

Tarification à l'activité et concurrence non tarifaire



Philippe CHONÉ¹, Franck EVAIN², Lionel WILNER³, Engin YILMAZ²

1. Centre de recherche en économie et en statistique (CREST)
2. Direction de la recherche, des études, de l'évaluation et des statistiques (DREES)
3. INSEE-CREST

De nombreux pays de l'OCDE ont introduit des systèmes de paiement à l'activité pour financer leurs établissements de santé. La France a ainsi adopté en 2004 la réforme dite de « tarification à l'activité » (T2A) afin d'inciter ces établissements à davantage d'efficacité.

L'objectif de cette étude est d'analyser l'impact du changement de tarification en comparant le comportement des établissements du secteur public au sens large (hôpitaux publics et établissements privés à but non lucratif), pour lesquels le système de tarification est monté en charge sur la période 2005-2008, et les établissements du secteur privé à but lucratif pour lesquels il s'est appliqué intégralement dès 2005. Cette étude examine plus particulièrement l'impact du changement de tarification sur l'activité, en prenant en compte la concurrence créée par ce nouveau système de financement.

Nos analyses montrent que le nombre de séjours chirurgicaux a davantage augmenté dans le secteur public que dans le secteur privé. De plus, cet effet est progressif au cours du temps entre 2005 et 2008. Nous mettons aussi en évidence une complémentarité entre la tarification et la concurrence, dans la mesure où l'effet de la T2A est d'autant plus marqué que le degré de concurrence est élevé. Les résultats montrent ainsi un impact de la concurrence locale sur l'évolution des parts de marché. Suite à la réforme, le volume d'activité des hôpitaux publics a d'autant plus augmenté que ces hôpitaux étaient dans un environnement concurrentiel. Par ailleurs, la durée moyenne de séjour a davantage diminué dans les hôpitaux publics que dans les cliniques privées sur la période, et cet effet a été amplifié en situation de forte concurrence locale.

Le financement des établissements de santé est un enjeu majeur du système de santé compte tenu du poids important des soins hospitaliers. Différents types de mécanismes existent afin de financer les établissements de santé : le paiement à la journée, la dotation globale et le paiement à la pathologie. De nombreux pays de l'OCDE ont fait le choix des systèmes de paiement à la pathologie pour financer leurs établissements de santé. Ainsi, les États-Unis sont les premiers à expérimenter en 1983, puis à généraliser en 1987 un schéma de paiement prospectif basé sur une tarification à la pathologie. La France a adopté en 2004 la réforme dite de « tarification à l'activité » (T2A) afin d'inciter ces établissements à davantage d'efficience.

La tarification à l'activité (T2A) en France

En 2004, les établissements de santé ont donc vu leur mode de financement profondément modifié suite à l'instauration de la tarification à l'activité (T2A). Les modes de financement précédemment en vigueur ont en effet été jugés peu équitables et faiblement incitatifs à l'efficience. Les établissements publics de santé et les établissements privés participant au service public hospitalier (PSPH) étaient auparavant dotés d'une enveloppe de fonctionnement annuelle et limitative, appelée dotation globale (DG). Cette dotation était calculée et reconduite sur une base historique, et revalorisée chaque année en fonction du taux de croissance des dépenses hospitalières globales. Les établissements privés à but lucratif, quant à eux, facturaient directement à l'Assurance maladie des forfaits de prestations (rémunération de la structure) et des actes (rémunération des praticiens libéraux) sur la base de tarifs historiques, variables localement et négociés avec l'agence régionale de l'hospitalisation. Les forfaits de prestations étaient encadrés *via* la fixation d'objectifs quantifiés nationaux (OQN) assurant une régulation prix-volumes. Le paiement à l'activité était donc déjà en vigueur pour ces établissements sous OQN, mais sous une autre forme.

Désormais, les recettes des établissements de santé sont directement rattachées à leur activité, *via* la mise en place d'une tarification à la pathologie. Chaque séjour à l'hôpital est ainsi classé dans un groupe homogène de malades (GHM), en fonction de critères précis (diagnostic principal, actes pratiqués, diagnostics associés, âge du patient, ...). Et à chaque GHM

correspondent deux tarifs, l'un pour le secteur public et l'autre pour le secteur privé, afin de tenir compte des spécificités de chaque secteur. La mise en place de ces tarifs nationaux est censée encourager les établissements à produire les soins au meilleur coût.

Près de dix ans après sa mise en place, cette réforme a été considérée comme déterminante par la plupart des professionnels de santé, en dépit de quelques effets indésirables. Ce système conduirait notamment à segmenter l'activité et ne serait pas adapté à la prise en charge des maladies chroniques. Toutefois, rares sont les acteurs hospitaliers qui envisagent un retour à l'ancien mode de financement. La T2A a en effet permis d'améliorer la performance des établissements de santé, qu'il s'agisse des gains d'efficience interne ou de la motivation des équipes gestionnaires. Elle a également contribué à faire progresser le système de financement hospitalier en transparence et en équité, en le dégageant des bases historiques liées au budget global. Enfin, elle a permis de reconnaître et de valoriser l'activité des professionnels (Pascal *et al.*, 2012 ; Couty, 2013 ; IGAS-IGF, 2012).

La T2A, facteur de concurrence

La T2A s'applique aux seules activités de médecine, chirurgie et obstétrique (MCO), les autres activités (psychiatrie et soins de suite et de réadaptation) restant pour le moment financées sous forme de dotation annuelle. Elle a été déployée progressivement entre 2004 et 2008 dans les établissements publics et privés à but non lucratif auparavant sous dotation globale (DG)¹ et dès 2005 dans les établissements privés à but lucratif. Les financements à base de tarifs représentent 75 % de l'activité MCO² : d'une part, certaines prestations sont tarifées en sus du GHM (médicaments onéreux, dispositifs médicaux implantables, urgences) ; d'autre part, les « missions d'intérêt général et d'aide à la contractualisation » (MIGAC) sont financées selon des modalités spécifiques.

Pour les établissements publics, pendant la période de montée en charge, entre 2004 et 2008, la part de financement liée à la T2A est passée de 10 % en 2004 à 25 % en 2005, 35 % en 2006, 50 % en 2007 et finalement 100 % en 2008. Le complément, financé sous forme de dotation, était nommé dotation annuelle complémentaire (DAC).

1. Dans cet article, on désignera par secteur public tous les établissements ex-DG, qu'ils soient publics ou privés à but non lucratif, et par secteur privé tous les établissements ex-OQN.

2. Rapport d'information au nom de la mission d'évaluation et de contrôle de la Sécurité sociale de la commission des affaires sociales sur le financement des établissements de santé, n° 703, 2012. <http://www.senat.fr/rap/r11-703/r11-7031.pdf>

La mise en place de la T2A s'est accompagnée d'une deuxième phase transitoire visant à atteindre la convergence intra-sectorielle. Les tarifs nationaux ont ainsi été appliqués à 100 %, mais modulés par un coefficient de transition spécifique à chaque établissement. Le processus de convergence a été achevé fin 2011. Cette deuxième phase se rapproche du concept de « concurrence par comparaison », principe théorique sur lequel se fonde une tarification à l'activité (Schleifer, 1985). Ce mécanisme de concurrence par comparaison établit un prix au coût moyen, et introduit un même montant pour une même prestation, ce qui contribue à stimuler une concurrence entre les établissements. Les établissements sont ainsi incités à rechercher l'efficacité afin de réduire leurs coûts. En principe, la T2A introduit donc des mécanismes vertueux incitant les établissements à faire des gains d'efficacité productive, de façon à aligner leurs coûts sur les tarifs nationaux (Pouvorville, 2009). En France, on constate d'ailleurs que les hôpitaux publics ont augmenté leur productivité au fur et à mesure de la mise en place de la tarification à l'activité (Studer, 2011 ; Yilmaz et Frikha, 2012).

Dans cette étude, nous nous intéressons à la première phase de la réforme, à savoir la période 2005-2008. Notre objectif est d'analyser l'impact du changement de tarification en comparant le comportement des deux types d'établissements : ceux du secteur public, pour lesquels le système de tarification est monté en charge sur la période, et ceux du secteur privé pour lesquels il s'est appliqué intégralement dès 2005.

À la suite de la mise en place de la T2A, l'un des enjeux pour les établissements est d'attirer les patients afin d'augmenter leur activité, et donc leurs ressources financières. En effet, contrairement à la situation qui existait avant la réforme, un séjour supplémentaire génère désormais une recette supplémentaire. L'un des vecteurs de réalisation de cet objectif serait d'investir dans la qualité³ afin de gagner des parts de marché. C'est dans ce cadre que se situe cette étude, à savoir la concurrence par la qualité. La théorie économique prédit dans le cadre d'une concurrence en qualité que le paiement prospectif est le plus efficace⁴. À partir d'un modèle théorique basé sur la concurrence en qualité, nous mettons par ailleurs en évidence le fait que les établissements sont incités à investir dans les dépenses en qualité afin d'améliorer leur attracti-

tivité auprès des patients et augmenter ainsi leur part de marché (annexe 1). Pour le vérifier empiriquement, il faudrait toutefois disposer d'une information sur la qualité des soins délivrés dans les établissements de santé.

Un riche corpus empirique, réalisé par Gaynor et Town (2012), met en évidence les conséquences de la concurrence en prix ou en qualité lorsque les prix sont régulés. Ils analysent l'effet de la concurrence sur le bien-être des patients.

De nombreux pays ont en effet réformé leur politique de financement des établissements de santé afin d'améliorer l'efficacité par une meilleure organisation et d'inciter à fournir des soins de qualité. De nombreuses études empiriques ont par conséquent tenté d'évaluer l'impact de la concurrence sur la qualité : Kessler et McClellan (2000), Propper, Burgess et Gossage (2007), Cooper, Gibbons, Jones et McGuire (2011) et Propper (2012) entre autres, qui s'appuient souvent sur le taux de mortalité après infarctus du myocarde pour mesurer la qualité et sur l'indice d'Herfindahl-Hirschmann⁵ (HHI) pour mesurer la concurrence. En ce qui concerne l'impact des réformes de paiement sur les établissements, la littérature empirique est étonnamment mince, comme souligné par Moreno-Serra et Wagstaff (2010).

Les études empiriques existantes sur les réformes de paiement prennent parfois en considération les effets de la concurrence, mais la plupart du temps de manière allusive. Ellis et McGuire (1996) mentionnent le resserrement de la distribution des durées de séjour suite à l'introduction de la tarification à l'activité comme un indicateur de concurrence en qualité. Gowrisankaran *et al.* (2011) estiment l'impact d'une réforme des hôpitaux ruraux aux États-Unis, mais ne tiennent pas compte du rôle de la concurrence. Herwartz et Strumann (2012) font exception. Ces auteurs mettent en évidence une augmentation de la corrélation spatiale négative entre les performances des hôpitaux suite à l'introduction du paiement prospectif en Allemagne. En d'autres termes, quand deux établissements sont en concurrence, si la performance de l'un augmente, la performance de l'autre diminue. Ce qu'ils interprètent comme une augmentation de la concurrence locale causée par la réforme. Cependant, leurs données ne contiennent pas d'informations au niveau GHM et leur interprétation concurrentielle repose sur des preuves plutôt indirectes.

3. Ce terme de qualité peut faire référence à la fois à la qualité des soins reçus par les patients, à la qualité de l'organisation de l'établissement, etc.

4. http://www.chairesante.dauphine.fr/fileadmin/mediatheque/chaieres/chaire_sante/pdf/lettreacanta_01.pdf

5. Cet indicateur est un indice mesurant la concentration du marché.

En France, des travaux descriptifs réalisés sur la période 2003-2011 détectent une augmentation de l'activité de court séjour produite par les établissements de santé, en nombre de séjours comme en montants remboursés aux établissements par l'Assurance maladie, mais les évolutions sont contrastées selon les secteurs. Ainsi, l'analyse de l'évolution des parts de marché en nombre de séjours – valorisés ou non par les tarifs – montre une augmentation de la part des établissements publics au détriment des cliniques privées (Evain, 2011 et 2013).

Au final, les problématiques de concurrence et celles concernant les indications tarifaires ont souvent été traitées séparément, raison pour laquelle il nous a semblé intéressant d'analyser les interactions entre ces deux axes en étudiant l'impact sur l'activité et sur la durée de séjour du changement de tarification en fonction du degré de concurrence locale.

Afin de comprendre les changements induits par la tarification à l'activité, nous nous sommes focalisés sur la période de mise en place progressive de la T2A, soit de 2005 à 2008. Au cours de cette période, seuls les établissements publics ont en effet connu un changement progressif de tarification puisque le secteur privé était déjà financé à 100 % en T2A en 2005. Les effets attendus de la réforme, à savoir efficacité, développement de l'activité et maîtrise des durées de séjour, ont donc *a priori* concerné les deux secteurs selon des chronologies différentes. Nous comparons ainsi l'évolution du nombre de séjours et de la durée moyenne de séjour entre public et privé pour la période 2005-2008, en neutralisant les effets d'autres facteurs pouvant influencer l'activité (*case-mix*⁶, capacités hospitalières, personnels, variables démographiques, ...) [encadré 1].

Une augmentation de l'activité plus marquée dans le secteur public, suite à la réforme

Des statistiques descriptives sont tout d'abord fournies dans le tableau 1, qui résume l'évolution relative de l'activité et de la durée de séjour entre le secteur public et le secteur privé sur la période 2005-2008.

Ainsi, pour le secteur public, le nombre moyen de séjours par GHM a augmenté, passant de 24 séjours à 26 séjours, alors qu'il était stable pour le secteur privé. Par ailleurs, la durée moyenne de séjour des établis-

sements publics a davantage diminué que celle des cliniques privées (-0,4 jour contre -0,2 jour) mais elle demeure toutefois deux fois plus élevée. Cette durée moyenne de séjour (DMS) plus élevée dans le secteur public s'explique à la fois par une répartition différente des séjours parmi les pôles d'activité, mais aussi par des séjours plus complexes au sein de ces mêmes pôles (tableau 2). Par exemple, l'ophtalmologie représente 16,8 % de l'activité chirurgicale des cliniques privées contre seulement 7,8 % de celle des hôpitaux publics, et la DMS est plus faible dans les cliniques du fait d'une prise en charge plus fréquente en ambulatoire.

Au final, on observe une augmentation relative de l'activité du public par rapport au privé de +8,9 %⁷ et une diminution relative de la DMS du public par rapport au privé de -3,5 %.

Ces résultats ne prennent toutefois pas en compte les spécificités des secteurs et des établissements, et les éventuels facteurs pouvant affecter l'activité. C'est tout l'intérêt d'une spécification économétrique (annexe 2).

Les résultats issus de la spécification économétrique conduisent à valider les résultats issus des statistiques descriptives. Le tableau 3 présente des résultats qui sont similaires à ceux qui figurent dans le tableau 1 : le nombre de séjours a davantage augmenté dans les hôpitaux publics que dans les cliniques privées (colonne I) et la durée moyenne de séjour y a davantage diminué (colonne III). De plus, ces effets sont progressifs au cours du temps entre 2005 et 2008.

Suivant le type de modélisation retenue, on estime l'augmentation relative du nombre de séjours dans le public par rapport au privé à +10,3 %⁸ avec le modèle des moindres carrés ordinaires (colonne I) ou +9,3 % avec le modèle de Poisson (colonne II), sur la période 2005-2008.

L'impact sur la durée de séjour est moins net et n'est présent de manière significative qu'en 2008. La durée de séjour aurait diminué de 2,4 % de plus dans les hôpitaux publics que dans les cliniques privées, entre 2005 et 2008.

Une progression d'autant plus importante que la concurrence est forte

À partir de cette première spécification qui nous permet d'estimer l'impact de la réforme sur le volume d'activité

6. Éventail des cas traités.

7. Pour le nombre de séjours, l'effet relatif se calcule de la manière suivante : $(2,2/24,3) \times 100 = 8,9$.

8. Cet effet se calcule comme suit : $(2,490/24,3) \times 100 = 10,3$. 2,490 étant le coefficient estimé en 2008 et 24,3 le nombre moyen de séjours en 2008.

TABLEAU 1 ● Évolution relative de l'activité et de la durée de séjour selon le statut de l'établissement

		2005	2008	2008 - 2005
		I	II	II - I
Nombre moyen de séjours par GHM	Privé	33,5	33,4	- 0,1
	Public	24,3	26,4	+ 2,1
	Public - Privé	- 9,2	- 7,1	+ 2,2
Durée moyenne de séjour	Privé	2,7	2,5	- 0,2
	Public	5,5	5,0	- 0,4
	Public - Privé	+ 2,7	+ 2,5	- 0,2

Champ • Échantillon de 1 198 établissements de santé (hors hôpitaux locaux) ayant accueilli des séjours chirurgicaux entre 2005 et 2008. France métropolitaine, hors Corse.

Sources • ATIH-PMSI 2005-2008, traitements DREES-INSEE.

TABLEAU 2 ● Répartition de l'activité chirurgicale selon le secteur en 2008

Pôle d'activité	Public		Privé	
	Répartition des séjours (en %)	DMS (en jours)	Répartition des séjours (en %)	DMS (en jours)
Orthopédie, Rhumatologie	28,5	5,4	26,8	3,2
Digestif	14,3	7,6	10,0	5,1
Gynécologie	9,5	3,2	7,3	2,9
ORL, Stomatologie	8,4	2,0	15,4	0,7
Ophtalmologie	7,8	1,1	16,8	0,5
Tissu cutané et sous-cutané	6,9	3,5	6,7	1,3
Uro-néphrologie	6,8	4,9	7,4	3,7
Système nerveux	5,3	5,8	0,7	4,3
Vasculaire périphérique	4,3	4,3	5,4	2,6
Cardiologie	2,8	11,3	1,4	7,0
Autres (pneumologie, brûlures, maladies infectieuses, etc.)	5,3	8,7	2,2	4,9
Ensemble	100,0	5,0	100,0	2,5

Champ • Échantillon de 1 198 établissements de santé (hors hôpitaux locaux) ayant accueilli des séjours chirurgicaux entre 2005 et 2008. France métropolitaine, hors Corse.

Sources • ATIH-PMSI 2005-2008, traitements DREES-INSEE.

et la durée de séjour, nous affinons ensuite le modèle. L'utilisation d'une matrice de distances entre établissements nous permet en effet de mesurer l'effet moyen de la réforme, selon le degré de concurrence auquel sont soumis les établissements de santé (encadré 2).

Le tableau 4 présente les résultats sur le volume d'activité et la durée moyenne de séjour, et montre que les hôpitaux publics du groupe 4, c'est-à-dire ceux confrontés à une concurrence importante des cliniques privées, ont beaucoup plus augmenté leur volume d'activité sur la période que les hôpitaux publics du groupe 1, c'est-à-dire ceux confrontés à une concurrence faible des cliniques privées (colonnes I et II).

De plus, cet effet croît de manière monotone avec l'intensité de la concurrence : chaque année, les coefficients les plus faibles sont ceux du groupe 1 et les plus

élevés ceux du groupe 4 ($\forall t$, on a $\beta_t^1 < \beta_t^2 < \beta_t^3 < \beta_t^4$). Ce gradient concurrentiel est prononcé, passant de +0,975 pour le groupe 1 à 3,824 pour le groupe 4 (dans le modèle additif MCO). Néanmoins, les niveaux de départ sont différents, en pourcentage, la croissance des effets se fait principalement entre le groupe 1 et le groupe 2, les trois derniers groupes présentant des effets proches (+3,7 % pour le groupe 1 et autour de 10 % pour les trois autres groupes).

Nous avons vérifié que ce gradient concurrentiel n'était pas biaisé par la présence massive d'établissements en Île-de-France, ce qui conduit le groupe 4 à être en grande partie constitué d'hôpitaux publics franciliens. Une analyse réalisée hors Île-de-France conduit en effet au même diagnostic, le gradient lié à la concurrence étant même encore plus prononcé.

TABLEAU 3 • Impact du changement de tarification sur l'activité (sans concurrence)

Indicateur	Nombre de séjours	Nombre de séjours	Durée moyenne de séjour
Type de modélisation	MCO ¹	Poisson	MCO ¹
	I	II	III
Public x 2006	0,241* (0,147)	0,016*** (0,001)	0,056 (0,039)
Public x 2007	1,119*** (0,149)	0,045*** (0,001)	-0,025 (0,040)
Public x 2008	2,490*** (0,151)	0,093*** (0,001)	-0,132*** (0,041)
Effets hôpital - GHM	Oui	Non	Oui
Effets hôpital	Non	Oui	Non
Effets année - GHM	Oui	Oui	Oui
Contrôles hôpital-année	Non	Oui	Oui
Nombre d'observations	730 440	730 440	585 282
R ²	0,96	-	0,78
Log-vraisemblance	-	-16,2	-

1. MCO : moindres carrés ordinaires.

L'écart-type des paramètres des variables explicatives est indiqué entre parenthèses.

***, **, * indiquent respectivement une significativité des coefficients à 1 %, 5 % et 10 %.

Les contrôles hôpital-année incluent les variables sur les équipements (tomographie, IRM, échographie doppler), le personnel (médecins, chirurgiens, infirmières, personnel administratif), les capacités et les caractéristiques sociodémographiques (revenus, population).

Lecture • Dans le modèle II, le coefficient de la variable «Public*2008» égal à 0,093 signifie que l'augmentation relative du nombre de séjours dans le secteur public par rapport au privé est de 9,3% «toutes choses égales par ailleurs» entre 2005 et 2008.

Champ • Échantillon de 1 198 établissements de santé (hors hôpitaux locaux) ayant accueilli des séjours chirurgicaux entre 2005 et 2008.

France métropolitaine, hors Corse.

Sources • DREES-SAE, ATIH-PMSI 2005-2008, traitements DREES-INSEE.

Comme mis en évidence précédemment, il existe aussi un gradient temporel, dans la mesure où à l'intérieur de chaque groupe, l'effet de la réforme augmente d'année en année ($\forall i$, on a $\beta_{2006}^i < \beta_{2007}^i < \beta_{2008}^i$), ce qui est cohérent avec l'adoption progressive du système de paiement prospectif et avec les résultats du tableau 3.

Ces estimations sont cohérentes avec l'hypothèse n° 3 de l'annexe 1 : plus la concurrence avec les cliniques privées est forte, plus l'activité augmente dans les hôpitaux publics, en référence aux cliniques privées. On remarque par ailleurs que même les hôpitaux publics isolés (groupe 1) augmentent davantage leur volume d'activité que les cliniques privées sur la période : en raison de la baisse de la part du secteur privé, l'activité relative du public augmente mécaniquement.

Les résultats relatifs à la durée moyenne de séjour figurent en colonne III. Dans l'ensemble, les estimations confirment que la DMS s'est davantage réduite dans les hôpitaux publics que dans les cliniques privées. L'ampleur de cette réduction varie de manière monotone selon le degré de concurrence, mettant là aussi en évidence l'existence d'un gradient concurrentiel. Les hôpitaux faisant face à un environnement concurrentiel ont en effet réduit, toutes choses égales par ailleurs, leur DMS plus rapidement que les cliniques privées,

de près de 0,24 jour en 2008, soit - 4,4 %, tandis que pour les hôpitaux isolés, la faible différence estimée de réduction de DMS par rapport aux cliniques n'est pas significative. Cet effet traduit une réduction des durées de séjours en hospitalisation complète et un développement des hospitalisations partielles.

Pour résumer, nos résultats mettent en évidence un impact de la concurrence locale sur l'évolution des parts de marché. Suite à la réforme, le volume d'activité des hôpitaux publics a d'autant plus augmenté que ces hôpitaux étaient dans un environnement concurrentiel. Cela est cohérent avec l'hypothèse selon laquelle les hôpitaux publics exposés à une forte concurrence du privé sont censés augmenter davantage leur activité que ceux confrontés à une moindre concurrence. Par ailleurs, la durée moyenne de séjour a davantage diminué dans les hôpitaux publics que dans les cliniques privées sur la période, et cet effet a été amplifié en situation de forte concurrence locale.

Comme vu précédemment, il est possible que les résultats diffèrent selon le niveau d'agrégation retenu pour les séjours. Des spécifications complémentaires ont donc été réalisées pour tester la robustesse des résultats.

ENCADRÉ 1 ● Sources et champ

Sources

Pour étudier l'interaction entre le changement de tarification à l'hôpital et la concurrence, notre analyse s'appuie sur deux sources exhaustives : le PMSI-MCO (Programme de médicalisation des systèmes d'information) et la SAE (Statistique annuelle des établissements de santé). Ces deux sources administratives nous fournissent des informations détaillées sur l'ensemble des offreurs de soins français. Le PMSI recueille pour chaque séjour des informations sur les caractéristiques des patients (sexe, âge, lieu de résidence, etc.), et du séjour (diagnostics, actes réalisés pendant le séjour, ...). Produité à la sortie du patient, le compte rendu de son hospitalisation détermine le classement de chaque séjour hospitalier dans un groupe homogène de malades (GHM). Ainsi, on récupère des informations sur l'activité et la durée des séjours pour chaque hôpital au niveau GHM. La SAE, elle, est une enquête obligatoire — et donc exhaustive — auprès de tous les hôpitaux et cliniques de France ; elle contient des informations sur les équipements, le personnel et les capacités d'accueil.

Nous disposons également de variables sociodémographiques, au niveau départemental : répartition de la population selon l'âge et le sexe, ainsi que le revenu médian. Ces données permettent de compléter la caractérisation des hôpitaux via leur département d'implantation.

Enfin, pour calculer des variables géographiques mesurant la concurrence locale, nous recourons au logiciel Odomatrix, développé par l'INRA, qui donne la distance ou le temps de trajet entre codes communaux.

Champ

La T2A s'applique aux soins médicaux, chirurgicaux et obstétricaux ; nous nous intéressons cependant dans cette étude seulement à la chirurgie. Pour l'obstétrique, la structure du marché est loin d'être constante : les cliniques privées se sont en partie retirées de cette discipline au cours des dernières années. Cette discipline, du fait notamment de la baisse de l'activité et du manque de praticiens, est en effet devenue moins rentable. De plus, un mouvement amorcé dans les années 1970, dont le but est de rendre l'accouchement plus sûr, a conduit à fermer de nombreuses petites maternités, appartenant souvent au secteur privé. Par conséquent, ces fermetures et fusions risqueraient d'affecter l'analyse. De tels changements dans la structure de marché sont moins fréquents en médecine et en chirurgie. Le champ de cette première étude porte sur la chirurgie, ces travaux devant être actualisés sur le champ de la médecine.

Comme mentionné précédemment, nous nous concentrons sur la période 2005-2008. Seuls les hôpitaux présents sur l'ensemble de la période sont retenus, afin d'avoir une structure de marché constante. Par contre, tous les GHM chirurgicaux observés au moins une fois dans un hôpital donné sont conservés. Par ailleurs, la version de classification des GHM (V10c) reste constante au cours de la période 2005-2008 ; par conséquent, notre procédure d'estimation n'est pas polluée par d'éventuels changements dans la classification. Enfin, pour travailler à champ constant, nous avons également essayé de neutraliser l'impact de l'arrêt de la sécurité-environnement introduit en 2007, qui a conduit à enregistrer certains séjours hospitaliers comme des consultations externes et a eu pour conséquence une chute du volume de certaines pathologies entre 2006 et 2007.

Nos données proviennent de 1 198 établissements de santé couvrant l'ensemble de la France métropolitaine à l'exclusion de la Corse : 619 hôpitaux publics ou privés à but non lucratif et 579 cliniques privées à but lucratif. Chaque année, nous observons environ 5,5 millions de séjours chirurgicaux ventilés parmi 19 domaines d'activité : ophtalmologie, cardiologie, etc. Nous observons pour chaque établissement de santé le nombre de séjours ainsi que la durée moyenne de séjour par GHM. À partir de ces 5,5 millions de séjours, nous constituons un échantillon sous la forme d'un panel constitué de 730 440 observations sur la période 2005-2008, correspondant à 182 610 couples hôpital-GHM observés chaque année de 2005 à 2008. Plus précisément, les séjours ont été regroupés au niveau de la « racine du GHM », qui correspond à un niveau légèrement plus agrégé. En effet, la plupart des racines de GHM peuvent être divisées en deux GHM, selon la présence ou non de comorbidités associées. Dans notre cas, les séjours chirurgicaux, y compris en ambulatoire, sont regroupés en 280 racines correspondant à 367 GHM. Ce choix de raisonner au niveau de la racine du GHM correspond à une volonté de neutraliser un potentiel « effet codage », qui a pu survenir lors de la mise en place de la T2A. En effet, la réforme peut avoir incité les établissements à optimiser le codage des séjours, en renseignant davantage les comorbidités. Il est toutefois difficile de distinguer ce qui relève du « rattrapage » (dans le cas où les établissements ne déclaraient pas les comorbidités avant la réforme) et ce qui relève du « surcodage ». Des tests de robustesse ont toutefois été réalisés au niveau fin du GHM, sans que cela ne modifie fondamentalement les résultats.

ENCADRÉ 2 ● Mesure de la concurrence

L'un des objectifs de la T2A étant d'accroître l'efficacité en stimulant la concurrence, il semble intéressant d'affiner le modèle, en tenant compte du degré de concurrence auquel les établissements sont soumis, ce degré variant selon la présence d'établissements privés à proximité.

À cette fin, nous mesurons l'intensité de la concurrence grâce à plusieurs indicateurs géographiques. Ces indicateurs doivent être construits de manière aussi exogène que possible. Nous recourons à un indicateur fondé sur le nombre de lits chirurgicaux dans les cliniques privées.

Tout d'abord, pour chaque hôpital public de notre échantillon, nous calculons le nombre de lits chirurgicaux présents dans les cliniques privées en 2005, pondérés par la distance les séparant de cet hôpital public $d(.,h)$:

$$comp_h = \sum_{i \neq h} e^{-rd(i,h)} beds_{i,2005}$$

Cette quantité est calculée en 2005 dans le souci d'éviter un problème potentiel d'endogénéité. En effet, intégrer cette quantité pour chaque année pourrait poser un problème d'endogénéité dans le sens où l'évolution de l'activité observée en 2006 pourrait dépendre du degré de concurrence en 2006 qui lui-même pourrait expliquer l'évolution de cette activité. Notons également que le paramètre r est un degré de liberté supplémentaire. Cependant, le choix d'un critère adéquat pour r ne fait pas l'objet, à notre connaissance, d'un consensus dans la littérature. Nous préférons ainsi choisir une valeur qui paraît raisonnable ($r = 0,05$ ce qui signifie qu'une clinique privée située à 20 minutes a un poids de $e^{-1} \approx 0,36$), et ensuite fournir des tests de robustesse au regard du choix de cette valeur particulière.

Nous ventilons ensuite notre échantillon d'hôpitaux publics suivant les quatre quartiles de la distribution de l'indicateur de concurrence $comp_i$: le groupe 1 correspond aux hôpitaux publics les moins exposés à la concurrence, alors que le groupe 4 correspond aux hôpitaux publics dont la concurrence avec le privé est la plus intense. Enfin, nous estimons un modèle linéaire :

$$y_{hgt} = \sum_{i=1}^4 \beta_i \text{groupe } i_{h(g)} + X'_{ht} \gamma + \delta_{gt} + \xi_{hg} + \epsilon_{hgt}$$

Les coefficients β_i mesurent pour chaque groupe $i = 1, \dots, 4$ l'évolution du nombre de séjours (ou de la durée de séjour) du groupe par rapport aux cliniques privées, et permettent de manière adéquate de tester l'hypothèse n° 3 de l'annexe 1, à savoir que les hôpitaux publics soumis à une forte concurrence du secteur privé ont davantage augmenté leur volume d'activité — relativement aux cliniques — que les hôpitaux publics isolés ou dans un environnement faiblement concurrentiel.

Des résultats valides quel que soit le niveau d'agrégation des séjours

Le déplacement de parts de marché en valeur vers les structures publiques pourrait s'expliquer par une amélioration du codage dans ces établissements. En effet, la réforme instaurant un remboursement fondé sur l'activité, les hôpitaux publics sont incités à optimiser leur stratégie de codage. Cela pourrait consister, pour les praticiens, à davantage coder les risques diagnostiques liés à chaque patient, afin d'être classé dans un GHM plus « sévère » et donc mieux valorisé financièrement. Pour ne pas biaiser nos résultats, l'analyse a ainsi été menée au niveau de la racine des GHM chirurgicaux.

Des exploitations complémentaires menées au niveau plus fin du GHM ont permis de confirmer les résultats obtenus et leur ordre de grandeur : au lieu d'utiliser la racine du GHM (sur cinq caractères) comme dans le reste de l'article, on utilise ici le GHM en lui-même

(sur six caractères). Une autre analyse, réalisée à un niveau plus agrégé (produits de la classification OAP, qui regroupent souvent plusieurs racines de GHM) conclut sensiblement aux mêmes résultats. Sur le nombre de séjours, les résultats varient très peu avec le niveau d'agrégation (tableau 5). Concernant la durée moyenne de séjour, ils sont par contre moins robustes.

...et neutres du point de vue de la qualité des soins

La hausse plus importante du nombre de séjours dans le secteur public pourrait également provenir d'une augmentation du nombre de réhospitalisations. Dans ce cas, les résultats sur la durée de séjour pourraient s'interpréter comme une détérioration de la qualité des soins, puisque cela signifierait que les patients sortent trop tôt de l'hôpital, ce qui nécessiterait une seconde hospitalisation. Cependant, la littérature en économie de la santé considère plutôt la durée moyenne de

TABLEAU 4 • Interaction concurrence / changement de tarification

	Nombre de séjours		Durée moyenne de séjour
	MCO ¹	Poisson	MCO ¹
	I	II	III
Public x Groupe 1 x 2006	-0,311 (0,246)	0,003 (0,003)	0,085 (0,068)
Public x Groupe 1 x 2007	0,069 (0,250)	0,003 (0,003)	0,018 (0,070)
Public x Groupe 1 x 2008	0,975*** (0,253)	0,038*** (0,003)	-0,052 (0,071)
Public x Groupe 2 x 2006	-0,052 (0,237)	0,016*** (0,003)	0,148** (0,064)
Public x Groupe 2 x 2007	0,928*** (0,239)	0,056*** (0,003)	0,006 (0,065)
Public x Groupe 2 x 2008	1,854*** (0,241)	0,097*** (0,003)	-0,038 (0,066)
Public x Groupe 3 x 2006	0,417* (0,219)	0,015*** (0,002)	0,019 (0,057)
Public x Groupe 3 x 2007	1,407*** (0,222)	0,051*** (0,002)	-0,045 (0,058)
Public x Groupe 3 x 2008	2,996*** (0,226)	0,104*** (0,002)	-0,158*** (0,059)
Public x Groupe 4 x 2006	0,761*** (0,237)	0,022*** (0,002)	-0,001 (0,062)
Public x Groupe 4 x 2007	1,861*** (0,244)	0,051*** (0,002)	-0,059 (0,064)
Public x Groupe 4 x 2008	3,824*** (0,248)	0,103*** (0,002)	-0,241*** (0,065)
Effets hôpital - GHM	Oui	Non	Oui
Effets hôpital	Non	Oui	Non
Effets année - GHM	Oui	Oui	Oui
Contrôles hôpital-année	Oui	Oui	Oui
Nombre d'observations	730 440	730 440	585 282
R ²	0,96	-	0,78
Log-vraisemblance	-	-16,2	-

1. MCO : moindres carrés ordinaires.

L'écart-type des paramètres des variables explicatives est indiqué entre parenthèses.

***, **, * indiquent respectivement une significativité des coefficients à 1 %, 5 % et 10 %.

Les contrôles hôpital-année incluent les variables sur les équipements (tomographie, IRM, échographie doppler), le personnel (médecins, chirurgiens, infirmières, personnel administratif), les capacités et les caractéristiques sociodémographiques (revenus, population).

Lecture • Dans le modèle II, le coefficient de la variable « Public*Groupe4*2008 » égal à 0,103 signifie que les établissements publics du groupe 4, c'est-à-dire confronté à une concurrence forte du privé, ont augmenté entre 2005 et 2008 leur nombre de séjour de 10,3 % de plus que les cliniques privées « toutes choses égales par ailleurs ».

Champ • Échantillon de 1 198 établissements de santé (hors hôpitaux locaux) ayant accueilli des séjours chirurgicaux entre 2005 et 2008.

France métropolitaine, hors Corse.

Sources • DREES-SAE, ATIH-PMSI 2005-2008, traitements DREES-INSEE.

séjour comme un indicateur d'efficacité. Les faibles durées de séjour n'y sont pas associées à une mauvaise qualité des soins. La plupart des études de corrélation trouvent en général un effet nul ou négatif entre durée moyenne de séjour et qualité des soins, notamment Thomas, Guire, et Horvat (1997), ce qui signifie-

rait que la qualité s'améliore quand la DMS diminue.

Afin de vérifier ce point, nous avons calculé un indicateur de réhospitalisation sur la période étudiée. Sont considérées comme des réadmissions toutes les hospitalisations dans les 30 jours suivant la sortie d'un séjour chirurgical, quelle que soit la discipline de

TABLEAU 5 ● Impact du changement de tarification sur l'activité (sans concurrence)
Deux autres niveaux d'agrégation des séjours

	Nombre de séjours	Nombre de séjours
Type de modélisation	Poisson	Poisson
Niveau de classification	GHM	Produit OAP ¹
Public x 2006	0,017*** (0,001)	0,025*** (0,001)
Public x 2007	0,045*** (0,001)	0,036*** (0,001)
Public x 2008	0,094*** (0,001)	0,078*** (0,002)
Effets hôpital - GHM	Non	Non
Effets hôpital	Oui	Oui
Effets année - GHM	Oui	Oui
Contrôles hôpital-année	Oui	Oui
Nombre d'observations	951 324	201 856

1. À titre d'exemples : cataractes, amygdalectomies, pontages coronaires, appendicectomies, etc.

L'écart-type des paramètres des variables explicatives est indiqué entre parenthèses.

***, **, * indiquent respectivement une significativité des coefficients à 1 %, 5 % et 10 %.

Les contrôles hôpital-année incluent les variables sur les équipements (tomographie, IRM, échographie doppler), le personnel (médecins, chirurgiens, infirmières, personnel administratif), les capacités et les caractéristiques sociodémographiques (revenus, population).

Champ • Échantillon de 1 198 établissements de santé (hors hôpitaux locaux) ayant accueilli des séjours chirurgicaux entre 2005 et 2008. France métropolitaine, hors Corse.

Sources • DREES-SAE, ATIH-PMSI 2005-2008, traitements DREES-INSEE.

ce second séjour, hors transferts. Cet indicateur peut être considéré comme une dimension de la qualité des soins. Il en ressort que les réadmissions à 30 jours augmentent légèrement plus vite dans les hôpitaux publics que dans les cliniques privées, mais l'écart est très faible et non linéaire dans le temps (tableau 6).

Par ailleurs, l'introduction du facteur concurrence conduit à des résultats non significatifs. Il semble donc injustifié d'attribuer tout ou partie de l'augmentation de l'activité aux réadmissions, et donc à une détérioration de la qualité des soins. À l'instar de ce que l'on trouve dans la littérature, nous expliquons plutôt la réduction de la durée moyenne de séjour dans les hôpitaux publics par une augmentation de l'efficacité, en l'occurrence une meilleure organisation des soins et par le progrès technique.

Enfin, l'augmentation de la part de marché du public pourrait aussi s'expliquer par l'augmentation des dépassements d'honoraires des praticiens exerçant dans les cliniques privées. En effet, bien que la plupart des patients aient une assurance complémentaire, toutes ne prennent pas en charge les dépassements d'honoraires. Les patients seraient donc réticents à se faire hospitaliser dans les cliniques privées et préféreraient se faire soigner à moindre coût dans les hôpitaux publics. Malheureusement, les données à notre

disposition sur les dépassements sont très agrégées, puisque nous observons le montant total des honoraires facturés par les chirurgiens et les anesthésistes, exerçant en libéral, au niveau du département, et la part de ce montant située au-delà du prix couvert par l'assurance de base.

Pour essayer de contrôler cet effet, nous avons intégré l'élément dépassement d'honoraires dans le modèle en construisant quatre groupes de départements, suivant le niveau de dépassement observé. Trois typologies de départements ont été calculées de la manière suivante :

- l'évolution du taux de dépassement entre 2005 et l'année t (typologie A),
- l'évolution du montant moyen de dépassement, c'est-à-dire du rapport entre le montant du dépassement et le nombre de séjours (typologie B),
- le niveau de dépassement moyen (typologie C).

Dans chacun des trois cas, les quartiles obtenus ont ensuite servi à ventiler les départements en quatre groupes.

Au final, nous ne trouvons pas de corrélation entre l'augmentation relative du volume d'activité du public et les dépassements d'honoraires observés dans le secteur privé en niveau ou en évolution (tableau 7). En

TABLEAU 6 • Impact du changement de tarification sur le taux de réadmission à 30 jours (sans concurrence)

Indicateur	Taux de réadmission à 30 jours
Type de modélisation	MCO ¹
Public x 2006	0,003** (0,001)
Public x 2007	0,001 (0,001)
Public x 2008	0,003** (0,001)
Effets hôpital - GHM	Oui
Effets hôpital	Non
Effets année - GHM	Oui
Contrôles hôpital-année	Oui
Nombre d'observations	568 642
R ²	0,55

1. MCO : moindres carrés ordinaires.

L'écart-type des paramètres des variables explicatives est indiqué entre parenthèses.

***, **, * indiquent respectivement une significativité des coefficients à 1 %, 5 % et 10 %.

Les contrôles hôpital-année incluent les variables sur les équipements (tomographie, IRM, échographie doppler), le personnel (médecins, chirurgiens, infirmières, personnel administratif), les capacités et les caractéristiques sociodémographiques (revenus, population).

Lecture • Dans le modèle, le coefficient de la variable «Public*2008» égal à 0,003 souligne une augmentation relative entre 2005 et 2008 du taux de réadmission dans le secteur public par rapport au privé de l'ordre de 0,3 point «toutes choses égales par ailleurs».

Champ • Échantillon de 1 198 établissements de santé (hors hôpitaux locaux) ayant accueilli des séjours chirurgicaux entre 2005 et 2008. France métropolitaine, hors Corse.

Sources • DREES-SAE, ATIH-PMSI 2005-2008, traitements DREES-INSEE.

effet, les parts de marché des hôpitaux publics n'augmentent pas plus rapidement ni dans les départements où les dépassements sont en forte hausse ni dans les départements où le niveau de dépassement d'honoraire est le plus élevé.

Conclusion

Cet article examine l'impact sur l'activité du changement de tarification en prenant en compte la concurrence créée par ce nouveau système de financement. Nos résultats empiriques indiquent une complémentarité entre la tarification et la concurrence, l'effet de la T2A se révélant d'autant plus marqué que le degré

de concurrence est élevé. Les résultats indiquent ainsi que les incitations inhérentes à la réforme auraient bien été intégrées par les établissements de santé.

De plus, cette hausse ne s'expliquerait pas par l'optimisation du codage des séjours, et notamment celui des comorbidités. En effet, notre analyse est réalisée au niveau de la racine du GHM, ce qui permet de neutraliser l'impact éventuel de ces comorbidités. Des tests de robustesse montrent par ailleurs que ces résultats restent stables quel que soit le niveau d'agrégation des séjours.

D'autre part, cet effet observé de la T2A ne semble pas se faire au détriment de la qualité des soins, appréhendée ici au travers des taux de réadmission. ■

TABLEAU 7 • Impact du changement de tarification sur l'activité, avec prise en compte d'un indicateur sur les dépassements d'honoraires

Indicateur	Nombre de séjours					
	Type de modélisation	MCO ¹	Poisson	MCO ¹	Poisson	MCO ¹
Méthode de construction des classes de départements	A	A	B	B	C	C
Public x Classe 1 x 2006	0,268 (0,202)	0,015*** (0,002)	0,253 (0,197)	0,015*** (0,002)	0,371* (0,214)	0,022*** (0,0020)
Public x Classe 1 x 2007	1,237*** (0,217)	0,049*** (0,002)	1,054*** (0,202)	0,044*** (0,002)	1,224*** (0,223)	0,046*** (0,0021)
Public x Classe 1 x 2008	2,407*** (0,215)	0,091*** (0,002)	2,202*** (0,212)	0,082*** (0,002)	2,354*** (0,218)	0,083*** (0,0020)
Public x Classe 2 x 2006	0,281 (0,208)	0,018*** (0,002)	0,447* (0,233)	0,024*** (0,002)	0,533** (0,224)	0,028*** (0,0021)
Public x Classe 2 x 2007	1,064*** (0,201)	0,041*** (0,002)	1,276*** (0,223)	0,052*** (0,002)	1,221*** (0,214)	0,056*** (0,0020)
Public x Classe 2 x 2008	2,795*** (0,229)	0,103*** (0,002)	2,76*** (0,217)	0,103*** (0,002)	2,823*** (0,212)	0,114*** (0,0020)
Public x Classe 3 x 2006	0,332 (0,220)	0,018*** (0,002)	0,248 (0,212)	0,016*** (0,002)	0,225 (0,222)	0,014*** (0,0020)
Public x Classe 3 x 2007	1,094*** (0,241)	0,043*** (0,002)	1,069*** (0,232)	0,042*** (0,002)	1,17*** (0,219)	0,043*** (0,0020)
Public x Classe 3 x 2008	2,447*** (0,216)	0,082*** (0,002)	2,69*** (0,226)	0,099*** (0,002)	2,731*** (0,26)	0,096*** (0,0023)
Public x Classe 4 x 2006	0,276 (0,220)	0,018*** (0,002)	0,222 (0,237)	0,014*** (0,002)	0,007 (0,236)	0,007*** (0,0019)
Public x Classe 4 x 2007	1,374*** (0,212)	0,055*** (0,002)	1,408*** (0,237)	0,047*** (0,002)	1,147*** (0,257)	0,04*** (0,0021)
Public x Classe 4 x 2008	2,765*** (0,210)	0,106*** (0,002)	2,815*** (0,251)	0,095*** (0,002)	2,521*** (0,244)	0,087*** (0,0020)
Effets hôpital - GHM	Oui	Non	Oui	Non	Oui	Non
Effets hôpital	Non	Oui	Non	Oui	Non	Oui
Effets année - GHM	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Contrôles hôpital-année	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Nombre d'observations	725 348	725 348	725 348	725 348	725 348	725 348
R ²	0,96	-	0,96	-	0,96	-
Log-vraisemblance	-	-11 793 696	-	-11 793 727	-	-11 793 739

1. MCO : moindres carrés ordinaires.

L'écart-type des paramètres des variables explicatives est indiqué entre parenthèses.

***, **, * indiquent respectivement une significativité des coefficients à 1%, 5% et 10%.

Les contrôles hôpital-année incluent les variables sur les équipements (tomographie, IRM, échographie doppler), le personnel (médecins, chirurgiens, infirmières, personnel administratif), les capacités et les caractéristiques sociodémographiques (revenus, population).

Champ • Échantillon de 1 198 établissements de santé (hors hôpitaux locaux) ayant accueilli des séjours chirurgicaux entre 2005 et 2008. France métropolitaine, hors Corse.

Sources • DREES-SAE, ATIH-PMSI 2005-2008, CNAM-TS pour les données sur les dépassements d'honoraires, traitements DREES-INSEE.

ANNEXE 1 ● Concurrence non tarifaire

Les résultats présentés dans cet article peuvent être interprétés au travers d'un modèle théorique de concurrence non tarifaire entre les établissements de santé. Ce modèle considère des établissements de santé asymétriques, c'est-à-dire que ces établissements diffèrent selon leur fonction « objectif » (lucrative ou non), leur taille et leur mode de financement.

Des études théoriques sur les incitations des fournisseurs de soins peuvent être mobilisées. Différents articles, de Pope (1989), Ellis (1998) et Brekke, Siciliani et Straume (2011), ont étudié la concurrence hors prix, en se restreignant aux équilibres symétriques. Le premier article suppose que les hôpitaux choisissent leur niveau de dépenses de qualité et leur niveau d'effort managérial de réduction des coûts. Les deux autres articles supposent que les établissements de santé sont semi-altruistes et se concentrent sur les soins de qualité, en différenciant notamment les établissements selon la gravité moyenne du patient.

Dans notre cas, nous partons du modèle de Pope en intégrant le plus possible d'éléments relatifs au contexte français. Puis nous analysons l'impact du changement de tarification sur l'évolution des dépenses en qualité qui permettent d'augmenter l'utilité des patients. Nous faisons en effet l'hypothèse qu'une augmentation des dépenses en qualité augmenterait l'utilité des patients et ainsi le volume d'activité. Dans le présent article, nous construisons d'abord un modèle stylisé de l'hôpital en concurrence hors prix¹, où les établissements se concurrencent en qualité dans le but d'attirer les patients. Contrairement aux articles théoriques mentionnés ci-dessus, nous autorisons des équilibres asymétriques, en intégrant des fonctions « objectif » et des règles de financement différentes selon le statut des établissements de santé, public ou privé. Nous examinons ensuite dans quelle mesure le changement de mode de financement affecte l'activité des hôpitaux publics et comment se déplace l'équilibre du marché.

Ainsi, ce modèle stylisé considère une concurrence fictive entre un hôpital public et une clinique privée à but lucratif afin d'attirer les patients. On suppose que l'attractivité pour un établissement dépend positivement de l'utilité qu'il offre, et négativement de l'utilité offerte par son concurrent. En d'autres termes, si l'hôpital augmente sa qualité, alors la demande va augmenter. *A contrario*, si la clinique augmente sa qualité, alors la demande pour l'hôpital va diminuer. Un niveau d'équilibre de la demande existe. L'objectif de ce modèle théorique est d'analyser le déplacement de l'équilibre consécutif au changement de mode de financement.

Ensuite, nous modélisons l'évolution des incitations de la réforme pour les établissements publics en introduisant une modification de la contrainte budgétaire de ces établissements. En effet, la contrainte budgétaire s'est davantage modifiée pour le public, dans la mesure où l'hôpital public recevait auparavant une dotation qui n'était pas directement liée à son activité, tandis que le privé était dans une certaine mesure payé en prix de journée. Avant la réforme, les dépenses ne devaient pas dépasser le budget historique. Après l'adoption d'un système de paiement prospectif (T2A), les dépenses ne doivent pas être plus élevées que les revenus générés par l'activité correspondante.

Ainsi, la construction de ce modèle nous permet d'analyser le déplacement de l'équilibre public/privé en déterminant, avant et après la réforme, le niveau de dépenses qui maximise la fonction « objectif ». Cette fonction « objectif » varie selon le statut de l'établissement : tandis que l'objectif des cliniques est de maximiser les profits, les hôpitaux publics essayent plutôt de maximiser la quantité fournie².

L'analyse de l'équilibre montre que la réforme entraîne une augmentation des dépenses en qualité des deux types d'établissement. Toutefois, le modèle met en évidence une augmentation plus importante de ces dépenses pour les hôpitaux publics relativement aux cliniques privées. Cette prédiction nous amènerait à tester empiriquement l'hypothèse suivante :

Hypothèse n° 1 : sur la période 2005-2008, l'utilité des patients augmente davantage dans le secteur public que dans le secteur privé.

Dans cet article, nous nous situons cependant au niveau du séjour et non du patient, et ne pouvons donc pas directement tester cette hypothèse structurelle. Les parts de marché découlant d'une concurrence en utilité, l'hypothèse 1 suggère toutefois que les cliniques privées perdraient des parts de marché par rapport au public suite à la réforme. À cet effet, nous suggérons l'hypothèse suivante :

Hypothèse n° 2 : le volume d'activité augmente davantage dans le secteur public que dans le secteur privé.

Nous pouvons également suggérer d'autres prédictions suivant le degré de concurrence que connaissent les hôpitaux publics. Ainsi, il semble raisonnable de penser qu'un hôpital public se trouvant dans une zone isolée, c'est-à-dire soumis à une faible concurrence de la part du privé, aurait moins d'intérêt à augmenter l'utilité des patients, et donc son activité. *A contrario*, un hôpital public confronté à forte concurrence du privé augmenterait son utilité. Nous suggérons donc l'hypothèse suivante :

Hypothèse n° 3 : les hôpitaux publics exposés à une forte concurrence du privé augmentent davantage leur activité que les hôpitaux publics confrontés à une faible concurrence.

1. Pour plus de détails sur la construction du modèle théorique, voir Choné *et al.*, 2013.

2. Ils peuvent également se soucier des bénéfices, ce qui ne modifie pas l'analyse.

ANNEXE 2 • Spécification économétrique

Notre évaluation de la réforme de la tarification à l'activité porte sur le nombre de séjours et la durée moyenne de séjour. Sur ces deux aspects, nous cherchons à comparer l'évolution des hôpitaux publics (HP) et des cliniques privées (CP) au cours de la période 2005-2008, afin de tester l'hypothèse n° 2, à savoir que l'activité a davantage augmenté dans le secteur public que dans le secteur privé.

Le modèle retenu est le suivant :

$$y_{hgt} = \beta_t HP_h + X'_{ht} \gamma + \delta_{gt} + \xi_{hg} + \epsilon_{hgt}$$

où h caractérise l'établissement, g le GHM et t l'année. Cette régression des moindres carrés ordinaires comprend deux facteurs : des effets fixes hôpital-GHM ξ_{hg} et des effets fixes GHM-année δ_{gt} . Les premiers capturent l'activité moyenne au niveau hôpital-GHM, et tiennent donc compte de la spécialisation des hôpitaux dans certaines activités chirurgicales. Les seconds contrôlent les éventuels changements dans l'activité nationale sur la période, au niveau du GHM (épidémies, vieillissement de la population, tendances spécifiques de certaines maladies, progrès technique – chirurgical notamment, nouveaux équipements, etc.). X'_{ht} regroupe des contrôles hôpital-année, c'est-à-dire des variables sur les facteurs de production : personnel (nombre de chirurgiens, de médecins et d'infirmières), équipements (scanner, IRM, doppler, tomographie par émission de positons [TEP]), capacités [nombre de lits] et des variables sociodémographiques [revenu médian, population, population stratifiée par âge et sexe]). HP_h est une indicatrice qui est égale à 1 pour les hôpitaux publics. Et β , mesure donc l'évolution relative des hôpitaux publics par rapport aux cliniques privées, pour la variable d'intérêt y_{hgt} , entre 2005 (année de référence, où $\beta_{2005} = 0$) et 2006, 2007, 2008. Nos résultats portent soit sur le volume d'activité $y_{hgt} = n_{hgt}$, soit sur la durée moyenne de séjour $y_{hgt} = DMS_{hgt}$.

Par ailleurs, puisque n_{hgt} est un entier, il semble logique d'estimer un modèle de comptage, à savoir un modèle de Poisson, afin d'obtenir directement l'effet relatif mesuré ici par β_t :

$$n_{hgt} \sim P(\delta_{gt} \xi_{hg} e^{\beta_t HP_h + X'_{ht} \gamma})$$

Cette spécification non linéaire peut être considérée comme un test de robustesse de la forme fonctionnelle du modèle. Toutefois, cette hypothèse a un coût, car nous ne pouvons pas introduire autant d'effets fixes que dans le modèle linéaire : seuls les effets fixes hôpital et année-GHM peuvent être inclus de manière séparée dans cette modélisation non linéaire¹ (et pas les effets fixes hôpital-GHM).

1. En effet, il y a 182 640 ξ_{hg} et 1 468 δ_{gt} dans l'équation 5.

Bibliographie

- Brekke K. R., Siciliani L., and Straume O.R., 2011, "Hospital Competition and Quality with Regulated Prices", *Scandinavian Journal of Economics*, 113(2), 444-469.
- Cash R., Dupilet C., 2011, « La réactivité des établissements de santé aux incitations tarifaires », DREES, *Dossier Solidarité et Santé*.
- Choné P., Evain F., Wilner L., Yilmaz E., 2013, « Introducing activity-based payment in the hospital industry: Evidence from French data », INSEE, *Document de travail G 2013/11*.

- Cooper Z., Gibbons S., Jones S., and McGuire A., 2011, "Does Hospital Competition Save Lives? Evidence From the English NHS Patient Choice Reforms", *The Economic Journal*, 121(554), 228-260.
- Cour des Comptes, 2009, « La mise en œuvre de la T2A : bilan à mi-parcours », chapitre 7, *La Sécurité sociale*.
- Couty E., 2013, « Le pacte de confiance pour l'hôpital, synthèse des travaux », Rapport à la ministre des Affaires sociales et de la Santé, février.
- Ellis R.P., 1998, "Creaming, skimping and dumping: provider competition on the intensive and extensive margins", *Journal of Health Economics*, 17, 537-555.
- Ellis R.P., and McGuire T.G., 1996, "Hospital response to prospective payment: Moral hazard, selection, and practice-style effects", *Journal of Health Economics*, 15, 257-277.
- Evain F., 2011. « Évolution des parts de marché dans le court séjour entre 2005 et 2009 », DREES, *Études et Résultats* n° 785, novembre.
- Evain F., 2013, « Hospitalisation de court séjour. Évolution des parts de marché entre 2003 et 2011 », DREES, *Études et Résultats* n° 854, octobre.
- Gaynor M., and Town R.J., 2012, "Competition in Health Care Markets", *Handbook of Health Economics*, vol. 2, pp. 499-637. Elsevier B.V.
- Gowrisankaran G., Lucarelli C., Schmidt-Dengler P., and Town R., 2011, "The Impact of the Medicare Rural Hospital Flexibility Program on Patient Choice", *International Journal of Industrial Organization*, 29, 342-344.
- Herwartz H., and Strumann C., 2012, "On the effect of prospective payment on local hospital competition in Germany", *Health Care Management Science*, 15, 48-62.
- Hodgkin D., and McGuire T.G., 1994, "Payment levels and hospital response to prospective payment", *Journal of Health Economics*, 13, 1-29.
- IGAS-IGF, 2012, « Propositions pour la maîtrise de l'ONDAM 2013-2017 » Rapport.
- Kessler D.P., and McClellan M. B., 2000, "Is hospital competition socially wasteful?" *The Quarterly Journal of Economics*, 115(2), 577-615.
- Laffont J., and Tirole J., 1986, "Using cost observation to regulate firms", *The Journal of Political Economy*, pp. 614-641.
- Lancaster T., 2000, "The incidental parameter problem since 1948", *Journal of Econometrics*, 95(2), 391-413.
- Ma C.-T.A., 1994, "Health care payment systems: Cost and quality incentives", *Journal of Economics & Management Strategy*, 3(1), 93-112.
- Moreno-Serra R., and Wagstaff A., 2010, "System-wide impacts of hospital payment reforms : Evidence from Central and Eastern Europe and Central Asia", *Journal of Health Economics*, 29, 585-602.
- Newhouse J., 1970, "Toward a theory of nonprofit institutions: An economic model of a hospital", *The American Economic Review*, pp. 64-74.
- Pascal P., Coutard J., Dupuy E., Varnier F., Welter G., 2012, « Évaluation de la tarification des soins hospitaliers et des actes médicaux », rapport IGF n° 2011-M-056-01, avril.
- Pope G.C., 1989, "Hospital nonprice competition and Medicare reimbursement policy", *Journal of Health Economics*, 8, 147-172.
- Pouvourville G. de, 2009, « Les hôpitaux français face au paiement prospectif au cas, la mise en œuvre de la tarification à l'activité », *Revue économique* vol. 60 n° 2.
- Propper C., 2012, "Competition, incentives and the English NHS", *Health Economics*, 21(1), 33-40.
- Propper C., Burgess S., and Gossage D., 2007, "Competition and quality : Evidence from the NHS internal market 1991-9", *The Economic Journal*, 118(525), 138-170.
- Schleifer A., 1985, "A theory of yardstick competition", *The Rand Journal of Economics* 16(3), p. 319-328.
- Studer N., 2011, « Quelles évolutions récentes de la productivité hospitalière dans le secteur public ? », DREES, *Document de travail série Études et recherche*, n° 114.
- Tay A., 2003, "Assessing Competition in Hospital Care Markets: The Importance of Accounting for Quality Differentiation", *The RAND Journal of Economics*, 34(4), 786-814.
- Thomas J., Guire K., and Horvat G., 1997, "Is patient length of stay related to quality of care?", *Hospital & health services administration*, 42(4), 489.
- Yilmaz E. et Frikha S., 2012, « Les hôpitaux publics ont amélioré leur efficience entre 2003 et 2009 », DREES, *Le Panorama des établissements de santé - édition 2012*.