,148*** (0,024)
Constante	4,764*** (0,097)	4,727*** (0,096)	4,765*** (0,097)	4,734*** (0,096)	4,804*** (0,098)	4,721*** (0,096)
Observations	4 339	4 339	4 339	4 339	4 339	4 339
R^2	0,934	0,937	0,934	0,937	0,934	0,937

Note : Données de la SAE 2016-2019. La significativité des coefficients est indiquée par : * pour $p < 0,05$, ** pour $p < 0,01$, *** pour $p < 0,001$. La variable expliquée est le logarithme des séjours. La variable *Log Infirmiers* est le logarithme des ETP infirmiers sans spécialisation. Nous avons omis de donner les coefficients des variables Psychiatrie, SSR, USLD et Bloc Opératoire qui ont été introduites dans la régression et sont toujours significatives avec le signe attendu.

TABLE 16 – ÉTUDE D’UNE FONCTION DE PRODUCTION DE COBB-DOUGLAS. VARIABLE EXPLI-
QUÉE : LOGARITHME DU TOTAL DES SÉJOURS EN MÉDECINE-CHIRURGIE-OBSTÉTRIQUE.

	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
Log Médecins	0,241*** (0,018)	0,225*** (0,018)	0,243*** (0,018)	0,222*** (0,018)	0,242*** (0,018)	0,225*** (0,017)
Log Infirmiers	0,062** (0,022)	0,117*** (0,023)	0,064** (0,022)	0,116*** (0,023)	0,067** (0,023)	0,115*** (0,023)
Psychiatrie	-0,129*** (0,012)	-0,116*** (0,011)	-0,130*** (0,012)	-0,115*** (0,011)	-0,130*** (0,012)	-0,114*** (0,011)
SSR	-0,054*** (0,011)	-0,058*** (0,011)	-0,055*** (0,011)	-0,056*** (0,011)	-0,056*** (0,011)	-0,055*** (0,011)
USLD	-0,065*** (0,012)	-0,044*** (0,011)	-0,065*** (0,012)	-0,044*** (0,011)	-0,067*** (0,012)	-0,040*** (0,011)
Urgences	0,075*** (0,011)	0,084*** (0,011)	0,072*** (0,011)	0,087*** (0,011)	0,067*** (0,011)	0,090*** (0,011)
ACE	-0,104*** (0,016)	0,037 (0,021)	-0,101*** (0,015)	0,036 (0,021)	-0,097*** (0,015)	0,034 (0,021)
Bloc	0,241*** (0,024)	0,234*** (0,024)	0,240*** (0,024)	0,234*** (0,024)	0,238*** (0,024)	0,234*** (0,024)
% Cancérologie	-0,005*** (0,000)	-0,006*** (0,000)	-0,005*** (0,000)	-0,006*** (0,000)	-0,005*** (0,000)	-0,006*** (0,000)
Casemix	-0,015*** (0,000)	-0,014*** (0,000)	-0,015*** (0,001)	-0,014*** (0,001)	-0,015*** (0,001)	-0,014*** (0,001)
Recherche	. (.)	. (.)	-0,013 (0,009)	0,025* (0,010)	-0,001 (0,010)	0,011 (0,010)
Enseignement	. (.)	. (.)	. (.)	. (.)	-0,029* (0,013)	0,063*** (0,018)
Privé	. (.)	0,263*** (0,027)	, (.)	0,266*** (0,027)	. (.)	0,270*** (0,027)
Non-lucratif	. (.)	0,131*** (0,017)	. (.)	0,130*** (0,017)	. (.)	0,134*** (0,017)
CHU	. (.)	-0,049** (0,018)	. (.)	-0,067*** (0,019)	. (.)	-0,122*** (0,025)
Constante	4,788*** (0,099)	4,664*** (0,093)	4,785*** (0,099)	4,674*** (0,093)	4,801*** (0,099)	4,661*** (0,093)
Observations	4339	4339	4339	4339	4339	4339
R^2	0,935	0,938	0,935	0,939	0,936	0,939

Note : Données de la SAE 2016-2019. La significativité des coefficients est indiquée par : * pour $p < 0,05$, ** pour $p < 0,01$, *** pour $p < 0,001$. Nous avons omis de donner les coefficients des variables Log-lits, Log-lits², Log-places, Log-places² et Log-lits×Log-places qui ont été introduites dans la régression et sont toujours significatives.

La table 16 donne une série de 6 variantes des régressions de la table 15 avec la particularité qu'elles contiennent des indicatrices pour la présence d'un service d'urgences (Urgences) et la présence d'actes et consultations externes (ACE). Cela permet d'apprécier la sensibilité des estimations de l'écart entre les indicatrices de statut juridique, et particulièrement la différence Privé – CHU.

Le fait que la variable expliquée soit le log du total des séjours en MCO laisse de côté une partie de la production, mais les indicatrices de statut juridique et de la présence d'autres services dans l'établissement permettent de tenir compte d'éventuelles différences dans le pourcentage des médecins et personnels infirmiers qui sont affectés aux séjours de MCO. Cet exercice est donc tout à fait instructif et il en ressort une bonne stabilité des coefficients estimés à travers les variantes. Nous passons maintenant à l'étude de régressions expliquant le log du total des séjours, additionnant tous les outputs énumérés plus haut sauf les actes et consultations externes. Dans cette dernière optique on n'oublie aucune activité essentielle mais on additionne des types de séjours qui peuvent être très différents (du simple passage aux urgences aux soins intensifs et aux pathologies lourdes).

B.3 Méthode en une étape. Evaluation des différences de productivité avec le total des séjours

Nous utilisons maintenant le logarithme du total des séjours comme variable expliquée. Nous additionnons donc, dans chaque établissement et chaque année, les séjours en MCO, en MCO ambulatoire, les passages aux urgences, les séances, les séjours en psychiatrie, en hospitalisation complète et partielle, les séjours en SSR, UDSL et HAD. Les régressions de la table 17 sont le pendant de la table 16, avec seulement un changement de variable expliquée. Il est frappant que les résultats soient qualitativement similaires. Le seul changement notable est le coefficient a_2 des ETP infirmiers, qui devient substantiel avec cet élargissement de la notion de production agrégée. Le coefficient a_2 estimé devient comparable à celui que nous obtenons par la méthode des effets fixes. Mais le fait de compter les passages aux urgences, les séances, etc., donne-t-il une meilleure image de la productivité du secteur public ? La réponse est non. La colonne (2) de la table 17 montre que l'écart entre Privé et CHU est de 0,47, soit une différence de $e^{0,47} - 1 = 60\%$. La table 18 donne l'estimation de cette même équation par la méthode des effets fixes (estimateur *within*). On voit que la contribution marginale des aides-soignant(e)s n'est pas significativement différente de zéro. Les coefficients attachés aux log-médecins et log-ETP infirmiers changent, tout en restant dans le domaine du vraisemblable, et se rapprochent de ce qui a été trouvé par la même méthode plus haut en se limitant aux séjours de médecine-chirurgie-obstétrique (cf. Table 12).

TABLE 17 – ÉTUDE D'UNE FONCTION DE PRODUCTION DE COBB-DOUGLAS.

VARIABLE EXPLIQUÉE : LOGARITHME DU TOTAL DES SÉJOURS.

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Log Médecins	0.325*** (0.021)	0.324*** (0.021)	0.331*** (0.021)	0.321*** (0.021)	0.325*** (0.021)	0.318*** (0.021)
Log Infirmiers	0.550*** (0.025)	0.613*** (0.028)	0.557*** (0.025)	0.612*** (0.028)	0.576*** (0.025)	0.614*** (0.028)
Psychiatrie	-0.015 (0.017)	-0.019 (0.016)	-0.019 (0.017)	-0.017 (0.016)	-0.022 (0.017)	-0.019 (0.016)
SSR	0.103*** (0.015)	0.092*** (0.014)	0.099*** (0.015)	0.093*** (0.014)	0.096*** (0.015)	0.091*** (0.015)
USLD	-0.136*** (0.017)	-0.133*** (0.016)	-0.136*** (0.017)	-0.134*** (0.016)	-0.149*** (0.017)	-0.139*** (0.016)
Urgences	0.817*** (0.017)	0.768*** (0.017)	0.803*** (0.017)	0.771*** (0.017)	0.769*** (0.017)	0.766*** (0.017)
ACE	-0.118*** (0.021)	0.056 (0.029)	-0.106** (0.021)	0.054 (0.028)	-0.080*** (0.021)	-0.057* (0.028)
Bloc	0.105** (0.035)	0.075* (0.034)	0.102** (0.035)	0.075* (0.034)	0.086* (0.034)	0.075* (0.033)
% Cancérologie	0.010*** (0.001)	0.010*** (0.001)	0.010*** (0.001)	0.010*** (0.001)	0.010*** (0.001)	0.009*** (0.010)
Casemix	-0.011*** (0.001)	-0.010*** (0.001)	-0.011*** (0.001)	-0.010*** (0.001)	-0.012*** (0.001)	-0.010*** (0.001)
Recherche	. (.)	. (.)	-0.052** (0.017)	0.033 (0.019)	0.031 (0.021)	0.052* (0.020)
Enseignement	. (.)	. (.)	. (.)	. (.)	-0.191*** (0.022)	-0.091** (0.035)
Privé	. (.)	0.228*** (0.037)	. (.)	0.232*** (0.037)	. (.)	0.227*** (0.037)
Non-lucratif	. (.)	-0.021 (0.029)	. (.)	-0.022 (0.029)	. (.)	-0.027 (0.029)
CHU	. (.)	-0.246*** (0.027)	. (.)	-0.270*** (0.031)	. (.)	-0.191*** (0.050)
Constante	4.486*** (0.138)	4.483*** (0.145)	4.475*** (0.137)	4.497*** (0.144)	4.581*** (0.135)	4.516*** (0.144)
Observations	4,339	4,339	4,339	4,339	4,339	4,339
R ²	0.901	0.906	0.902	0.907	0.904	0.907

Note : Données de la SAE 2016-2019. La significativité des coefficients est indiquée par : * pour $p < 0,05$, ** pour $p < 0,01$, *** pour $p < 0,001$. Nous avons omis de donner les coefficients des variables Log-lits, Log-lits², Log-places, Log-places² et Log-lits×Log-places qui ont été introduites dans la régression et sont toujours significatives.

TABLE 18 – ÉTUDE D'UNE FONCTION DE PRODUCTION DE COBB-DOUGLAS, ESTIMÉE PAR LA MÉTHODE DES EFFETS FIXES (ESTIMATEUR WITHIN).

VARIABLE EXPLIQUÉE : LOGARITHME DU TOTAL DES SÉJOURS.

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Log Médecins	0.109*** (0.030)	0.099** (0.032)	0.130*** (0.035)	0.092** (0.030)	0.104*** (0.029)	0.118** (0.038)
Log Infirmiers	0.385*** (0.073)	0.326** (0.106)	. (.)	0.275** (0.100)	0.349*** (0.068)	0.340*** (0.071)
Log Aides-soignants	0.080 (0.055)	. (.)	0.280*** (0.074)	. (.)	0.043 (0.059)	. (.)
Log Administratifs	. (.)	. (.)	. (.)	0.183*** (0.050)	0.153** (0.052)	. (.)
Log Lits	. (.)	. (.)	. (.)	. (.)	. (.)	0.332 (0.326)
Log Lits ²	. (.)	. (.)	. (.)	. (.)	. (.)	-0.027 (0.034)
Log Places	. (.)	. (.)	. (.)	. (.)	. (.)	0.066 (0.095)
Log Places ²	. (.)	. (.)	. (.)	. (.)	. (.)	-0.004 (0.015)
Constante	7.024*** (0.392)	7.626*** (0.498)	7.782*** (0.346)	7.229*** (0.432)	6.798*** (0.378)	6.899*** (0.861)
Observations	6,124	6,228	6,129	6,214	6,116	4,456
F	12.75***	7.26***	11.70***	12.84***	13.47***	10.92***
R^2 within	0.148	0.114	0.091	0.146	0.167	0.162
R^2 between	0.729	0.731	0.590	0.709	0.731	0.822
R^2 overall	0.745	0.757	0.614	0.740	0.752	0.815
σ_u	1.192	1.296	1.405	1.193	1.127	0.756
σ_e	0.137	0.141	0.142	0.137	0.136	0.099
ρ	0.987	0.988	0.990	0.987	0.986	0.983

Note : La significativité est indiquée par : * pour $p < 0.05$, ** pour $p < 0.01$, *** pour $p < 0.001$. σ_u et σ_e sont les écarts-types des effets fixes d'établissement et du terme d'erreur, respectivement. La statistique ρ est le pourcentage de la variance dû aux effets fixes d'établissement. La constante est la moyenne des effets fixes.

Les différences peuvent être dues aux données manquantes, qui vont varier la taille des échantillons utilisés pour les diverses variantes, mais aussi au fait qu'il existe des non-linéarités que la simple fonction de Cobb-Douglas ne parvient pas bien à saisir. Enfin, comme nous l'avons déjà

souligné, dans ce panel assez court, la variabilité des effectifs est faible et l'estimateur *within* donne probablement des résultats moins fiables que ceux de la table 17.

C Annexe. Demande conditionnelle de facteurs

L'approche par la demande conditionnelle de facteurs définie plus haut repose sur l'idée d'une fonction de production multi-produit. Nous prendrons le modèle le plus simple qui permet de développer l'approche et justifie les régressions présentées ci-dessous. Soit Y_j la quantité produite du produit j (séjours en hospitalisation complète et séjours en hospitalisation partielle ou ambulatoire, passages aux urgences, etc.). On suppose qu'il y a L produits indicés j . Soit X_k la quantité de facteur de production k avec ici $k = 1, \dots, K$. Certains facteurs sont observés et d'autres non. Les quatre facteurs observés sont ici les effectifs de médecins, d'infirmiers, d'aides-soignant(e)s et de personnel administratif. On pose le modèle de Cobb-Douglas généralisé suivant,

$$\prod_j Y_j^{b_j} = A \prod_k X_k^{a_k},$$

où $A > 0$, $a_k > 0$, $b_j > 0$ sont des paramètres, et on suppose que $\sum_j b_j = 1$. La contrainte que la somme des puissances des Y_j vaut 1 est imposée sans perte de généralité. Tout se passe comme si une capacité de production $AX_1^{a_1} \dots X_K^{a_K}$ était obtenue grâce aux facteurs, et pouvait se répartir, avec des possibilités de substitution imparfaites, entre les Y_j , $j = 1, \dots, L$. On note $Y = \prod_j Y_j^{b_j}$. Une interprétation naturelle est que Y est un indice de production agrégé.³⁷

Soit w_k le taux de salaire de la catégorie de personnel k . Les demandes de facteurs conditionnelles, notées $X_k^*(Y, w)$, sont celles qui minimisent la dépense en facteur (ici la masse salariale) $\sum_k w_k X_k$ sous la contrainte que $A \prod_k X_k^{a_k} \geq Y$. Ce problème est très classique. Si λ est le multiplicateur de Lagrange de la contrainte on a $X_k^* = \lambda a_k Y / w_k$ pour chaque k . Comme la contrainte est satisfaite à l'égalité, on tire aisément,

$$\lambda Y = \left(\frac{Y}{\gamma} \right)^{\frac{1}{a}} \quad \text{où} \quad a = \sum_k a_k, \quad \text{et} \quad \gamma = A \prod_k \left(\frac{a_k}{w_k} \right)^{a_k}.$$

Les demandes de facteur $X_k^*(Y, w)$ en découlent immédiatement. En passant aux logarithmes, posant $x_k = \ln(X_k)$ et $y_j = \ln(Y_j)$, on trouve,

$$x_k^* = \sum_j \frac{b_j}{a} y_j + \delta_k, \quad \text{où} \quad \delta_k = \ln \left(\frac{a_k}{w_k} \right) - \frac{1}{a} \ln(\gamma).$$

Comme les salaires w_k ne sont pas observés on traite les δ_k comme des constantes propres à chaque facteur. Pour mettre ce modèle sous forme économétrique, il suffit d'ajouter une erreur

37. On pourrait aussi supposer que l'indice a une forme CES, à savoir $Y = (Y_1^c + \dots + Y_L^c)^{\frac{1}{c}}$, et on obtiendrait le modèle déjà étudié, en posant $c = 1$.

aléatoire de moyenne nulle (noté ϵ_k) au membre de droite. On obtient pour chaque input k observé,

$$x_k^* = \sum_j \beta_j y_j + \delta_k + \epsilon_k, \quad \text{avec} \quad \beta_j = \frac{b_j}{a}.$$

Il est clair qu'on peut estimer ces équations log-linéaires par une méthode économétrique simple, en ajoutant des variables de contrôle puisque γ dépend de A et que ce dernier paramètre peut être spécifié comme une fonction des contrôles. Enfin, remarquons que $a = \sum_k a_k$ mesure en théorie les rendements d'échelle, qui sont croissants si $a > 1$, etc. Donc, quand on a estimé les coefficients β_j , $j = 1, \dots, L$ par une régression de x_k sur les y_j , $j = 1, \dots, L$ et des contrôles, la somme des coefficients $\sum_j \beta_j$ est égale à $1/a$, du moins en théorie. L'approche que nous adoptons permet alors de se faire une idée des rendements d'échelle en prenant l'inverse de la somme des coefficients estimés des outputs y_j , $j = 1, \dots, L$ dans l'équation de demande conditionnelle de facteurs ci-dessus. Le modèle est sur-identifié et pour chaque facteur de production k observable, on obtient une valeur de $1/a$. Notons que nous pouvons estimer ainsi a sans nécessairement connaître la liste de tous les inputs $k = 1, \dots, K$, et donc sans estimer chaque a_k séparément.

Ce modèle permet de calculer un taux marginal de substitution entre hospitalisation complète en MCO, notée Y_1 et hospitalisation partielle en MCO, notée Y_2 . La valeur absolue de la pente de l'isoquante $Y_1^{b_1} Y_2^{b_2} = \text{Constante}$, soit le $\text{TMST}_{12}(Y_1, Y_2)$, s'écrit

$$\text{TMST}_{12} = \frac{b_1}{b_2} \frac{Y_2}{Y_1}.$$

Cela peut se réécrire

$$\text{TMST}_{12} = \frac{\beta_1 \times \text{part ambulatoire}}{\beta_2 \times \text{part hospitalisation complète}}.$$

Examinons maintenant les résultats d'estimation des demandes de facteur sous forme log-linéaire. Cette estimation est réalisée sans tenir compte des contraintes inter et intra-équation suggérées par le modèle de Cobb-Douglas généralisé. En dépit de cela, les valeurs estimées des paramètres sont assez stables. On utilise les moindres carrés ordinaires et on introduit une liste de variables de contrôle qui peuvent expliquer des différences de productivité (différences dans la valeur de A). Les tables qui suivent résument les estimations qu'on obtient pour β_1, \dots, β_L , $a = \sum_k a_k$ et β_1/β_2 . Les variables de contrôle ajoutées sont les suivantes : présence d'un bloc opératoire ; pourcentage de cancérologie (indice A7) ; casemix (indice A9) ; indice d'activité de recherche (indice A11). La table 19 donne les coefficients β_j et a dérivés de la demande estimée de médecins ; la table 20 donne ces mêmes coefficients dérivés de la demande estimée de personnel infirmier ; la table 21 donne ces mêmes coefficients dérivés de la demande estimée de personnel aide-soignant ; et enfin la table 22 donne ces mêmes coefficients dérivés de la demande estimée de personnel administratif. C'est à partir des coefficients de ces tables 19, 20 et 22, et plus particulièrement leur dernière ligne, que nous avons calculé les valeurs de la table 8. L'avant-dernière ligne de ces dernières tables, qui donne une estimation de l'élasticité d'échelle a , montre qu'on doit toujours conclure à l'existence de rendements croissants à l'échelle. Les rendements d'échelle sont les

plus forts dans le secteur privé lucratif et les plus faibles dans les CHU. Nous retrouvons une hiérarchie familière des quatre statuts juridiques étudiés. Dans l'ensemble, et si on met à part les aides-soignantes, le modèle de demande de personnel conditionnelle est plus facile à estimer, donne des résultats relativement plus stables, même sans imposer aucune contrainte sur les paramètres.

Reste la question d'un potentiel biais d'endogénéité affectant l'estimation des coefficients β_j dans les équations de demande de personnel. On peut en principe assez aisément instrumenter les productions de séjours y_j par des variables qui devraient être corrélées à la demande locale de soins, qui expliquent donc les y_j et qui ne sont pas simultanément corrélées avec les résidus des équations expliquant les effectifs. Le résultat de cette approche sera malheureusement assez sûrement de diminuer la précision des estimateurs des coefficients β , sans permettre d'établir l'existence d'un biais quelconque. Nous ne disposons pas d'instrument assez fort et convaincant, qui soit une cause exogène de variation de la demande de soins, et qui permettrait d'éclairer ce problème de biais potentiel. Une autre approche classique consiste alors à utiliser des variables de production retardées pour instrumenter les y_j . Si, par exemple, on instrumente y_{1t} et y_{2t} par leurs valeurs de l'année initiale 2016 et qu'on estime le modèle seulement sur les années 2017 à 2019 par doubles moindres carrés, on obtient sensiblement les mêmes résultats : les conclusions sont très robustes.

TABLE 19 – DEMANDE CONDITIONNELLE DE MÉDECINS. PARAMÈTRES β_j

	Privé lucratif	Non-lucratif	Public ordinaire	CHU
log MCO hosp complète	0,184 (0,008)	0,279 (0,019)	0,167 (0,007)	0,083 (0,02)
log MCO hosp partielle	0,095 (0,010)	0,068 (0,010)	0,063 (0,007)	0,127 (0,022)
log Séances	0,033 (0,003)	0,053 (0,006)	0,060 (0,004)	0,067 (0,008)
log Urgences	0,021 (0,002)	0,032 (0,005)	0,052 (0,005)	0,068 (0,005)
Constante	1,219 (0,086)	0,698 (0,137)	0,962 (0,041)	1,886 (0,234)
$a = (\sum_j \beta_j)^{-1}$	2,369	1,936	2,003	1,969
β_1/β_2	1,936	4,103	2,651	0,653
Nombre d'observations	1926	702	3656	700
R^2	0,67	0,79	0,83	0,86

Note : Les écarts-type sont entre parenthèses. Tous les coefficients présentés sont significatifs à 1 pour mille. Les coefficients omis ici sont ceux des variables suivantes, toutes introduites dans cette régression : consultations externes, psychiatrie (complète et partielle) ; SSR ; HAD, toutes en logarithmes, puis A7, A9, A10, A11, présence d'un bloc opératoire.

TABLE 20 – DEMANDE CONDITIONNELLE D’INFIRMIÈRES. PARAMÈTRES β_j

	Privé lucratif	Non-lucratif	Public ordinaire	CHU
log MCO hosp complète	0,261 (0,012)	0,313 (0,036)	0,084 (0,007)	0,083 (0,025)
log MCO hosp partielle	0,078 (0,008)	0,063 (0,010)	0,065 (0,006)	0,064 (0,019)
log Séances	0,059 (0,005)	0,048 (0,006)	0,073 (0,005)	0,075 (0,009)
log Urgences	0,032 (0,002)	0,047 (0,006)	0,055 (0,004)	0,066 (0,006)
Constante	0,934 (0,086)	0,689 (0,254)	2,270 (0,042)	2,919 (0,260)
$a = (\sum_j \beta_j)^{-1}$	1,909	1,414	1,799	1,972
β_1/β_2	3,338	4,974	1,290	1,297
Nombre d’observations	1919	696	3688	690
R^2	0,76	0,71	0,82	0,79

Note : Les écarts-type sont entre parenthèses. Tous les coefficients présentés sont significatifs à 1 pour mille. Les coefficients omis ici sont ceux des variables suivantes, toutes introduites dans cette régression : consultations externes, psychiatrie (complète et partielle) ; SSR ; HAD, toutes en logarithmes, puis A7, A9, A10, A11, présence d’un bloc opératoire.

TABLE 21 – DEMANDE CONDITIONNELLE D’AIDES-SOIGNANTES. PARAMÈTRES β_j

	Privé lucratif	Non-lucratif	Public ordinaire	CHU
log MCO hosp complète	0,301 (0,016)	0,253 (0,033)	0,050 (0,008)	0,050 (0,018)
log MCO hosp partielle	0,059 (0,011)	0,042 (0,009)	0,060 (0,008)	0,054 (0,017)
log Séances	0,054 (0,004)	0,014 (0,006)	0,076 (0,006)	0,075 (0,011)
log Urgences	0,037 (0,003)	0,050 (0,006)	0,048 (0,004)	0,067 (0,006)
Constante	-0,069 (0,158)	0,998 (0,234)	2,343 (0,049)	3,470 (0,246)
$a = (\sum_j \beta_j)^{-1}$	1,416	1,616	2,156	2,508
β_1/β_2	5,038	6,079	0,841	0,930
Nombre d’observations	1902	693	3626	677
R^2	0,68	0,56	0,72	0,75

Note : Les écarts-type sont entre parenthèses. Tous les coefficients présentés sont significatifs à 1 pour mille. Les coefficients omis ici sont ceux des variables suivantes, toutes introduites dans cette régression : consultations externes, psychiatrie (complète et partielle) ; SSR ; HAD, toutes en logarithmes, puis A7, A9, A10, A11, présence d’un bloc opératoire.

TABLE 22 – DEMANDE CONDITIONNELLE DE PERSONNEL ADMINISTRATIF. PARAMÈTRES β_j

	Privé lucratif	Non-lucratif	Public ordinaire	CHU
log MCO hosp complète	0,206 (0,010)	0,243 (0,030)	0,205 (0,009)	0,058 (0,021)
log MCO hosp partielle	0,077 (0,008)	0,080 (0,010)	0,062 (0,008)	0,130 (0,023)
log Séances	0,041 (0,003)	0,048 (0,007)	0,059 (0,005)	0,064 (0,009)
log Urgences	0,034 (0,002)	0,026 (0,006)	0,049 (0,006)	0,070 (0,007)
Constante	0,478 (0,101)	0,423 (0,205)	0,509 (0,052)	1,723 (0,296)
$a = (\sum_j \beta_j)^{-1}$	1,913	1,653	1,596	1,732
β_1/β_2	2,680	3,050	3,318	0,451
Nombre d'observations	1931	692	3469	684
R^2	0,69	0,75	0,80	0,79

Note : Les écarts-type sont entre parenthèses. Tous les coefficients présentés sont significatifs à 1 pour mille. Les coefficients omis ici sont ceux des variables suivantes, toutes introduites dans cette régression : consultations externes, psychiatrie (complète et partielle) ; SSR ; HAD, toutes en logarithmes, puis A7, A9, A10, A11, présence d'un bloc opératoire.