HAL
open science

Coûts hospitaliers et tarification par pathologie - Le cas de l'infarctus du myocarde aigu

Carine Milcent, Dormont Brigitte

To cite this version:

Carine Milcent, Dormont Brigitte. Coûts hospitaliers et tarification par pathologie - Le cas de l'infarctus du myocarde aigu. Revue d'économie politique, 2000, 110 (4). halshs-01990635

HAL Id: halshs-01990635

https://shs.hal.science/halshs-01990635v1

Submitted on 23 Jan 2019

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

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

Editions Dalloz

Coûts hospitaliers et tarification par pathologie: le cas de l'infarctus du myocarde aigu / Prospective payment system and costs of hospital stays

Author(s): Brigitte Dormont and Carine Milcent

Source: *Revue d'économie politique*, Vol. 110, No. 4 (juillet-août 2000), pp. 571-596
Published by: Editions Dalloz
Stable URL: https://www.jstor.org/stable/24701491
Accessed: 23-01-2019 10:55 UTC

JSTOR is a not-for-profit service that helps scholars, researchers, and students discover, use, and build upon a wide range of content in a trusted digital archive. We use information technology and tools to increase productivity and facilitate new forms of scholarship. For more information about JSTOR, please contact support@jstor.org.

Your use of the JSTOR archive indicates your acceptance of the Terms & Conditions of Use, available at https://about.jstor.org/terms

Editions Dalloz is collaborating with JSTOR to digitize, preserve and extend access to *Revue d'économie politique*

This content downloaded from 129.199.208.170 on Wed, 23 Jan 2019 10:55:24 UTC
All use subject to https://about.jstor.org/terms

Brigitte Dormont
Théma, Université Paris X-Nanterre

Carine Milcent
Théma, Université Paris X-Nanterre

Coûts hospitaliers et tarification par pathologie

le cas de l'infarctus du myocarde aigu

Prospective payment system and costs of hospital stays

coûts hospitaliers - tarification par pathologie
prospective payment system - costs of hospital stays

Rev. écon. pol. 110 (4) juillet-août 2000

This content downloaded from 129.199.208.170 on Wed, 23 Jan 2019 10:55:24 UTC
All use subject to https://about.jstor.org/terms

Résumé. — Cet article vise à évaluer les effets potentiels, sur les dépenses publiques hospitalières françaises, de l'introduction d'une tarification par pathologie calculée sur le principe de la concurrence par comparaison (Shleifer [1985]). Les évaluations empiriques sont réalisées sur un échantillon de 5 623 séjours effectués en 1994 ou 1995, pour infarctus du myocarde aigu, dans les hôpitaux publics de la base de coût PMSI.

La procédure utilisée consiste à estimer la part de la variance des coûts due à des écarts permanents de coûts moyens entre les hôpitaux. On mesure ainsi l'importance du risque moral, tel qu'il est formulé dans la théorie, et le gain en homogénéisation des coûts qu'on pourrait attendre de la mise en place d'une tarification par pathologie. L'application empirique montre que l'on pourrait ainsi obtenir une réduction de la variance 7 % environ pour le coût total et de 20 % pour le coût médical. Ces évaluations sont fortement révisées à la baisse lorsque l'on tient compte d'actes innovants comme le cathétérisme et l'angioplastie dans l'explication des coûts : l'homogénéisation des coûts qui pourrait être ontenue serait alors seulement de 4 % (coût total) ou 7 % environ (coût médical). Ce résultat provient du fait que certains hôpitaux pratiquent plus fréquemment que d'autres des cathétérismes et des angioplasties, actes considérés comme performants en matière de qualité des soins. On met ainsi en évidence qu'une tarification par pathologie qui serait basée sur les GHM actuels pourrait pénaliser ces hôpitaux, ou les inciter à effectuer une sélection des patients. Enfin, des simulations permettent de calculer les économies qui pourraient être obtenues en appliquant la tarification par pathologie. Pour le GHM 178 par exemple, on obtient une économie budgétaire potentielle de 35 ou 37 %, selon que l'on inclut ou non les cathétérismes et angioplasties dans la définition du paiement. Ainsi, on ne perd que 2 points d'économie en incorporant les actes techniques innovants dans les tarifs afin de limiter la sélection.

Summary. — *This article attempts to evaluate the potential impact of a Prospective Payment System based on yardstick competition (Shleifer [1995]) on public hospitalization expenditures in France. Empirical studies were carried out on a sample of 5,623 stays in public hospitals in 1994 and 1995 for acute myocardial infarction.*

The share of cost variance due to permanent differences in average costs between hospitals was estimated. This procedure enabled us to measure the extent of moral hazard, as defined by Shleifer, as well as the reduction in cost variability which would result from application of a Prospective Payment System. Our study indicates that it would be possible to obtain a reduction in variance of about 7 % of total costs or 20 % of medical costs. When innovative medical procedures such as catheterization and angioplasty are taken into account, these estimates are considerably lower: cost variability would be reduced by only 4 % (total costs) or 7 % (medical costs). This is due to the fact that these procedures, which are considered to greatly improve the quality of care, are performed more frequently in some hospitals than in others. This indicates that a Prospective Payment System limited to current French Diagnosis Related Groups could penalize innovative hospitals or create incentives for them to select patients. Simulations were used to calculate possible savings under a Prospective Payment System. In the case of complicated acute myocardial infarction, it would seem that the total budget for public hospitals could be cut by between 35 % and 37 %, depending if catheterization and angioplasty were included or not in the list of medical procedures. Thus, only 2 percentage points in savings would be lost if innovative procedures were taken into account in the payment, in order to limit patient selection.

Cet article vise à fournir des éléments de réflexion sur la variabilité des coûts hospitaliers, dans l'hypothèse de la mise en place d'une tarification par pathologie.

Les évaluations empiriques ont été réalisées sur un échantillon de 5 623 séjours effectués en 1994 ou 1995 pour infarctus du myocarde aigu,

This content downloaded from 129.199.208.170 on Wed, 23 Jan 2019 10:55:24 UTC
All use subject to https://about.jstor.org/terms

dans 25 hôpitaux publics français de la base de coût PMSI. Depuis le plan Juppé et les ordonnances de 1996, le PMSI devrait être utilisé pour fixer les budgets hospitaliers aux niveaux inter- et intra-régional. En 1995, les budgets des hôpitaux étaient définis depuis plus de dix ans selon le système de la dotation globale : la contrainte budgétaire se traduisait alors par des rationnements très inégaux, sans rapport direct avec l'activité de production de soins des établissements. Nos observations portant sur les années 1994 et 1995, notre étude donne une image de la variabilité des coûts hospitaliers dans le secteur public français à la fin de cette longue période de rationnement, avant toute utilisation du PMSI à des fins d'allocation budgétaire.

Notre article est organisé de la façon suivante. Après avoir rappelé brièvement les grandes étapes du financement du secteur public hospitalier en France, nous résumons, dans un deuxième paragraphe, les fondements théoriques de la tarification par pathologie. Dans le troisième paragraphe, on décrit comment les séjours pour infarctus du myocarde aigu sont classés par le PMSI, avant de procéder à une étude descriptive des données de notre échantillon. Le quatrième paragraphe est consacré à l'analyse économétrique de la variabilité des coûts des séjours hospitaliers. Enfin on procède, dans le cinquième et dernier paragraphe de cet article, à des simulations permettant d'évaluer les effets potentiels d'une tarification par pathologie.

1. Le financement du secteur hospitalier public français

1.1. Bref historique

Entre 1945 et 1983, les procédures d'allocation des ressources sont fondées sur la base du prix de journée. Cette période est caractérisée par l'absence de contrainte budgétaire et une forte dérive des dépenses hospitalières. Les observateurs s'accordent pour considérer qu'elle a aussi été marquée par le développement d'une médecine de pointe (Moisdon et Tonneau [1997]).

En 1983 est instauré le système de la dotation globale, dans lequel le budget d'un établissement est établi sur la base des comptes de l'exercice précédent. Ce dispositif a contribué à figer les inégalités de dotations initiales indépendamment de l'évolution de l'activité des hôpitaux. Il s'est révélé peu favorable à la diffusion de l'innovation, à une bonne allocation des ressources et n'a guère assuré les ajustements de l'offre de soins aux besoins de la population. Durant cette période, on assiste toutefois à de nombreux efforts de rationalisation de la part des hôpitaux, efforts qui portent notamment sur une réorganisation des services logistiques.

C'est à cette même époque que commence à se mettre en place le Programme de médicalisation des systèmes d'informations (PMSI). Lancé en

This content downloaded from 129.199.208.170 on Wed, 23 Jan 2019 10:55:24 UTC
All use subject to https://about.jstor.org/terms

1982 par la Direction des Hôpitaux, le PMSI se développe très lentement, ses premières utilisations n'étant effectives qu'en 1996. Le PMSI vise à élaborer une information synthétique, permettant de juger l'adéquation des moyens dont disposent les établissements à leur activité de production de soins.

La réforme du système hospitalier introduite par les ordonnances de 1996 crée les agences régionales de l'hospitalisation (ARH), tutelles désormais uniques au niveau régional (Delahaye-Guillocheau et Mettendorf [1997]). Grâce aux instruments élaborés dans le cadre du PMSI, les ARH ont les moyens d'attribuer les budgets sur la base d'une évaluation des services rendus par les hôpitaux.

1.2. Rôle actuel du PMSI dans le financement des hôpitaux publics français

La classification française en groupes homogènes de malades (GHM) s'inspire de la classification américaine en *Diagnoses Related Groups* (DRGs), qui répartit les séjours hospitaliers dans des groupes homogènes en termes de caractéristiques médicales et de coût. L'administration américaine l'a utilisée dès 1983 pour procéder au paiement forfaitaire des séjours hospitaliers des personnes âgées prises en charge par le programme fédéral *Medicare*.

La classification française en GHM est à la base du PMSI, dont les informations décrivent en 1996 l'activité de soins de court séjour. La Direction des Hôpitaux a pour objectif d'étendre ce dispositif à l'ensemble des secteurs de l'hôpital.

Le PMSI permet d'évaluer la production d'un établissement en nombre de points ISA (1) selon la procédure suivante : chaque séjour est classé dans un GHM auquel est associé un nombre de points ISA. Il suffit alors de calculer la somme des séjours effectués dans les différents GHM valorisés par le nombre de points ISA correspondants. Le nombre de points ISA attribués à chaque GHM est obtenu à partir des coûts relatifs des séjours associés à chaque GHM, coûts relatifs calculés à partir d'un échantillon d'établissements de référence (2).

Depuis les ordonnances de 1996, le PMSI devrait avoir une application aux niveaux national et régional. Au niveau national, il s'agit de répartir entre les régions la dépense hospitalière définie par la loi de financement de la Sécurité sociale. En divisant le budget d'une région par la somme des points ISA de ses hôpitaux, on obtient la valeur du point ISA pour la région considérée. La comparaison des valeurs du point ISA des régions fournit un critère pour répartir le budget national entre les différentes agences régionales de l'hospitalisation. Au niveau régional, l'ARH doit procéder à l'alloca-

(1) Indice synthétique d'activité.
(2) Il s'agit de l'échantillon de la base de coûts PMSI, dont la représentativité est discutée plus loin dans cet article.

This content downloaded from 129.199.208.170 on Wed, 23 Jan 2019 10:55:24 UTC
All use subject to https://about.jstor.org/terms

tion des ressources vers les hôpitaux. Ici encore, elle peut se baser sur la valeur régionale du point ISA pour repérer les établissements qui sont sur- ou sous-dotés et effectuer ses arbitrages.

Dans les procédures d'allocation budgétaire, le PMSI est utilisé selon une logique de réduction des inégalités de ressources entre régions et entre établissements. La tutelle cherche ainsi à homogénéiser les coûts, les disparités étant attribuées à des inefficacités dans la gestion des hôpitaux. Ceci revient à considérer que le niveau de la production est correctement contrôlé par la définition des GHM. C'est bien cette représentation qui est retenue par les modèles de concurrence par comparaison que nous allons étudier dans le paragraphe suivant.

2. Fondements théoriques de la tarification par pathologie

Les modèles théoriques qui nous intéressent sont consacrés au problème général de la régulation des monopoles locaux (Laffont et Tirole [1993], Auriol et Laffont [1993], Auriol [1999]), ou se concentrent plus particulièrement sur le financement du secteur public hospitalier (Ma [1994, 1998], Mougeot et Naegelen [1997], Mougeot [1999]).

La modélisation retenue suppose en général que le coût de traitement d'une pathologie particulière dans l'hôpital h est donné par : $C_h = c_h - e_h \cdot c_h$ et e_h sont des informations privées de l'hôpital ; c_h est un paramètre de productivité, d'autant plus faible que la productivité de l'hôpital est élevée et e_h est l'effort de réduction du coût fourni par l'hôpital. Fournir l'effort e_h implique pour lui une désutilité égale à $\xi(e_h)$. Les services rendus génèrent un surplus égal à $S_h > 0$, en échange duquel il reçoit un transfert P_h de la part de la tutelle. Les hôpitaux maximisent leur utilité $\Pi_h = P_h - C_h - \xi(e_h)$. Le régulateur cherche à définir des transferts qui permettent de maximiser le surplus net des consommateurs de soins, sous la contrainte que les hôpitaux ne fassent pas faillite : $\text{Max} \sum_h (S_h - P_h)$, s.c. $\Pi_h \geqslant 0 \; \forall$ h.

De façon générale, les modèles définissent le mode de paiement d'un séjour hospitalier, associé à une pathologie donnée, pour des soins dont la qualité est fixée. On peut toutefois enrichir la modélisation en considérant aussi une variable, q_h, indicatrice de la qualité des soins (Ma [1994], Mougeot [1999]) : celle-ci vient augmenter le coût de production et la désutilité de l'hôpital, mais aussi la demande de soins qui lui est adressée. Les modèles correspondants étudient alors, non pas le paiement d'un séjour, mais celui du volume de soins prodigués par l'hôpital, volume endogénéisé *via* la qualité.

Ces modèles permettent de retrouver, au niveau théorique, les conséquences des différents modes de régulation connus dans le passé par les hôpitaux publics en France. On peut ainsi démontrer que le paiement au prix de journée, qui correspond à une politique de remboursement du coût, conduit

This content downloaded from 129.199.208.170 on Wed, 23 Jan 2019 10:55:24 UTC
All use subject to https://about.jstor.org/terms

à une bonne qualité des soins, mais à un effort nul de réduction du coût (Mougeot [1999], Auriol [1999]). Le système du budget global, quant à lui, entraîne en principe une diminution de la qualité des soins et du volume des services rendus. À dotation globale constante ou légèrement croissante, ceci revient à une élévation des prix unitaires (Mougeot [1999]).

2.1. Principe des contrats à prix fixe

Sous certaines hypothèses, une tarification par pathologie calculée sur le principe de la concurrence par comparaison permet d'obtenir des hôpitaux qu'ils fournissent l'effort optimal de premier rang, tout en atteignant l'équilibre budgétaire.

La tarification par pathologie est d'abord un contrat à prix fixe. Autrement dit, le paiement P_h proposé à l'hôpital est un forfait défini indépendamment de son coût réalisé C_h. Dans ce cas, l'hôpital a intérêt, pour maximiser Π_h, à réduire ses coûts au minimum : il fournit l'effort optimal de premier rang tel que : $\xi'(e^*) = 1$. À ce stade, Auriol montre bien qu'une partie seulement du problème est résolue. En effet, c_h est une information privée de l'entreprise : la définition du forfait par la tutelle peut conduire l'hôpital à la faillite ou lui attribuer des rentes excessives.

2.2. Homogénéité des paramètres de productivité

La concurrence par comparaison résout ce problème informationnel en supposant que les paramètres de productivité des hôpitaux sont identiques : $c_h = c, \forall h$ (Shleifer [1985], Mougeot et Naegelen [1997]). Dans cette hypothèse, les disparités de coûts sont exclusivement dues à l'aléa moral, c'est-à-dire à l'effort fourni par l'hôpital pour réduire son coût : $C_h = c - e_h$. Par ailleurs, ces modèles supposent que la qualité des soins est fixée et vérifiable. La concurrence par comparaison consiste à proposer à chaque hôpital un paiement défini sur la base de la moyenne des coûts annoncés par les autres hôpitaux en fin d'exercice : $P_h = \xi(e^*) + \overline{C_h}$, où $\overline{C_h} = \frac{\sum_{k \neq h} C_k}{H - 1}$, H désignant le nombre d'hôpitaux régulés. Ici, $\overline{C_h}$ est défini de telle sorte qu'il ne peut pas être influencé par C_h : le contrat qui en résulte a les propriétés d'un contrat à prix fixe. Compte tenu du fait que la règle de paiement est annoncée en début d'exercice, la moyenne $\overline{C_h}$ correspond *in fine* au coût lié à l'effort optimal : $C_h = c - e^* = \overline{C_h}, \forall h$. Au total, les transferts sont tels que chaque hôpital est rémunéré pour la désutilité de l'effort optimal et atteint l'équilibre budgétaire : $P_h = c - e^* + \xi(e^*)$.

Malheureusement, la réalisation de cet optimum repose sur des hypothèses très fortes : homogénéité des hôpitaux, homogénéité des patients pour une pathologie donnée, qualité des soins fixée.

This content downloaded from 129.199.208.170 on Wed, 23 Jan 2019 10:55:24 UTC
All use subject to https://about.jstor.org/terms

2.3. Prise en compte des hétérogénéités

De nombreuses études ont mis l'accent sur les hétérogénéités observées dans la réalité. Ainsi Pope [1990] souligne que les prix des inputs peuvent relever de spécificités locales et qu'un hôpital peut se caractériser par une qualité des soins et un degré de sévérité des cas traités (*case mix*) spécifiques. Pour éviter que les hôpitaux confrontés à des cas particulièrement sévères aient des budgets insuffisants, Pope propose un paiement mixte, combinant forfait et remboursement partiel du coût. Toutefois, le paiement qu'il propose est non pertinent, car il n'évite pas l'occurrence de déficits pour certains hôpitaux (Newhouse [1996]).

La littérature sur l'hétérogénéité des patients se distingue de celle sur l'hétérogénéité des hôpitaux quand le *case mix* n'est pas exogène. D'après Ma [1994], la tarification par pathologie incite l'hôpital à sélectionner les patients en refusant d'admettre ceux dont les facteurs de complication laissent prévoir un coût de traitement élevé. Si la sélection est interdite, les établissements peuvent exercer une discrimination, en abaissant la qualité des soins pour les patients coûteux. Pour que tous les patients aient accès à la qualité de soins optimale, Ma [1994, 1998] propose un paiement mixte défini par une fonction linéaire par morceaux : un forfait pour les faibles valeurs est suivi d'un remboursement du coût pour les séjours plus chers. Dans la qualité des soins, on peut inclure la réalisation d'un acte innovant, utile pour la réussite du traitement, mais non décisif pour le classement du séjour dans un GHM particulier. D'après McClellan [1993], une modalité des comportements de sélection peut consister pour l'hôpital à effectuer des choix d'investissements ne permettant pas de réaliser de tels actes.

Les modèles de Laffont et Tirole [1993] et d'Auriol et Laffont [1993] permettent de définir le mode de régulation optimale d'entreprises dont les paramètres de productivité c_h sont hétérogènes. La réglementation isolée du monopole traitée dans le modèle de Laffont et Tirole est optimale dans le cas où $c_h = \eta_h$, où les η_h sont les réalisations de variables aléatoires i.i.d. (Auriol [1999]). Adopter ce modèle reviendrait à retenir l'hypothèse peu réaliste que les caractéristiques techniques des hôpitaux, pour une même pathologie, sont non corrélées entre elles.

Le modèle d'Auriol et Laffont semble plus adapté à l'étude de la régulation du secteur hospitalier. Les « entreprises » y sont supposées avoir des paramètres de productivité (3) hétérogènes, mais corrélés entre eux : $c_h = ac + (1 - a)\eta_h$ où η_h est i.i.d. et a est un paramètre compris entre 0 et 1. Dans ce modèle toutefois, le paramètre d'hétérogénéité est exogène : on suppose que l'hôpital ne peut pas manipuler la valeur de η_h par des comportements de sélection ou de discrimination par la qualité.

Dans ce cas, où les coûts des hôpitaux sont imparfaitement corrélés entre eux, Auriol montre qu'il est opportun de mettre en œuvre une concurrence par comparaison : celle-ci permet d'extraire toute la rente informationnelle

(3) Paramètres qui reflètent aussi la qualité des soins et le *case mix*.

This content downloaded from 129.199.208.170 on Wed, 23 Jan 2019 10:55:24 UTC
All use subject to https://about.jstor.org/terms

sur la partie commune du coût ac. Les hôpitaux reçoivent à l'optimum une rente informationnelle liée à leur paramètre d'hétérogénéité, mais le résultat est meilleur que celui qui serait obtenu par une réglementation bilatérale de type monopole : le niveau d'effort est plus élevé. Concrètement, ce mécanisme optimal de concurrence par comparaison peut être mis en œuvre en proposant aux hôpitaux une série de contrats linéaires basés sur les coûts finaux observés $C_1, ..., C_h, ..., C_H$: le paiement P_h est la somme d'un forfait et de la moyenne pondérée du coût de l'hôpital C_h et de la moyenne $\overline{C_h}$ des coûts des autres établissements. Soulignons qu'il ne s'agit pas d'un paiement mixte au sens des tarifications proposées par Pope ou Ma, puisque les termes du contrat – notamment l'importance du forfait dans P_h ainsi que les poids de C_h et $\overline{C_h}$ – dépendent du choix de l'hôpital, lequel est fondé sur la valeur de η_h qu'il est le seul à connaître. Par ailleurs, il convient de noter que la tarification proposée par Auriol pose un problème d'applicabilité pour le secteur hospitalier dans la mesure où la quantité de services délivrés n'est pas définie, dans un contexte où les hôpitaux perçoivent encore une rente informationnelle (4).

Dans cet article, nous nous interrogeons sur les effets potentiels de l'application d'une tarification par pathologie, au sens de Shleifer, pour financer les séjours pour infarctus du myocarde aigu dans les hôpitaux publics français. La pertinence d'une telle tarification repose sur une hypothèse d'homogénéité des caractéristiques techniques des établissements. Nous avons vu que les modèles théoriques se concentrent sur les problèmes liés à l'existence d'hétérogénéités entre les hôpitaux ou entre les patients non observables par la tutelle. Sur le plan empirique, nous allons constater qu'il existe de fortes hétérogénéités observables qui, au-delà d'une simple tarification par GHM, peuvent être prise en compte dans les paiements proposés aux hôpitaux.

3. Le traitement de l'infarctus du myocarde en France : analyse descriptive sur données individuelles

3.1. Le traitement de l'infarctus du myocarde aigu et les GHM correspondants

Associés à des apports médicamenteux, différents traitements de l'infarctus du myocarde aigu peuvent être envisagés : la thrombolyse, le cathété-

(4) Une façon de résoudre le problème peut consister à introduire une élasticité de la demande de soins en faisant dépendre celle-ci du niveau de leur qualité (Mougeot et Naegelen [1998]).

This content downloaded from 129.199.208.170 on Wed, 23 Jan 2019 10:55:24 UTC
All use subject to https://about.jstor.org/terms

risme, l'angioplastie et le pontage. Le cathétérisme permet d'explorer les artères et les veines pour améliorer le diagnostic. Le pontage est une opération très invasive, après laquelle la qualité de vie du patient peut être altérée. Apparue plus récemment que le pontage, l'angioplastie est une technique en plein développement. Moins invasive, elle peut être pratiquée préventivement et permet de préserver la qualité de vie du patient.

Le classement des séjours en GHM est effectué à l'aide d'une arborescence définie sur la base des différents diagnostics et actes pratiqués au cours du séjour. Un GHM définit la « pathologie » pour laquelle la tutelle est supposée fixer une tarification. Dans cette perspective, il est intéressant d'étudier les critères de classement en GHM des séjours pour infarctus du myocarde aigu. Les séjours figurant dans nos bases de données se répartissent entre six GHM. Trois d'entre eux correspondent à un traitement au bloc opératoire : pontage aorto-coronarien avec ou sans cathétérisme cardiaque ou coronarographie (GHM 154 et GHM 155), autre intervention de chirurgie cardio-thoracique sans circulation extra-corporelle (GHM 157). Les trois autres GHM correspondent à l'infarctus du myocarde avec ou sans complication (GHM 178 et 179) ou avec décès (GHM 180). Il est important de noter que parmi les traitements évoqués ci-dessus, seul le pontage est un acte classant. Le cathétérisme et l'angioplastie ne le sont pas, alors que ces technologies sont à la fois coûteuses et performantes en matière de qualité de vie du malade.

3.2. Constitution de l'échantillon

On dispose pour notre étude d'un échantillon de données individuelles relatives à 5 623 séjours observés dans 25 hôpitaux de la base de coût PMSI sur les années 1994-1995. Cet échantillon, appelé « échantillon base de coûts » par la suite, a été construit à partir de la base de coûts initiale, qui comprenait 172 816 séjours relatifs à des pathologies cardiaques, observés dans les 40 hôpitaux de la base de coût PMSI (5).

Afin que les séjours observés soient les plus homogènes possible en termes de pathologies, nous avons sélectionné les séjours de patients âgés d'au moins 40 ans, pour lesquels le diagnostic principal est l'infarctus du myocarde aigu.

Pour chaque séjour, on observe le GHM, le diagnostic principal, les diagnostics secondaires, les actes pratiqués, le mode d'entrée (en provenance du domicile ou d'un autre hôpital), le mode de sortie (décès, ou sortie vers le domicile, un autre hôpital ou un autre service), la durée du séjour, l'âge et le sexe du patient. On observe aussi le coût du séjour, ventilé en trois postes : coûts médicaux, coûts de personnel et coûts de maintenance et logistique.

(5) Le lecteur intéressé peut trouver dans Dormont et Milcent [1998] une description détaillée des opérations de nettoyage, de définition des variables et de sélection des observations qu'il a fallu mettre en œuvre pour aboutir à l'échantillon finalement utilisé dans l'étude.

This content downloaded from 129.199.208.170 on Wed, 23 Jan 2019 10:55:24 UTC
All use subject to https://about.jstor.org/terms

Comme nous venons de le préciser, le traitement de l'infarctus du myocarde aigu peut nécessiter la mise en œuvre de différents actes qui requièrent certaines compétences techniques. Une première analyse a révélé qu'une part non négligeable des hôpitaux de notre échantillon ne pratiquaient jamais ces actes. Nous avons alors défini deux catégories d'établissements : les hôpitaux techniques et les hôpitaux non techniques. Un hôpital est défini comme technique s'il a pratiqué durant les années 1994 et 1995 des cathétérismes sur au moins 2 % de ses séjours et/ou au moins un pontage et/ou au moins une angioplastie. Sur la base de cette définition, on obtient 14 hôpitaux techniques et 11 hôpitaux non techniques. Les hôpitaux techniques correspondent à 56 % des établissements et à 73 % environ des séjours observés.

Les données du PMSI permettent d'accéder à une information d'une richesse considérable : les observations sont effectuées au niveau de chaque séjour et sont très détaillées en ce qui concerne les diagnostics, les traitements et les coûts associés. Il convient cependant de noter que le PMSI offre une vision restrictive de la production hospitalière. Les seules observations relatives à l'output sont constituées des modalités de la variable « mode de sortie », c'est-à-dire le décès, le transfert ou le retour au domicile. On ne dispose pas d'informations relatives à la qualité de vie du malade après le séjour, à une réhospitalisation précoce, ni à la contraction d'une éventuelle infection nosocomiale. Enfin, on ne dispose pas de renseignement sur la qualité du service rendu en termes d'accueil, de confort et de prise en charge de la douleur.

Les données de la base de coût PMSI sont-elles représentatives du traitement de l'infarctus du myocarde dans l'ensemble des hôpitaux publics français ? Sur le plan des coûts de traitement il est permis d'en douter. En effet, la participation à la constitution de la base de coût a été définie sur le principe du volontariat. Les établissements qui ont accepté de fournir leurs informations disposent par définition d'une bonne comptabilité analytique : il s'agit d'hôpitaux de grande ou de moyenne taille, dont la gestion est sans doute d'assez bonne qualité. Par ailleurs, l'Assistance Publique des Hôpitaux de Paris a refusé de participer à l'expérience.

En revanche, une comparaison effectuée avec les données de la base nationale PMSI nous permet de penser que les données issues de la base de coût sont représentatives, pour la pathologie étudiée et les actes pratiqués, des séjours effectués dans l'ensemble des hôpitaux publics français (6).

3.3. Analyse descriptive des séjours hospitaliers

Les principales caractéristiques des patients correspondant aux séjours observés dans la base de coûts figurent dans le tableau 1. La plupart des

(6) Nous ne publions pas dans cet article de statistiques relatives à l'échantillon base nationale, lequel couvre l'ensemble des hôpitaux publics français. Le lecteur intéressé peut les trouver dans Dormont et Milcent [1998].

This content downloaded from 129.199.208.170 on Wed, 23 Jan 2019 10:55:24 UTC
All use subject to https://about.jstor.org/terms

patients sont des hommes, relativement jeunes. Plus de 90 % des patients atteints d'infarctus du myocarde aigu proviennent de leur domicile. Environ 60 % des sorties s'effectuent vers le domicile, 26,8 % vers un autre hôpital, le solde se partageant entre les décès (9,4 %) et les transferts vers un autre service. Le taux de décès est beaucoup plus bas (4,4 %) lorsque l'on sélectionne les patients arrivés en provenance d'un autre hôpital. Par ailleurs, une analyse détaillée des modes d'entrée et de sortie permet d'établir que les hôpitaux non techniques « exportent » plus du tiers de leurs patients (de 35 à 40 %), vraisemblablement vers les hôpitaux techniques (Dormont et Milcent [1998]).

Les statistiques du tableau 2 et la figure 1 permettent d'analyser la façon dont les séjours se répartissent entre les différents GHM. Le GHM 179 (infarctus du myocarde sans complication) est très majoritairement représenté : il correspond à environ deux tiers des séjours. A l'autre extrême, les GHM chirurgicaux sont très peu représentés : les GHM 154 et 155 correspondent à moins de 1 % et le GHM 157 à moins de 3 % des séjours. Les coûts moyens par GHM révèlent que les séjours classés dans les GHM chirurgi-

Tableau 1. Caractéristiques des séjours

	Nombre de séjours	Proportion (%)
Sexe		
homme	3 958	70,4
femme	1 665	29,6
Âge		
40-64	2 235	39,8
65-89	3 178	56,5
90 et plus	210	3,73
Durée du séjour		
une journée	390	6,9
entre 2 et 7 jours	1 578	28,1
entre 8 et 14 jours	2 461	43,8
plus de 14 jours	1 194	21,2
Mode d'entrée du séjour		
du domicile	5 217	92,8
d'un autre hôpital	406	7,2
Mode de sortie du séjour		
vers un autre service	192	3,4
vers un autre hôpital	1 506	26,8
vers le domicile	3 399	60,4
décédé	526	9,4
(décès parmi ceux provenant d'un autre hôpital)	(18)	(4,4)

Échantillon base de coûts · 5 623 séjours.

This content downloaded from 129.199.208.170 on Wed, 23 Jan 2019 10:55:24 UTC
All use subject to https://about.jstor.org/terms

Tableau 2. Statistiques relatives aux GHM

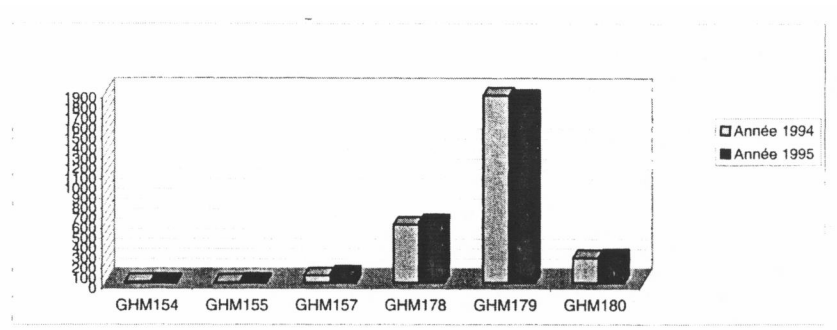
	Pourcentage dans l'ensemble de l'échantillon (%)	Moyenne du coût total (FF) (écart-type)	Durée
GHM 154 : Pontage en urgence avec cathétérisme	0,43	147 107,88 (88 705)	13,7
GHM 155 : Pontage programmé	0,39	130 743,32 (39 158)	11,5
GHM 157 : Autres procédures cardiaques sans CEC	2,86	57 455,96 (55 829)	10,8
GHM 178 : IDM avec complication	21,15	36 362,73 (23 051)	12,9
GHM 179 : IDM sans complication	66,12	26 197,50 (19 384)	7,0
GHM 180 : IDM avec décès	9,05	24 148,08 (32 322)	4,8

Échantillon base de coûts : 5 623 séjours.

caux sont beaucoup plus coûteux (de 57 000 à 147 000 F) que les GHM médicaux (de 24 000 à 36 000 F).

Le tableau 3 permet d'étudier l'utilisation des actes techniques. Le cathétérisme est assez fréquemment pratiqué : 22,3 % des cas. Plus rares, l'angioplastie n'est utilisée que pour 8,3 % des séjours et le pontage pour 3,2 % des séjours. Il est intéressant de remarquer que plus de 80 % des cathétérismes

Figure 1. Répartition des séjours par GHM.



Echantillon base de coûts 5 623 séjours

This content downloaded from 129.199.208.170 on Wed, 23 Jan 2019 10:55:24 UTC
All use subject to https://about.jstor.org/terms

et des angioplasties sont pratiqués dans le cadre de l'infarctus du myocarde sans complication (GHM 179).

Tableau 3. Fréquences des actes parmi les séjours (%)

	Cathétérisme	Angioplastie	Pontage
Fréquence dans l'échantillon	22,3	8,3	3,2
Répartition entre les GHM :			
GHM 154	0	0	13,4
GHM 155	0	0	12,3
GHM 157	0,4	4,7	74,3
GHM 178	15,9	11,1	0
GHM 179	82,3	81,9	0
GHM 180	1,4	2,3	0

Échantillon base de coûts : 5 623 séjours.

4. Étude économétrique de la variabilité des coûts des séjours

4.1. Structure de la variance des coûts

De façon générale, nos observations sont repérées par trois indices. Pour la variable coût, notée C, on observe $C_{h,g,i}$, où i désigne le séjour, g le GHM (g = GHM 154, 155, ..., 180) et h l'hôpital (h = 1, ..., 25).

En raisonnant tous hôpitaux confondus, on peut calculer un coût moyen par GHM, noté $C_{g.}$. La variance du coût des séjours peut alors être décomposée de la façon suivante : $V(C_{g,i}) = V(C_{g.}) + V(C_{g,i} - C_{g.})$. La variance totale des coûts, notée $V(C_{g,i})$ est égale à la somme de la variance inter-GHM, $V(C_{g.})$ et de la variance intra-GHM, $V(C_{g,i} - C_{g.})$). La variance inter-GHM est due aux écarts de coûts moyens entre les GHM, tels qu'ils apparaissent dans le tableau 2 : le fait que le coût moyen du GHM 154 se monte à 147 107 F et celui du GHM 179 à 26 197 F explique une part de la variance des coûts. Si la tarification hospitalière était basée sur les seuls coûts moyens par GHM, on ne tiendrait compte que de cette variance inter-GHM. Grâce à la décomposition réalisée, on peut définir un indicateur de la structure de la variance des coûts en calculant la part de la variance des coûts due aux différences de coûts moyens entre les GHM : $V(C_{g.})/V(C_{g,i})$. Trouver une valeur proche de 1 signifie que les coûts sont assez peu dispersés

This content downloaded from 129.199.208.170 on Wed, 23 Jan 2019 10:55:24 UTC
All use subject to https://about.jstor.org/terms

autour des valeurs moyennes. Une tarification basée sur ces dernières serait alors relativement peu contraignante. *A contrario*, une valeur faible révèle une grande hétérogénéité des coûts pour un même GHM.

Un raisonnement similaire peut être adopté pour étudier la part de la variance des coûts attribuable aux différences de coûts moyens entre les hôpitaux. En raisonnant tous GHM confondus, on peut calculer un coût moyen par hôpital noté $C_{h.}$. La variance totale des coûts, notée $V(C_{h,i})$ peut alors être définie comme la somme de la variance inter-hôpitaux, $V(C_{h.})$ et de la variance intra-hôpitaux, $V(C_{h,i} - C_{h.})$: $V(C_{h,i}) = V(C_{h.}) + V(C_{h,i} - C_{h.})$. La variance inter-hôpitaux est due aux écarts de coûts moyens entre les hôpitaux. La variance intra-hôpitaux, $V(C_{h,i} - C_{h.})$, résulte des écarts de coût de chaque séjour par rapport au niveau de coût moyen de l'hôpital. Grâce à la décomposition réalisée, on peut définir un autre indicateur de la structure de la variance des coûts en calculant la part de la variance des coûts attribuable aux différences de coûts moyens entre les hôpitaux : $V(C_{h.})/V(C_{h,i})$. Trouver une valeur élevée signifie qu'une part importante de la variance est due aux écarts de coûts moyens entre les hôpitaux. Il serait alors justifié, si ces différences ne sont pas liées à des caractéristiques permanentes de leur clientèle, de chercher à réduire ce type de dispersion par une tarification adaptée.

Le tableau 4 nous informe sur les parts des variances inter-GHM et inter-hôpitaux dans la variance totale du coût des séjours (7).

Tableau 4. Structure de la variance des coûts des séjours

	Echantillon	Coût total
Part due aux GHM $V(C_{g.})/V(C_{g,i})$	Sur tout l'échantillon :	19,5
Part due aux hôpitaux $V(C_{h.})/V(C_{h,i})$	Sur tout l'échantillon : Par GHM : GHM 178 GHM 179 GHM 180	9,5 15,7 14,5 8,7

Échantillon base de coûts : 5 623 séjours.

On constate tout d'abord que la variance inter-GHM représente une assez faible part de la variance totale du coût des séjours : 19,5 % seulement. Imposer une tarification par pathologie sur la base des GHM actuels reviendrait ainsi à se donner pour objectif de réduire de 80 % la variance actuelle

(7) Comme l'échantillon est non cylindré, nous ne pouvons pas procéder à une décomposition exacte de la variance totale de nos variables en variance inter-GHM, variance inter-hôpitaux, et variance résiduelle $V(C_{h,g,i} - C_{g.} - C_{.h})$.

This content downloaded from 129.199.208.170 on Wed, 23 Jan 2019 10:55:24 UTC
All use subject to https://about.jstor.org/terms

des coûts. Pour évaluer ce que cet objectif supposerait comme effort de gestion pour les établissements, il convient d'examiner la part de la variance inter-hôpitaux. Celle-ci s'élève à 9,5 %. Ainsi, une part non négligeable de la variance des coûts serait due à des caractéristiques permanentes des hôpitaux. Pour examiner si ce résultat peut être attribué à leur *case mix*, on a calculé la part de la variance inter-hôpitaux par GHM. Pour les GHM 178 et 179, elle est encore plus élevée (15,7 % ou 14,5 %) et pour le GHM 180, elle est comparable à ce qui avait été obtenu auparavant (8,5 %). Ces résultats suggèrent qu'il serait justifié d'introduire une politique de tarification visant à homogénéiser les coûts.

Toutefois, il est important de constater que, même par GHM, la majeure partie de la variance se situe dans la dimension intra-hôpital : pour les GHM 178 et 179 par exemple, environ 85 % de la variance des coûts est ainsi due aux caractéristiques individuelles des patients concernés.

4.2. Estimations d'équations de coûts

Avant de simuler les effets potentiels d'une tarification par pathologie, il importe d'affiner notre évaluation de la part de la variance des coûts attribuable aux écarts permanents de coûts moyens entre les hôpitaux. Dans ce but, nous avons calculé la part de la variance expliquée par des variables indicatrices des hôpitaux dans des régressions où figurent les caractéristiques individuelles des patients et les GHM. On estime ainsi un modèle de la forme :

$$C_{i,h} = Z'_i\gamma + \alpha_g + \beta_h + u_{i,h} \qquad [1]$$

où *i* désigne le séjour considéré, h l'hôpital où le séjour a eu lieu et g le GHM auquel le séjour a été affecté. Z'_i est un vecteur de variables explicatives correspondant à des caractéristiques individuelles des patients et comprenant éventuellement les actes techniques ; α_g et β_h sont des paramètres certains permettant de mesurer les effets spécifiques au GHM et à l'hôpital considérés. Les résultats détaillés de l'estimation de (1) figurent dans le tableau 5.

Tous hôpitaux confondus, le coût moyen d'un séjour de l'individu de référence est de 23 158 F. Ce coût moyen correspond aux caractéristiques de l'individu de référence : un homme entre 65 et 89 ans, dont le séjour est classé dans le GHM 179, venant de son domicile et sortant vers celui-ci, n'ayant subi ni cathétérisme, ni angioplastie, ni pontage.

Toutes choses égales par ailleurs, les individus jeunes coûtent plus cher (+ 2 191 F) et les individus âgés moins cher (- 6 725 F) que l'individu de référence. A caractéristiques identiques, le séjour d'une femme coûte également moins cher (- 3 191 F) que celui d'un homme.

This content downloaded from 129.199.208.170 on Wed, 23 Jan 2019 10:55:24 UTC
All use subject to https://about.jstor.org/terms

Tableau 5. Estimation de la fonction de coût

	Échantillon total N = 5 623 (1)	Hôpitaux non techniques sans les actes N = 1 501 (2)	Hôpitaux techniques sans les actes et sans les GHM 154, 155, 157 N = 3 915 (3)
Coût moyen du séjour de référence (1)	23 158,96 (19 217,80)	15 270,50 (9 507,28)	27 974,42 (18 918,19)
Constante	345,053* (1 376,573)	- 4 272,410 (1 346,796)	3 092,534* (1 773,251)
Âge : 40-64 ans	2 191,619 (460,103)	2 371,382 (708,637)	3 243,419 (512,116)
Âge : > 89 ans	- 6 725,599 (932,097)	- 4 317,889 (1 279,115)	- 7 834,307 (927,122)
Femme	- 3 394,897 (422,420)	- 2 174,969 (617,602)	- 3 349,000 (478,069)
Entrée : provenance autre hôpital	- 2 567,274 (755,207)	- 8 513,245 (1 054,726)	- 529,846* (888,563)
Sortie : vers un autre service	- 1 165,031* (934,644)	2 709,785 (945,682)	-5 041,827 (1 386,150)
Sortie : vers un autre hôpital	3 079,412* (697,789)	3 059,057 (685,282)	1 480,369* (829,956)
Décès	34 096,000 (16 846,801)	–	–
Durée	2 699,545 (166,783)	1 861,690 (96,649)	2 782,979 (197,113)
GHM 154	114 061,000 (12 998,974)	–	–
GHM 155	106 784,000 (10 746,130)	–	–
GHM 157	32 523,000 (10 633,814)	–	–
GHM 178	293,236* (812,686)	1 541,918* (842,119)	262,646* (905,650)
GHM 180	- 22 417,000* (16 770,378)	4 458,331 (1 413,411)	11 823,000 (1 698,395)
Cathétérisme	1 969,148 (705,115)	–	–
Angioplastie	15 613,000 (979,829)	–	–
Pontage	- 24 896,000 (11 382,526)		–
R^2	**73,59**	**65,44**	**66,05**

This content downloaded from 129.199.208.170 on Wed, 23 Jan 2019 10:55:24 UTC
All use subject to https://about.jstor.org/terms

Les coefficients obtenus pour les variables indicatrices des GHM montrent bien la hiérarchie des coûts moyens entre ceux-ci : les GHM chirurgicaux (154, 155 et 157) sont nettement plus coûteux que les autres. Parmi les GHM médicaux, on constate que le coût moyen du GHM 178 (infarctus du myocarde avec complication) n'est pas significativement différent de celui du GHM 179 (infarctus du myocarde sans complication).

Les variables indicatrices des actes permettent d'évaluer, toutes choses égales par ailleurs, le surcoût associé à la mise en œuvre d'un cathétérisme ou d'une angioplastie. On constate qu'un cathétérisme induit un surcoût de 1 969 F et une angioplastie un surcoût de 15 613 F. Si l'on rapporte ces valeurs au coût moyen de l'individu de référence (23 158 F), on trouve qu'un cathétérisme entraîne, toutes choses égales par ailleurs, une augmentation du coût d'un séjour de 8,5 % et une angioplastie un surcoût de 67,4 %.

Les coefficients estimés pour les modes d'entrée et de sortie révèlent que les patients en provenance d'un autre hôpital ont un coût de séjour moins élevé (- 2 567 F) que celui de l'individu de référence. En revanche, les patients transférés vers un autre établissement se caractérisent par des séjours plus coûteux (+ 3 079 F).

Lorsque l'on distingue les catégories d'hôpitaux, le résultat obtenu concernant l'influence des modes d'entrée et de sortie est tout à fait frappant (colonnes 2 et 3 du tableau 5 (8)) : l'entrée en provenance d'un autre hôpital n'a de coefficient significatif que pour les hôpitaux non techniques. L'économie est substantielle : - 8 513 F. En sortie, les patients transférés vers les autres hôpitaux ont eu des séjours significativement plus coûteux dans les hôpitaux non techniques : le surcoût est de 3 059 F. Les résultats obtenus pour les hôpitaux techniques sont très différents : le coût d'un séjour dans un hôpital technique n'est pas influencé par le fait que le patient provienne d'un autre hôpital ou sorte par le biais d'un transfert vers un autre hôpital. L'examen des régressions relatives aux composantes du coût révèle que ce contraste entre hôpitaux techniques et non techniques est dû à la composante coût médical. Ainsi, tout se passe comme si les hôpitaux non techniques effectuaient une sélection à l'entrée pour les patients en provenance d'un autre hôpital, patients sur l'état desquels une information est disponible. Compte tenu du signe du coefficient estimé, cette sélection aurait pour objet une réduction des coûts.

(8) Dans les colonnes 2 et 3, nous avons estimé les équations sans inclure les actes dans les variables explicatives. Ceci nous permet d'assurer une bonne comparabilité des estimations réalisées pour les hôpitaux techniques et non techniques.

Les chiffres entre parenthèses correspondent aux écarts types estimés corrigés de l'hétéroscédasticité (matrice de White).
* : Ces coefficients ne sont pas significatifs.(5 %).
(1) Toutes les régressions comportent des constantes spécifiques aux hôpitaux, avec un hôpital servant de référence. Le coût moyen du séjour de référence est calculé tous hôpitaux confondus pour un homme d'âge compris entre 65 et 89 ans appartenant au GHM 179 (IDM sans complication), venant de son domicile, sortant vers son domicile, et n'ayant pas subi de cathétérisme, d'angioplastie ni de pontage.

This content downloaded from 129.199.208.170 on Wed, 23 Jan 2019 10:55:24 UTC
All use subject to https://about.jstor.org/terms

4.3. Explication de la variance des coûts : le rôle de l'effet spécifique hôpital

Dans ce paragraphe, on évalue les apports respectifs des GHM, de l'hétérogénéité entre les patients et des effets spécifiques hôpitaux dans l'explication de la variance des coûts. Ceci est effectué en référence au modèle (1) considéré ci-dessus : on a simplement calculé le R^2 découlant de l'estimation d'un modèle ne comportant que les variables indicatrices des GHM, puis le R^2 associé à l'estimation d'un modèle comportant, outre les α_g, les caractéristiques individuelles Z'_i , puis le R^2 associé à l'estimation du modèle complet $C_{i,h} = Z'_i\gamma + \alpha_g + \beta_h + u_{i,h}$. On obtient ainsi les différentes statistiques figurant dans le tableau 6 : la part de la variance des coûts expliquée par les GHM (9), le surcroît de variance expliquée par les caractéristiques individuelles Z'_i et enfin le gain marginal en variance expliquée dû à l'introduction des effets spécifiques hôpitaux β_h.

Sous ce tableau figure le tableau 6 *bis* qui donne, non le gain marginal, mais la part de la variance expliquée par les effets spécifiques hôpitaux β_h dans le modèle complet. En supposant que les hôpitaux ont des caractéristiques techniques identiques, ce dernier chiffre permet d'évaluer la variabilité des efforts fournis par les hôpitaux pour réduire les coûts. Autrement dit, on mesure ainsi l'importance du risque moral, tel qu'il est formalisé dans les modèles théoriques rappelés plus haut, et le gain en homogénéisation des coûts qu'on pourrait attendre de la mise en place d'une tarification par pathologie. Il convient de noter que nous donnons toute leur chance aux hôpitaux en prenant en compte assez finement les caractéristiques individuelles de leurs patients.

Ces différents calculs ont été réalisés pour le coût total (colonnes 1 et 3) et sa composante coût médical (colonnes 2 et 4), en intégrant ou non la mise en œuvre des actes techniques dans les caractéristiques individuelles Z'_i .

Les résultats obtenus sont les suivants :

— Les GHM n'expliquent qu'une part limitée de la variance des coûts des séjours : de 19 % (coût total) à 27 % (coût médical) de la variance pour des modèles capables d'expliquer de 71 à 54 % de la variance des coûts.

— Un très fort pourcentage de la variance des coûts est dû aux caractéristiques individuelles des patients : environ 50 % pour le coût total, de 14 à 31 % pour le coût médical. *Beaucoup d'hétérogénéité observable explique ainsi les coûts des séjours : ne pas la prendre en compte dans les règles de tarification serait une incitation à la sélection des patients par les hôpitaux.*

— Une fois pris en compte les GHM et les caractéristiques individuelles des patients, l'effet spécifique hôpital explique 5,51 % de la variance du coût total, dont 12,47 % de la variance du coût médical. Dans le tableau 6bis, la

(9) Celle-ci a d'ailleurs déjà été calculée dans le paragraphe portant sur les structures de variance.

This content downloaded from 129.199.208.170 on Wed, 23 Jan 2019 10:55:24 UTC
All use subject to https://about.jstor.org/terms

Tableau 6. Décomposition de la variance des coûts

	Ensemble de l'échantillon : N = 5623			
	Z'_i sans les actes		Z'_i avec les actes	
	Coût total (1)	Coût médical (2)	Coût total (3)	Coût médical (4)
Moyenne (écart type)	29 981,56 (26 884,88)	11 423,6 (13 677,02)	29 981,56 (26 884,88)	11 423,6 (13 677,02)
% de variance expliquée par les GHM	19,52	27,57	19,52	27,57
Surcroît de variance expliquée par les caractéristiques individuelles Z'_i	+ 46,27	+ 14,41	+ 50,93	+ 31,10
Surcroît de variance expliquée par les effets spécifiques hôpitaux	**+ 5,51**	**+ 12,47**	**+ 3,14**	**+ 4,01**
Total : % de variance expliquée par le modèle complet	= 71,30	= 54,45	= 73,59	= 62,68

Échantillon base de coûts : 5 623 séjours

Tableau 6 bis

	Coût total (1)	Coût médical (2)	Coût total (3)	Coût médical (4)
Variance expliquée par les effets spécifiques hôpitaux dans le modèle complet	**7,22**	**20,82**	**4,47**	**7,67**

Échantillon base de coûts : 5 623 séjours

variance due aux effets spécifiques hôpitaux β_h s'élève à 7,22 % du coût total et 20,82 % du coût médical. *Une homogénéisation des coûts qui serait obtenue par l'introduction d'une tarification par pathologie conduirait ainsi à une réduction de la variance de 7 % environ pour le coût total, réduction qui pourrait atteindre 20 % pour la composante coût médical.*

— Cependant, le rôle de l'effet spécifique hôpital est fortement réduit lorsque l'on tient compte d'actes comme le cathétérisme ou l'angioplastie

This content downloaded from 129.199.208.170 on Wed, 23 Jan 2019 10:55:24 UTC
All use subject to https://about.jstor.org/terms

dans l'explication des coûts. Pour le coût total, la part de la variance expliquée par les variables indicatrices des hôpitaux est alors seulement égale à 4,47 % (tableau 6 bis, colonne 3). Cette réduction de la variance expliquée est exclusivement due à la composante coût médical. En effet, le role de l'effet spécifique hôpital dans l'explication de la variance des autres composantes du coût (personnel, maintenance et logistique) n'est pas modifié par la prise en compte des actes. Lorsque l'on tient compte des actes, la part de la variance du coût médical expliquée par l'effet spécifique hôpital passe de 20,82 à 7,67 %.

Ainsi, certains hôpitaux pratiquent plus volontiers que d'autres (10) des cathétérismes ou des angioplasties, actes considérés comme des technologies relativement récentes et performantes en matière de qualité de vie du malade. *Si elle était basée sur les GHM actuels, une tarification par pathologie pénaliserait les hôpitaux pratiquant de tels actes, qui ne sont pas des actes classants mais expliquent une part importante de la variance du coût médical.* Une telle tarification pourrait inciter les hôpitaux à pratiquer une sélection des patients. Seraient acceptés les malades gravement atteints, dont l'état nécessite la mise en œuvre d'un pontage (acte classant), ou les malades peu atteints, pour lesquels il n'est pas nécessaire de pratiquer un cathétérisme ou une angioplastiet (11).

5. Effets potentiels d'une tarification par pathologie : quelques simulations

Dans la tarification par pathologie basée sur la concurrence par comparaison (Shleifer [1985]), les hôpitaux sont supposés identiques et les disparités de coûts sont exclusivement dues à des niveaux d'efforts différents : $C_h = c - e_h$. Le paiement proposé à chaque hôpital est défini sur la base de la moyenne des coûts annoncés par les autres hôpitaux en fin d'exercice : $P_h = \xi(e^*) + \overline{C_h}$, où $\overline{C_h} = \frac{\sum_{k \neq h} C_k}{H-1}$, *H* désignant le nombre d'hôpitaux et

(10) Signalons que cette analyse reste pertinente, avec des ordres de grandeurs comparables, si l'on se restreint au sous-échantillon des hôpitaux techniques.

(11) Les autres composantes du coût des séjours ont été étudiées en détail dans Dormont et Milcent [1998]. Concernant le coût de personnel, les hétérogénéités inter-hôpitaux sont assez limitées, du moins au niveau du coût de personnel journalier, ce qui n'est guère étonnant puisque nous étudions le secteur public. Les hétérogénéités observées au niveau du coût de personnel total résultent principalement des disparités de comportement en matière de durées de séjour. La variance du coût de maintenance et logistique journalier est très faible : moins de 1 % de celle du coût total journalier. Par construction, cette variable a une variance où prédominent les disparités inter-hôpitaux : il s'agit d'une ventilation par journée d'hospitalisation des frais généraux de l'établissement pour le poste considéré. La faiblesse de sa variance suggère que les efforts de rationalisation entrepris par les hôpitaux pour gérer la contrainte budgétaire du budget global ont porté leurs fruits pour ce poste de dépenses. De fait, les hétérogénéités observées pour le coût de maintenance et logistique total (et non journalier) résultent surtout des disparités des durées de séjour.

This content downloaded from 129.199.208.170 on Wed, 23 Jan 2019 10:55:24 UTC
All use subject to https://about.jstor.org/terms

$\xi(e^*)$ la désutilité associée à l'effort optimal. Compte tenu du fait que la règle de paiement est annoncée en début d'exercice, la moyenne $\overline{C_h}$ correspond *in fine* au coût lié à l'effort optimal de premier rang : $C_h = c - e^* = \overline{C_h}$, $\forall h$.

Dans nos simulations, nous retenons une tarification qui néglige la rémunération de la désutilité de l'effort (12). Il convient alors de définir un indicateur du coût correspondant à l'effort optimal. Il est important de souligner qu'il n'est pas possible de retenir une moyenne de la forme $\overline{C_h}$. En effet, $\overline{C_h}$ ne correspond à l'effort optimal que si elle est calculée à partir de coûts observés à la fin d'un exercice au début duquel la tutelle aurait annoncé une règle de tarification par pathologie. Or nous n'observons pas les coûts d'hôpitaux ainsi régulés, mais les coûts $C_{i,h}$ d'hôpitaux gérés selon le système du budget global. Nous avons alors adopté comme référence le coût de l'hôpital le plus efficace, en retenant comme définition de l'efficacité le fait d'atteindre le coût minimal, toutes choses égales par ailleurs (13).

L'évaluation ainsi réalisée est effectuée à comportements constants. Il est clair que le jeu constitué par la tarification par pathologie devrait conduire tous les hôpitaux, y compris le plus efficace d'entre eux, à fournir l'effort optimal : les gains budgétaires estimés doivent donc être compris comme des bornes inférieures.

Conformément à l'approche théorique, nous avons considéré des paiements GHM par GHM. Deux tarifications ont été définies.

- La première tarification, notée P_1, est directement déduite du modèle de Shleifer. En estimant GHM par GHM le modèle

$$C_{i,h} = b_h + v_{i,h} \qquad [2]$$

on obtient :

$$C_{i,h} = \hat{b}_h + \hat{v}_{i,h} \qquad [3]$$

Soit $\hat{b}_{min} = \min_h \{\hat{b}_1, ..., \hat{b}_H\}$. On déduit de (3), pour chaque GHM, la tarification : $P_1 = \hat{b}_{min}$. Ce paiement correspond à un forfait égal à $\hat{b}_{min}$ attribué à l'hôpital pour chaque séjour dans le GHM considéré.

- La seconde tarification que nous avons envisagée intègre dans la définition du paiement l'hétérogénéité des séjours hospitaliers liée à des caractéristiques observables (sexe, âge, etc.). On estime GHM par GHM le modèle suivant :

$$C_{i,h} = Z_i' \gamma + \beta_h + w_{i,h} \qquad [4]$$

(12) Soulignons que la tarification doit intégrer $\xi(e^*)$, comme nous l'indiquons dans l'expression de P_h ci-dessus. En pratique, il est clair qu'il est difficile d'évaluer la désutilité de l'effort.

(13) Ce critère correspond à l'approche standard retenue dans les travaux empiriques sur les frontières de production. Pour des applications dans le domaine de la santé, on peut se reporter à Jones [1999].

This content downloaded from 129.199.208.170 on Wed, 23 Jan 2019 10:55:24 UTC
All use subject to https://about.jstor.org/terms

Ceci permet d'obtenir :

$$C_{i,h} = Z'_i \hat{\gamma} + \hat{\beta}_h + \hat{w}_{i,h} \qquad [5]$$

Figure 2. Effets fixes estimés $\hat{\beta}_h$ pour les séjours codés GHM179

(estimation du modèle (4))

La figure 2 représente les effets fixes hôpitaux $\hat{\beta}_h$ obtenus par l'estimation du modèle (4). On peut déduire de ces estimations $\hat{\beta}_{min} = \min_h \{\hat{\beta}_1, ..., \hat{\beta}_H\}$, et la tarification $P_2 = Z'_i \hat{\gamma} + \hat{\beta}_{min}$. Ce paiement correspond à un forfait égal à $\hat{\beta}_{min}$ attribué à l'hôpital pour chaque séjour dans un GHM particulier, accompagné de suppléments ou de réductions selon les caractéristiques du séjour considéré. En se référant à l'estimation (14) dont les résultats figurent dans le tableau 5, on aurait ainsi : un supplément de 2 191 F si l'individu est jeune (entre 40 et 64 ans), une réduction (- 6 725 F) si l'individu a plus de 89 ans, s'il s'agit d'une femme (- 3 394 F), un supplément de 1 969 F pour un cathétérisme, de 15 613 F pour une angioplastie, etc.

Le tableau 7 présente, pour trois GHM, les effets potentiels de l'application d'une tarification par pathologie sur la base des deux modalités, P_1 ou P_2, définies ci-dessus. Pour la seconde formule, nous avons effectué deux calculs, en incluant ou non les actes techniques (cathétérisme et angioplastie) dans la liste des variables explicatives Z'_i. En effet, nous avons vu dans le paragraphe précédent que ces variables jouaient beaucoup dans l'explica-

(14) Cette estimation ne correspond pas exactement au paiement dont nous parlons ici car elle a été effectuée sur l'ensemble des six GHM que nous observons. Pour alléger la présentation, nous ne présentons pas les résultats des estimations GHM par GHM (que nous avons réalisées pour bien calculer les paiements selon les modalités ici décrites). Le lecteur intéressé peut trouver en annexe des tableaux 8 et 8bis construits selon les mêmes principes que les tableaux 6 et 6bis, qui permettent d'analyser, pour chacun des trois GHM que nous avons choisis, l'apport des caractéristiques individuelles Z'_i et des effets spécifiques hôpitaux β_h dans l'explication de la variance des coûts.

This content downloaded from 129.199.208.170 on Wed, 23 Jan 2019 10:55:24 UTC
All use subject to https://about.jstor.org/terms

tion des effets spécifiques hôpitaux : ne pas les inclure dans le paiement devrait nuire à la qualité des soins (décourager les établissements à pratiquer ces actes) ou inciter à la sélection de patients.

Dans la partie haute du tableau 7 figurent les économies budgétaires potentielles, mesurées par l'écart relatif entre le total des coûts et le total des paiements. Avec la tarification *à la* Shleifer, on aboutit à des économies considérables, qui vont de 43 % à 60 % environ du budget actuel. Ces économies sont réduites lorsque l'on intègre les hétérogénéités entre les patients avec la tarification P_2 : elles se situent entre 36 % et 48 % environ. Prendre en compte les cathétérismes et angioplasties dans le paiement ne réduit que très légèrement l'économie réalisée : on ne perd que 2 points pour le GHM 178 et 6 points environ pour le GHM 179.

Dans le tableau 7 on a aussi calculé des corrélations entre les coûts et les paiements qui permettent de bien comprendre comment les différentes tarifications s'appliquent. Pour la tarification P_1 les corrélations sont évidemment nulles. C'est bien le principe du contrat à prix fixe : quel que soit le coût, un paiement $P_1 = \hat{b}_{min}$ est imposé par la tutelle sur la base de son estimation du coût minimum.

Il est intéressant de remarquer que pour la tarification P_2 les corrélations sont très élevées dans la dimension totale : de 74 à 87 % environ, selon le GHM considéré. Ce résultat est lié au fait que l'essentiel de la variance des coûts est d'ordre intra-hôpital (cf. tableau 4) et au grand pouvoir explicatif des caractéristiques individuelles des patients (cf. tableaux 6 et 8). Dans la dimension inter-hôpitaux, ces corrélations sont encore très importantes : de 40 à 68 % environ, selon le GHM. Ainsi, les hiérarchies de coûts moyens

Tableau 7. Effets potentiels de différentes tarifications

	GHM 157	GHM 178	GHM 179
Économie budgétaire (%)			
P_1	60,5	42,7	43,9
P_2	36,1	37,0	47,8
(*)	(29,3)	(35,2)	(41,4)
Corrélation totale (%) entre le coût $C_{i,h}$ et le paiement $P_{i,h}$			
P_1	0	0	0
P_2	86,9	79,9	73,6
(*)	(89,5)	(82,1)	(80,0)
Corrélation between (%) entre le coût moyen $C_{.h}$ et le paiement moyen $P_{.h}$			
P_1	0	0	0
P_2	40,3	67,8	63,1
(*)	(63,3)	(74,1)	(78,4)

(*) Entre parenthèses figure le résultat du même calcul effectué avec les actes compris dans les variables explicatives Z'_i .

This content downloaded from 129.199.208.170 on Wed, 23 Jan 2019 10:55:24 UTC
All use subject to https://about.jstor.org/terms

entre les hôpitaux sont très fortement liées à la composition moyenne de leur clientèle.

Ces résultats indiquent clairement que, pour éviter les comportements de sélection, il convient d'intégrer dans les paiements un certain nombre de caractéristiques individuelles observables par la tutelle. Enfin, on constate qu'intégrer les actes techniques (15) dans le paiement augmente encore les corrélations totales et inter-hôpitaux : on devrait ainsi parvenir à une meilleure qualité des soins, sans perdre beaucoup en économie budgétaire (6 points environ pour le GHM 179, où ces actes sont les plus fréquents).

Pour conclure, il importe d'énoncer quelques remarques sur les limites de l'exercice effectué.

— Les simulations sont ici réalisées sur les 25 hôpitaux de la base de coût que nous observons, certainement non représentatifs de l'ensemble des hôpitaux publics français. À cet égard, il est intéressant de constater l'ampleur des économies potentielles calculées pour ces établissements en principe bien gérés.

— Nous défendons le principe d'un affinement de la tarification par l'intégration de certaines caractéristiques individuelles observables associées au séjour. Bien défini, un tel paiement devrait permettre de limiter la sélection des patients : il faut pour cela que le supplément associé à telle ou telle caractéristique soit calculé afin de ne comporter aucune rente potentielle pour les hôpitaux. Cela doit être possible pour le sexe, l'âge, ou encore la pratique d'un cathétérisme ou d'une angioplastie. En revanche, d'autres variables explicatives des coûts comme la durée de séjour sont trop facilement manipulables et doivent être évitées.

— Les économies budgétaires que nous évaluons sont considérables. De fait, elles auraient sans doute été révisées à la baisse si nous avions tenu compte d'une certaine hétérogénéité entre les hôpitaux. Il est clair que la tutelle attribue aux établissements des missions différentes et doit intégrer dans le paiement le fait d'assumer des tâches d'enseignement et de recherche, d'être un hôpital de proximité, etc. En disposant de données PMSI plus riches dans la dimension temporelle, nous pourrons facilement améliorer l'approche, en intégrant dans l'explication des coûts les spécificités des hôpitaux que la tutelle peut vouloir intégrer dans le paiement.

— La mesure de la production hospitalière que nous utilisons (le séjour dans un GHM donné) ne tient pas compte de l'efficacité des soins. En alignant les tarifs sur l'établissement estimé comme le plus efficace, on se réfère peut-être à un hôpital dont les performances en matière de survie ou de qualité de vie des malades sont très médiocres. Il est impératif de collecter une information suivie sur les patients si l'on veut mettre en œuvre une politique pertinente et acceptable de maîtrise des coûts.

(15) Dans les estimations ici présentées, nous avons traité la mise en œuvre des actes techniques comme des variables exogènes. De fait, la prise en compte de la possible non-exogénéité de ces variables à l'aide de procédures d'estimations en plusieurs étapes ne modifie pas sensiblement les résultats.

This content downloaded from 129.199.208.170 on Wed, 23 Jan 2019 10:55:24 UTC
All use subject to https://about.jstor.org/terms

Annexe

Tableau 8. Décomposition de la variance pour trois GHM

	GHM 157		GHM 178		GHM 179	
	N=161		N=1 189		N=2 630	
	Z'_i sans les actes (1)	Z'_i avec les actes (2)	Z'_i sans les actes (3)	Z'_i avec les actes (4)	Z'_i sans les actes (5)	Z'_i avec les actes (6)
Moyenne (écart type)	57 455,96 (55 828,81)		36 362,73 (23 050,75)		26 197,50 (19 384,17)	
% de variance expliquée par les caractéristiques individuelles Z'_i	76,68	80,23	63,06	67,33	54,42	63,27
Surcroît de variance expliquée par les effets spécifiques hôpitaux	**+ 10,70**	**+ 8,23**	**+ 8,36**	**+ 6,07**	**+ 9,76**	**+ 4,94**
Total % de variance expliquée par le modèle complet	87,38	88,46	71,42	73,40	64,18	68,21

Échantillon base de coûts : 5 623 séjours

Tableau 8 bis

	GHM 157		GHM 178		GHM 179	
	Z'_i sans les actes (1)	Z'_i avec les actes (2)	Z'_i sans les actes (3)	Z'_i avec les actes (4)	Z'_i sans les actes (5)	Z'_i avec les actes (6)
Variance expliquée par les effets spécifiques hôpitaux dans le modèle complet	**+ 15,03**	**+ 10,25**	**+ 10,07**	**+ 7,90**	**+ 12,06**	**+ 6,30**

Échantillon base de coûts : 5 623 séjours

This content downloaded from 129.199.208.170 on Wed, 23 Jan 2019 10:55:24 UTC
All use subject to https://about.jstor.org/terms

Bibliographie

AURIOL E. [1999], « Concurrence par comparaison : un point de vue normatif », communication au congrès de l'AFSE, septembre.

AURIOL E. et LAFFONT J. J. [1993], « Regulation by Duopoly », *Journal of Economics and Management Strategy*, 3.

DELAHAYE-GUILLOCHEAU V. et METTENDORFF M. [1997], « La régulation de l'hospitalisation publique et privée : vers un système centré sur la réponse aux besoins de la population », *Droit social* N° 9/10, *Le Plan Juppé III*

DORMONT B. et MILCENT C. [1998], « Variabilité des coûts hospitaliers et tarification par pathologie », rapport pour le Service des Statistiques, des Études et des systèmes d'Information (SESI), Ministère de l'Emploi et de la Solidarité, novembre.

JONES A. M. [1998], « Health econometrics » *in* Handbook in Health Economics, J. P. NEWHOUSE et A.J. CULYER eds (à paraître).

LAFFONT J. J. et TIROLE J. [1993], « A theory of incentives in procurement and regulation », MIT press.

MA, C. A. [1994] « Health care payment systems : cost and quality incentives », *Journal of Economics and Management Strategy*, 3(1) : 93-112.

MA, C.A. [1998], « Health care payment Systems : cost and quality incentives – Reply », *Journal of Economics and Management Strategy*, 7(1) : 139-142.

McCLELLAN M. [1993], « Why do Medicare costs keep rising ? Hospital reimbursement and the dynamics of treatment intensity », Ph. D. dissertation, Department of Economics, MIT.

MOISDON J. C. et TONNEAU D. [1997], « Gestion externe et gestion interne du système hospitalier français. Tendances actuelles », *Dix ans d'avancées en économie de la santé, Actes des XIXes Journées des Économistes de la Santé Français.* Ed : John Libbey.

MOUGEOT M. [1999], « La fonction de préférence de l'État. Le cas de l'assurance maladie en France », *Revue Économique*, 361-382.

MOUGEOT M. et NAEGELEN F. [1997], « La réglementation hospitalière : tarification par pathologie ou achat de soins ? », *Économie et prévision*, n° 129-130.

MOUGEOT M. et NAEGELEN F. [1998], « Asymétrie d'information et financement des hôpitaux. Une comparaison des modes d'organisation du système de santé », *Revue Économique*, n° 49.

NEWHOUSE J. P. [1996], « Reimbursing health plans and health providers : efficiency in production versus selection », *Journal of Economic Literature*, Vol. XXXIV : 1236-1263.

POPE, G. [1990], « Using hospital-specific costs to improve the fairness of prospective reimbursement », *Journal of Health economics*, 9(3) : 237-251.

SHLEIFER A. [1985], « A theory of yardstick competition », *Rand Journal of Economics*, Vol. 16 : 319-327.

This content downloaded from 129.199.208.170 on Wed, 23 Jan 2019 10:55:24 UTC
All use subject to https://about.jstor.org/terms