
Impact du volume d'activité sur les résultats de soins à l'hôpital en France

Impact of Hospital Volume on Outcomes of Care in France

Zeynep Or et Thomas Renaud

**Édition électronique**

URL : <http://journals.openedition.org/economiepublique/8488>

DOI : 10.4000/economiepublique.8488

ISSN : 1778-7440

Éditeur

IDEP - Institut d'économie publique

Édition imprimée

Date de publication : 15 novembre 2012

Pagination : 187-219

ISSN : 1373-8496

Référence électronique

Zeynep Or et Thomas Renaud, « Impact du volume d'activité sur les résultats de soins à l'hôpital en France », *Économie publique/Public economics* [En ligne], 24-25 | 2009/1-2, mis en ligne le 01 décembre 2010, consulté le 12 septembre 2020. URL : <http://journals.openedition.org/economiepublique/8488> ; DOI : <https://doi.org/10.4000/economiepublique.8488>

Impact du volume d'activité sur les résultats de soins à l'hôpital en France

Zeynep Or *

Thomas Renaud **

Résumé

Cette étude contribue à la littérature sur le lien entre le volume d'activité et les résultats de soins en exploitant pour la première fois les données hospitalières françaises à l'échelle nationale. Elle teste l'existence et l'ampleur de la corrélation volume-résultats afin de répondre à une question majeure pour l'organisation des soins hospitaliers : est-ce que les résultats de soins sont meilleurs dans les établissements lorsque l'activité consacrée à ces soins est plus élevée ? Les résultats montrent que le volume d'activité constituerait un bon critère de régulation pour améliorer les résultats dans certains domaines mais qu'il y aurait peu de bénéfice à concentrer l'activité hospitalière au-delà d'un certain point.

Summary

This study contributes to the literature on the link between hospital volume and outcomes of care by exploiting for the

*. Irdes

**.. Irdes

Auteur correspondant : Zeynep Or, Irdes, 10 rue Vauvenargues, 75018 Paris – or@irdes.fr. Ce travail a bénéficié d'un financement de la Haute autorité de santé (HAS) dans le cadre d'un appel d'offres. Nous tenons à remercier Laurent Tardif (Adysta Conseil) qui a réalisé le chaînage des séjours dans la base PMSI-MCO et contribué à la construction des indicateurs de résultats et Laure Com-Ruelle (Irdes) qui a apporté son expertise médicale. Nous remercions également les deux relecteurs anonymes, dont les suggestions nous ont permis d'améliorer ce papier. Nous demeurons évidemment seuls responsables des éventuelles erreurs.

first time the French hospital data at a national level. The analysis tests the existence and the strength of the correlation for eight conditions in order to answer the following question: are the results of care systematically better in hospitals when the activity devoted to this care is higher? The results suggest that activity volumes may be a good measure of regulating quality in certain domains, but there would be little additional benefit to centralize hospital activity beyond a certain point.

Mots clés : Hôpital, mortalité, qualité des soins, modèles multi-niveaux, France

Keywords: Hospital, Mortality, Quality of Care, Multilevel Modeling, France

J.E.L. : H510, I110, I180

1. Introduction

Au cours des deux dernières décennies, les études portant sur la relation entre le volume et la qualité des soins dans le secteur de la santé ont suscité une vive controverse, notamment parce qu'elles ont souvent servi d'argument à la concentration de l'offre de soins hospitaliers, présentée comme un levier d'amélioration de la qualité des soins.

Il existe effectivement une production abondante de recherches sur la relation volume-qualité dans la littérature internationale, confirmant l'influence du volume d'activité sur les résultats de soins, principalement pour des procédures chirurgicales très techniques (Com-Ruelle *et al.*, 2008). Toutefois les conclusions à tirer de ces résultats ne font pas consensus¹. Certaines études n'ont mis en évidence aucun lien et d'autres signalent l'existence de facteurs contextuels pour expliquer cette association entre volume d'activité et qualité². De plus, le lien volume-qualité semble être sensible aux seuils d'activité retenus dans les études : pour la plupart des interventions, il n'existe pas de seuil d'activité unanimement accepté.

1. Voir, par exemple, Ho *et al.* (2006) ; Glance *et al.* (2006) ; Birkmeyer *et al.* (2002) ; Ethan *et al.* (2002) ; Sowden *et al.* (1997) ; Hannan *et al.* (2003).

2. Sheldon (2004) ; Welke *et al.* (2005) ; Silber and Rosenbaum (1997).

Les conclusions de ces études sont-elles généralisables et pertinentes dans le contexte hospitalier français ? En effet, la plupart des études proviennent des États-Unis et évaluent l'impact du volume d'activité pour des interventions spécifiques dans un cadre de soins précis. Or, la façon d'organiser et de dispenser les soins au niveau du système de santé national, mais également au niveau d'un établissement hospitalier, constituent autant de facteurs qui peuvent conditionner les résultats des soins. Par exemple, les règles de sécurité dans les établissements de santé peuvent varier largement d'un pays à l'autre.

En France, les seuils de volume d'activité sont de plus en plus utilisés comme critère de jugement et de régulation pour la qualité et la sécurité des soins. En chirurgie cardiaque, l'une des cinq activités de soins pour lesquelles les Agences régionales de l'hospitalisation (ARH) doivent élaborer un Schéma inter-régional d'organisation sanitaire (SROS), l'arrêté du 24 janvier 2006 fixe l'activité minimale annuelle par an et par site de chirurgie à 400 interventions majeures sur des patients adultes et à 150 actes pour la chirurgie pédiatrique. Dans le domaine de la cancérologie, l'Institut national du cancer (INCa), face à la nécessité de réfléchir à des critères d'autorisation en cancérologie, a défini en 2008 des seuils minimaux pour autoriser un certain nombre d'interventions. La récente loi Hôpital, patients, santé et territoires (HPST) a introduit de nouvelles modalités pour restructurer les établissements publics en Communautés hospitalières de territoire (CHT) afin d'optimiser l'utilisation des plateaux techniques les plus sophistiqués.

Dans le contexte actuel de restructuration de l'offre de soins de santé et de maîtrise des coûts de production, il est indispensable de posséder des informations objectives sur le lien entre le volume d'activité et les résultats de soins. Trouver un équilibre entre la sécurité, la proximité et l'efficacité hospitalière est un enjeu majeur pour le secteur hospitalier. Pourtant, à ce jour, il n'existe pas d'étude à l'échelle nationale qui permettrait de tester et valider les résultats de la littérature avec des données hospitalières françaises.

Cette étude apporte des éléments empiriques novateurs sur le lien entre le volume d'activité et les résultats de soins en France, en exploitant les données hospitalières recueillies en 2006, pour plusieurs prises en charge chirurgicales et médicales. Elle poursuit deux objectifs spécifiques : premièrement, tester l'existence d'une corrélation entre volume d'activité et les résultats des soins dans le contexte français et évaluer son amplitude selon la nature de l'intervention considérée ; deuxièmement, tenter d'établir les contours de cette relation en étudiant la forme fonctionnelle adéquate du lien entre volume d'activité et résultats de soins tout en analysant les autres facteurs relatifs aux établissements de santé qui modulent cette relation.

Les auteurs se sont appuyés sur une analyse de la théorie économique et une revue des travaux sur les mécanismes sous-jacents dans l'association entre

volume d'activité et qualité des soins. Par ailleurs, une revue systématique de la littérature empirique a permis d'une part, de cerner les champs d'activité et le type d'interventions pour lesquelles ce lien semble établi et, d'autre part, d'identifier les indicateurs les plus utilisés et de choisir la méthode statistique la plus appropriée (Com-Ruelle *et al.*, 2008).

La section suivante de l'article est consacrée à la présentation des données et des variables utilisées dans les analyses. La section 3 décrit la stratégie d'analyse et les modèles multi-niveaux utilisés pour étudier le lien volume-résultats. Les résultats des estimations sont présentés dans la section 4, suivis par une discussion sur les limites de cette analyse. En conclusion, nous cherchons à dégager les principales implications de ces résultats pour les politiques hospitalières actuelles.

2. Données et variables

2.1. Échantillon

L'analyse porte sur le court-séjour hospitalier. Les données mobilisées sont celles de la base nationale des séjours du Programme de médicalisation des systèmes d'information en médecine, chirurgie et obstétrique (PMSI-MCO) pour l'année 2006. Cette base couvre l'activité de court-séjour de l'ensemble des établissements hospitaliers publics et privés et permet de décrire la morbidité des patients hospitalisés au moyen de critères médicaux (actes chirurgicaux, traitement médicaux) mais aussi à partir de données individuelles des patients (âge, sexe, diagnostics principaux et associés, mode d'entrée et de sortie...). Seuls les établissements de France métropolitaine sont conservés dans l'échantillon.

Depuis 2004, la base PMSI offre la possibilité de suivre les séjours consécutifs d'un même patient dans les différents établissements qui l'ont accueilli au cours d'une année. Ce chaînage offre donc une possibilité de suivi longitudinal des patients et permet de mesurer les indicateurs de résultats de soins quel que soit l'établissement impliqué.

En complément, nous exploitons la Statistique annuelle des établissements (SAE) 2005 qui fournit des informations détaillées sur les ressources en équipement et en personnel des établissements de santé.

2.2. Interventions choisies

Les travaux antérieurs démontrent qu'il n'est pas pertinent d'étudier la relation entre le volume et la qualité à partir de l'ensemble de l'activité d'un établissement.

En effet, la nature et l'intensité de la relation peuvent varier d'une intervention à l'autre.

Dans la littérature, la plupart des études se focalisent sur des interventions chirurgicales compliquées et/ou rares, nécessitant un plateau technique particulier ou des situations cliniques requérant des professionnels de santé spécialisés et/ou du matériel lourd et onéreux, afin de vérifier la nécessité d'un seuil d'activité minimal. Mais, dans une perspective d'organisation des soins hospitaliers en France, il est plus judicieux de choisir un certain nombre d'interventions et de situations cliniques traçantes afin d'explorer cette relation sur un éventail assez large de prises en charge. Cela permet de tester la sensibilité de la relation volume-résultat selon la nature et la technicité de l'intervention et ainsi de pouvoir généraliser les conclusions.

Le choix des prises en charge analysées a été dicté par leur fréquence, leur niveau de complexité et leur nature chirurgicale ou médicale, tout en s'inscrivant dans les domaines les plus étudiés dans la littérature. Ainsi, l'analyse porte sur huit prises en charge qui peuvent être réparties en quatre catégories :

- les interventions chirurgicales compliquées nécessitant une compétence technique dans l'utilisation d'équipements complexes : la chirurgie de cancer du côlon, le pontage aorto-coronarien,
- les interventions chirurgicales pratiquées couramment : l'appendicectomie, la prothèse totale de la hanche (PTH) et la pose de *stent*,
- les interventions rares nécessitant une compétence technique élevée : l'opération de résection pancréatique,
- les situations cliniques ou pathologies traçantes qui requièrent une prise en charge médicale : l'infarctus aigu du myocarde et l'Accident vasculaire cérébral (AVC).

La revue systématique de la littérature établie en amont de ce travail démontre que 90 % des travaux dans ce domaine analysent au moins une procédure chirurgicale pour cancer ou une intervention cardiologique (Com-Ruelle *et al.*, 2008). La chirurgie de cancer du côlon, la résection pancréatique et le pontage aorto-coronarien sont parmi les interventions les plus fréquemment étudiées. Le choix des interventions chirurgicales dans notre étude répond à la volonté de comparer la situation en France avec cette littérature internationale et de comparer les résultats en France pour des situations variées en termes de fréquence et de dispersion entre établissements de ces interventions (voir section 4.1, tableau n° 1). Par exemple, la pratique de la résection pancréatique est disséminée dans un grand nombre d'établissements, en dépit de sa rareté et de sa complexité.

L'analyse de prises en charge médicales est plus rare dans la littérature. Nous avons choisi d'inclure le traitement médical de l'infarctus du myocarde afin de le comparer au traitement chirurgical par pontage et, ainsi, apporter des éléments de compréhension sur les gains de qualité potentiels dans la prise en charge de cette

pathologie. Le choix de l'AVC se justifie par son importance en termes de morbidité et de mortalité et compte-tenu des débats qui entourent l'organisation optimale de sa prise en charge à l'hôpital. À l'inverse, les accouchements n'ont pas été retenus dans cette analyse puisqu'il existe une littérature abondante en France concernant des problématiques différentes de la nôtre et que l'offre de soins est régulée de manière spécifique.

Afin de définir une population des cas homogènes, le repérage des séjours associés à ces huit prises en charge s'est fait à partir de critères médicaux combinant des Groupes homogènes de malades (GHM) et des actes classant (les actes qui peuvent orienter la classification d'un séjour dans un GHM) pour la plupart des interventions chirurgicales ou bien le Diagnostic principal (DP) et les GHM dans le cas des prises en charge médicales et de la chirurgie oncologique. Ces choix ont été discutés par des experts médicaux et par la Haute autorité de santé (HAS)³.

2.3. Mesure des résultats de soins

La définition et l'évaluation de la qualité de soins de santé font l'objet de nombreuses études et initiatives nationales comme internationales. Pour mesurer la qualité de soins, on distingue schématiquement trois catégories d'indicateurs : les indicateurs de structure, de processus et de résultat (Donabedian, 1988).

Dans les études hospitalières examinant l'impact du volume sur la « qualité des soins », celle-ci est généralement appréhendée par des indicateurs de résultats des soins. Globalement, les indicateurs de résultats cherchent à évaluer l'amélioration (ou non) de l'état de santé attribuable aux soins. À ce titre, un décès imputable à une mauvaise qualité des soins est évidemment l'indicateur de résultats le plus absolu. C'est pourquoi la mortalité à court terme après une intervention et/ou la mortalité en milieu hospitalier dans des délais courts (à 30 jours le plus souvent) sont les indicateurs de résultat le plus souvent étudiés. La revue systématique de la littérature réalisée par l'Irdes (Com-Ruelle *et al.*, 2008) montre que près de 90 % des études analysées ont retenu le taux de mortalité (sous forme de variable binaire) comme au moins une des mesures du résultat.

L'utilisation de la mortalité hospitalière comme indicateur de qualité présente des difficultés méthodologiques qui ont été largement développées dans la littérature (Ansari et Ackland, 1999 ; Best et Cowper, 1994 ; Silber et Rosenbaum, 1997). La mortalité est un phénomène rare et, pour la plupart des pathologies traitées à l'hôpital, les taux de mortalité sont le plus souvent très faibles. Pour mesurer les

3. Se reporter à Or et Renaud (2009) pour consulter la liste détaillée des codes d'actes, de diagnostics et de GHM utilisés pour la sélection des huit prises en charge.

taux avec une précision satisfaisante pour un établissement donné, il est nécessaire de disposer d'une population d'analyse assez importante (de Pourville et Minvielle, 2002). Par ailleurs les taux de mortalité peuvent être influencés par des nombreux facteurs qui ne sont pas forcément liés directement à la qualité de soins dispensés. Des différences de mortalité observées entre établissements peuvent refléter des variations dans la qualité de la prise en charge, mais également (Vallet *et al.*, 2004) :

- la manière dont les caractéristiques cliniques des patients et autres facteurs de confusion ont été pris en compte dans le calcul des taux de mortalité,
- la qualité du codage des variables utilisées pour l'ajustement,
- la politique d'admission et/ou de transfert de l'établissement,
- des facteurs résiduels liés au hasard.

L'utilisation de la mortalité post-hospitalière permet de suivre les décès survenus sur une période d'observation constante suivant une prise en charge, en évitant la plupart des biais qui viennent d'être cités. Les définitions de la mortalité post-hospitalière utilisées par les différents auteurs varient à la fois par la durée de suivi (30, 90, 180 jours, etc.) et par l'événement datant le début de l'observation (admission, sortie, procédure). L'objectif étant de choisir la période la plus courte possible qui inclut la plus grande partie des décès, une durée de 30 jours est souvent considérée comme la norme.

Dans cette étude, les résultats de soins sont mesurés par deux indicateurs de résultats le plus souvent utilisés dans la littérature :

- la mortalité hospitalière à 30 jours,
- la réadmission non-programmée à 30 jours.

Nous avons choisi d'utiliser ces deux indicateurs conjointement pour assurer la pertinence et la robustesse des conclusions. L'analyse de la réadmission est complémentaire à l'analyse de mortalité, notamment pour les pathologies qui induisent un faible risque de décès. La survenue d'une réhospitalisation non prévue, peu de temps après une intervention chirurgicale ou médicale, est un exemple typique d'événement indésirable et potentiellement évitable. D'ailleurs, la réhospitalisation constitue un phénomène plus fréquent que le décès.

Tout décès survenu dans les 30 jours suivant la date d'entrée du séjour initial est comptabilisé, que le patient décède lors du séjour initial ou à la suite d'une deuxième hospitalisation dans ce laps de temps dans un autre établissement. Cette mesure est limitée à la mortalité hospitalière en court séjour, faute de pouvoir repérer les décès survenus à domicile ou dans d'autres secteurs hospitaliers.

Tout séjour d'hospitalisation complète de plus de 24h dans un établissement de MCO durant les 30 jours suivant la sortie du séjour initial est considéré comme un événement de réadmission, quel que soit son motif. Les séjours initiaux qui se concluent par le décès du patient étant étudiés par ailleurs, ils sont écartés de l'échantillon d'analyse des réadmissions.

En cas de transfert entre établissements, la fin du séjour initial correspond à la date de sortie de la dernière des périodes d'hospitalisation successives. Ainsi, lorsque survient un événement indésirable, il est toujours attribué à l'établissement hospitalier qui a réalisé le séjour initial (>24h), même si le décès ou la nouvelle hospitalisation se produisent dans un autre établissement.

3. Modélisation du lien volume-résultats

3.1. Choix de modélisation

En économie industrielle, le lien entre le volume et les résultats est décrit par une *fonction d'apprentissage* (des économies d'échelle internes) où l'on observe que le coût marginal de production baisse avec le volume de production (Liebermann, 1984). La forme conventionnelle de la courbe d'apprentissage s'écrit :

$$Y = \alpha X^{-b} \quad (1)$$

où Y désigne le coût direct pour produire X unités, X désigne la production cumulée (volume), α , le coût de production de la première unité, et b , « l'élasticité d'apprentissage » qui définit le taux auquel les coûts sont réduits à mesure que le volume (production cumulée) augmente. La présence d'une courbe d'apprentissage a été bien documentée dans un grand nombre de secteurs d'activité. Il a été suggéré que l'apprentissage se développait à travers l'expérience accumulée par les travailleurs ou par l'encadrement, mais aussi à travers une sophistication croissante des équipements, ou par une meilleure organisation des processus de production (Huber, 1991 ; Dranove, 1998). Dans la littérature médicale, l'apprentissage est mesuré en termes d'amélioration des résultats de soins (par exemple, une mortalité plus faible) mais les dynamiques du lien entre volume (production cumulée) et apprentissage sont similaires.

Dans le PMSI, nous observons les « résultats » des soins au niveau de chaque patient : réadmission ou décès à la suite d'un séjour initial pour une prise en charge donnée. Le résultat observé par séjour est déterminé à la fois par les caractéristiques individuelles des patients pris en charge (âge, sexe, morbidité...) et par les caractéristiques spécifiques de l'établissement, y compris son volume d'activité.

La structure des données hospitalières nécessite d'utiliser une modélisation multi-niveaux (Kreft et Leeuw, 1998). Ce type de modèle est adapté aux données qui présentent une structure hiérarchique, c'est-à-dire lorsque des observations individuelles (les séjours ou les patients) sont groupées dans des ensembles plus larges (les établissements hospitaliers).

La modélisation porte sur la probabilité de décès et de réadmission à 30 jours. La variable de résultat est, par conséquent, dichotomique dans les deux cas et nous avons recours à un modèle logistique multi-niveaux (Bryk et Raudenbush, 2002). Les estimations sont réalisées séparément pour chaque prise en charge étudiée.

Pour une intervention donnée, la probabilité de réadmission/décès à 30 jours de l'individu i dans l'hôpital j , (R_{ij}^*) peut être spécifiée de la manière suivante :

$$R_{ij}^* = \beta_{0j} + \gamma \cdot X_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (2)$$

où X_{ij} représente les caractéristiques individuelles observables du séjour/patient i qui a subi cette intervention, ε_{ij} est un résidu individuel distribué selon une loi logistique et β_{0j} correspond à l'effet de l'établissement.

$$\beta_{0j} = \tau_0 + \gamma \cdot V_j + \alpha \cdot Z_j + \omega_{0j} \quad (3)$$

Au niveau de l'établissement, les coefficients β_{0j} sont considérés comme aléatoires. Ils sont distribués autour d'une moyenne τ_0 (la probabilité moyenne de réadmission/décès), l'écart à la moyenne pour un établissement j étant expliqué par le volume d'activité de l'intervention V_j et par d'autres caractéristiques observables de l'hôpital Z_j ainsi que par un terme d'erreur résiduel inter-établissements (ω_{0j}).

Les termes d'erreur résiduels sont supposés normalement distribués avec une indépendance entre les erreurs de niveau 1 et 2 : $\text{cov}(\omega_{0j}, \varepsilon_{ij}) = 0$. L'inclusion de cet effet aléatoire ω_{0j} permet alors d'obtenir des coefficients non biaisés par l'auto-corrélation éventuelle des résidus individuels ε_{ij} , induite par l'omission de caractéristiques inobservées des établissements, telles que la qualité de gestion ou encore les phénomènes de codage.

En substituant l'équation (3) dans l'équation (2), nous obtenons l'équation hiérarchique complète :

$$R_{ij}^* = \tau_0 + \gamma \cdot X_{ij} + \lambda \cdot V_j + \alpha \cdot Z_j + \omega_{0j} + \varepsilon_{ij} \quad (4)$$

Sur ce cadre général, nous introduisons successivement les variables patients/séjours, le volume d'activité procédure puis les autres caractéristiques de l'établissement. Dans un premier temps nous vérifierons s'il existe des différences significatives de réadmission/mortalité entre établissements en fonction du volume d'activité à gravité des cas égale. Nous testerons ensuite si les autres caractéristiques des établissements hospitaliers ont également un impact sur les résultats des soins et si elles modulent la relation volume-résultats observée précédemment.

3.2. Variables explicatives

Les variables observées au niveau du séjour initial (profil du patient) sont les suivantes :

- le sexe (0/1) du patient,
- l'âge du patient (découpé en quintiles),
- le nombre de diagnostics associés (en classes),
- l'éventualité d'une complication majeure associée au séjour (0/1),
- le passage en réanimation (0/1) (comme marqueur de la gravité du séjour),
- la durée du séjour initial, mesurée en quartiles, en opposant les séjours les plus courts (Q1) et les séjours les plus longs (Q4) aux séjours avec des durées médianes (Q2-Q3), est également introduite comme un marqueur de gravité.

Le volume d'activité est mesuré à l'échelle globale de l'établissement hospitalier et par le nombre de séjours d'hospitalisation complète consacré l'année précédente (2005) à l'intervention considérée. Le volume est introduit sous différentes formes alternativement : d'abord comme une variable continue linéaire puis transformée sous forme de logarithme, d'exponentielle, de racine carrée et sous forme quadratique. Un test de vraisemblance (sur le critère d'Akaike) est utilisé pour déterminer la forme la plus adéquate dans le modèle. Ensuite, afin de tester d'éventuels effets de discontinuité, le volume d'activité est introduit sous forme de fractiles (quintiles ou déciles).

Au-delà du volume d'activité de l'intervention étudiée, un certain nombre de variables organisationnelles qui peuvent avoir un impact sur les résultats des soins d'un établissement sont introduites dans la modélisation.

Nous testons notamment un effet de spécialisation : les établissements qui se concentrent sur un nombre limité d'interventions peuvent obtenir de meilleurs résultats indépendamment du volume d'activité relatif à l'intervention. Cela signifierait, par exemple, que, pour une procédure donnée, des petits établissements (qui ont un volume d'activité relativement faible par rapport aux autres) peuvent néanmoins avoir des bons résultats lorsque cette procédure constitue un pan important de leur activité.

Nous pouvons également rechercher un effet de spécialisation au sens plus large : par exemple, les établissements qui consacrent une plus grande part de leur activité à la chirurgie peuvent avoir de meilleurs résultats à volume d'interventions réalisées identique.

Par ailleurs, les aspects organisationnels tels que les missions d'enseignement, l'existence d'un service d'urgence dans l'établissement, sa taille globale ou le taux d'occupation des lits installés en chirurgie et en médecine peuvent influencer les résultats des soins, toutes choses étant égales par ailleurs. De plus, la qualité des soins peut également être appréhendée par l'intensité des soins délivrés, en

particulier les soins infirmiers. Les ratios de personnel soignant (hors médecins) par lit ou par séjour sont alors souvent choisis comme indicateurs (Institute of Medicine, 2003 ; Needleman *et al.*, 2006).

Ainsi, les indicateurs suivants sont testés au niveau de l'établissement :

- la part des séjours relatifs à la procédure dans le nombre de séjours total d'hospitalisation complète de l'établissement (%) afin d'appréhender un effet de « spécialisation procédure »,
- la part de la chirurgie/médecine dans l'activité totale MCO de l'établissement (%),
- le nombre total de lits installés en chirurgie/médecine selon la nature de l'intervention étudiée (logarithme),
- la mission d'enseignement (0/1) : les Centres hospitaliers régionaux et universitaire (CHR/U) et les Centres de lutte contre le cancer (CLCC) étant regroupés dans la modalité 1,
- l'existence d'un service d'urgences (0/1),
- le nombre de personnel soignant paramédical (hors médecins) exprimé en Équivalent temps-plein (ETP) par lit,
- le taux d'occupation des lits (%).

Toutes ces variables sont introduites de façon itérative dans les modèles, puis testées dans différentes configurations mais elles ne sont jamais toutes contrôlées simultanément compte-tenu du risque de multicollinéarité évident⁴.

Enfin, une analyse spécifique de robustesse est effectuée afin de vérifier la sensibilité des résultats aux établissements ayant une très faible activité. En effet, certains établissements peuvent réaliser très peu d'interventions en une année, ce qui risque de biaiser la fiabilité des estimations dans les modèles multi-niveaux et de perturber l'interprétation de la relation entre volume et résultats de soins.

L'analyse de sensibilité consiste à reproduire l'intégralité des modèles (pour réadmission et décès) en excluant successivement de l'analyse les établissements ayant réalisé moins de 5 séjours et moins de 10 séjours pour une intervention donnée en 2006.

Toutes les analyses descriptives et les modélisations ont été réalisées avec le logiciel SAS v9.2.

4. Le statut de l'établissement (public, privé lucratif ou non lucratif) qui est souvent utilisé dans les analyses hospitalières en France n'est pas introduit comme variable en tant que telle, puisque le statut d'un établissement est fortement corrélé avec sa taille et son volume d'activité. Par ailleurs, l'identification des établissements d'enseignement prend partiellement en compte ce statut.

4. Résultats

4.1. Distribution des volumes, réadmissions et décès entre établissements

Les huit prises en charge analysées totalisent 412 000 séjours réalisés entre janvier et novembre 2006, dont 141 068 séjours d'appendicectomie et seulement 2 268 résections pancréatiques⁵ (voir tableau n° 1). Cela représente un peu plus de 5 % du total des séjours d'hospitalisation complète en médecine et chirurgie sur cette période.

La concentration de l'activité dans les hôpitaux varie selon les interventions. L'activité de résection pancréatique et de cancer du côlon est dispersée dans un grand nombre d'établissements : 477 hôpitaux pour la résection pancréatique qui est une intervention rare et technique (soit une moyenne de 5 interventions par hôpital) et 842 hôpitaux pour 29 499 séjours de résection de cancer du côlon (moyenne de 35 interventions par hôpital). On constate, à l'inverse, une forte centralisation de la chirurgie cardiaque, à rapprocher des critères de régulation qui existent pour cette activité chirurgicale : les 12 374 séjours de pontage ne sont réalisés que dans 56 établissements (moyenne de 221 séjours par établissement). La prise en charge de l'AVC et de l'infarctus du myocarde est beaucoup plus hétérogène. Par exemple, 20 % des établissements impliqués dans la prise en charge de l'AVC réalisent 3 séjours ou moins dans l'année et 20 % concentrent plus de 160 séjours par an.

Le tableau n° 1 montre également que la fréquence des réadmissions et des décès varie de manière importante d'une procédure à l'autre, ce qui reflète la diversité du niveau de complexité des prises en charge retenues. Les taux bruts de réadmission les plus élevés surviennent pour les deux interventions chirurgicales de cancérologie et pour les prises en charge médicales. Plus d'un tiers des séjours de résection pancréatique et plus d'un quart des séjours de résection de cancer du côlon font l'objet d'une réadmission dans les 30 jours qui suivent la sortie du patient. Les séjours pour infarctus du myocarde et AVC donnent lieu à une réadmission à 30 jours dans 19 % et 12 % des cas, respectivement. Les procédures chirurgicales plus courantes présentent des taux de réadmission plus faibles : 4,5 % des patients sont réadmis dans les 30 jours qui suivent une appendicectomie et 4,8 % des patients après une prothèse totale de hanche.

5. Les séjours réalisés en décembre 2006 sont exclus puisque la survenue d'événements indésirables est mesurée lors des 30 jours qui suivent le séjour initial.

Tableau 1 : Échantillons d'analyse de la réadmission et de la mortalité à 7 et 30 jours

| | Appendicectomie | AVC | Réséction de cancer du côlon | Infarctus du myocarde | Pontage aorto-coronarien | PTH | Réséction pancréatique | Pose de stent |
|---|-----------------|--------|------------------------------|-----------------------|--------------------------|--------|------------------------|---------------|
| Nombre de séjours initiaux | 141 068 | 87 382 | 29 499 | 45 447 | 12 374 | 65 174 | 2 268 | 28 912 |
| Nombre d'établissements impliqués | 867 | 990 | 842 | 784 | 56 | 806 | 477 | 216 |
| Nombre moyen de séjours par établissement | 163 | 88 | 35 | 58 | 221 | 81 | 5 | 134 |
| Réadmission à 30 jours (taux brut) | 4,5 % | 12,4 % | 26,1 % | 19,1 % | 9,4 % | 4,8 % | 36,8 % | 14,1 % |
| Mortalité à 30 jours (taux brut) | - | 10,0 % | 3,7 % | 9,8 % | 3,0 % | - | 7,4 % | 1,5 % |

Source : PMSI, 2006. Calculs des auteurs.

Les taux bruts de mortalité à 30 jours s'échelonnent de 1,5 % pour la pose de *stent* à environ 10 % pour les prises en charge médicales de l'AVC et de l'infarctus. La survenue d'un décès est un événement très marginal à la suite d'une appendicectomie ou d'une pose de *stent* : ces deux procédures ne seront pas concernées par la modélisation de la probabilité de décès.

Les tableaux n° 2 et n° 3 présentent respectivement la distribution des variables au niveau des patients et des établissements pour les huit prises en charge. Deux tiers des patients présentent une Comorbidité majeure associée (CMA) pour pontage aorto-coronarien, résection pancréatique, pose de *stent* et AVC. L'analyse de la dispersion des volumes d'activité entre établissements (coefficients de variation dans le tableau n° 3) confirme les différences entre prises en charge : si le pontage est, de loin, l'activité réalisée de la manière la plus homogène parmi les établissements concernés (coefficient de variation de 54 %), à l'inverse le nombre de résections pancréatiques (CV de 167 %) et de prises en charge pour AVC (187 %) ou infarctus (159%) est très différent d'un établissement à l'autre.

Tableau 2 : Distribution des variables séjours/patients, 2006

| | Appendicectomie | AVC | Réséction de cancer du côlon | Infarctus du myocarde | Pontage aorto-coronarien | PTH | Réséction pancréatique | Pose de stent |
|-------------------------------------|-----------------|--------|------------------------------|-----------------------|--------------------------|--------|------------------------|---------------|
| % de femmes | 50,0 % | 50,2 % | 45,7 % | 31,8 % | 17,8 % | 56,5 % | 48,1 % | 24,3 % |
| Comorbidité majeure associée (CMA) | 5,0 % | 61,4 % | 49,6 % | 55,5 % | 66,4 % | 28,6 % | 65,5 % | 63,6 % |
| Passage en réanimation | 0,7 % | 3,7 % | 19,8 % | 19,2 % | 72,6 % | 1,8 % | 30,5 % | 15,5 % |
| Nombre de Diagnostics associés (DA) | | | | | | | | |
| 0 | 72,5 % | 10,7 % | 12,4 % | 11,6 % | 2,5 % | 30,5 % | 7,4 % | 6,7 % |
| 1 ou 2 | 23,1 % | 32,9 % | 30,4 % | 31,9 % | 14,1 % | 38,4 % | 26,1 % | 25,6 % |
| 3 ou 4 | 3,3 % | 29,0 % | 24,5 % | 28,9 % | 22,1 % | 19,5 % | 24,7 % | 30,7 % |
| 5 et + | 1,1 % | 27,5 % | 32,6 % | 27,6 % | 61,3 % | 11,6 % | 41,8 % | 37,0 % |
| Âge des patients | | | | | | | | |
| Moyenne | 23,6 | 72,4 | 69,5 | 67,3 | 66,1 | 69,3 | 65,2 | 66,5 |
| Médiane | 18 | 76 | 71 | 69 | 67 | 71 | 67 | 69 |
| Durée du séjour initial | | | | | | | | |
| Moyenne | 4,5 | 12,2 | 16,2 | 7 | 13,6 | 10,8 | 21,9 | 6,1 |
| Médiane | 4 | 9 | 13 | 6 | 19 | 11 | 10 | 5 |

Source : PMSI, 2006.

Tableau 3 : Distribution des variables établissements, 2006

| | Appendicectomie | AVC | Réséction de cancer du côlon | Infarctus du myocarde | Pontage aorto-coronarien | PTH | Réséction pancréatique | Pose de stent |
|--|-----------------|----------|------------------------------|-----------------------|--------------------------|-----------|------------------------|---------------|
| Volume d'activité intervention (nombre de séjours) | | | | | | | | |
| Moyenne | 86,2 | 106,1 | 97,4 | 80,5 | 228,7 | 87,7 | 5,3 | 1,28 |
| P20 % | 27 | 3 | 29 | 3 | 122 | 18 | 1 | 16 |
| Médiane (P50 %) | 69 | 26 | 65 | 31 | 215 | 61 | 3 | 95 |
| P60 % | 82 | 45 | 81 | 49 | 243 | 81 | 4 | 1,25 |
| P80 % | 134 | 163 | 136 | 129 | 332 | 141 | 7 | 217 |
| Coefficient de variation | 86,6 % | 186,6 % | 127,6 % | 158,6 % | 54,5 % | 110,0 % | 166,7 % | 97,7 % |
| Nombre de Lits installés en... | Chirurgie | Médecine | Chirurgie | Médecine | Chirurgie | Chirurgie | Chirurgie | Chirurgie |
| | 91,9 | 99,7 | 93,6 | 120,4 | 316,1 | 95,1 | 119 | 162 |
| Taux d'occupation des lits | 69,1 % | 81,6 % | 69,6 % | 83,3 % | 76,5 % | 69,4 % | 72,2 % | 74,5 % |
| Part de la chirurgie dans l'activité totale MCO | 39,9 % | 25,3 % | 39,8 % | 25,4 % | 30,3 % | 41,9 % | 38,6 % | 29,5 % |
| Taux de spécialisation intervention | 0,70 % | 1,17 % | 0,75 % | 0,58 % | 0,86 % | 0,81 % | 0,02 % | 0,61 % |
| (nb. séjours procédure / nb. séjours en M/C) | | | | | | | | |
| ETP personnel paramédical / lit | 2,13 | 4,03 | 2,11 | 3,4 | 2,43 | 2,08 | 2,18 | 2,42 |

Suite page suivante

Tableau 3 : Distribution des variables établissements, 2006
(suite)

| | Appendicectomie | AVC | Réséction de cancer du côlon | Infarctus du myocarde | Pontage aorto-coronarien | PTH | Réséction pancréatique | Pose de stent |
|--|-----------------|--------|------------------------------|-----------------------|--------------------------|--------|------------------------|---------------|
| Service d'urgences (en % des établissements) | 57,2 % | 52,5 % | 57,0 % | 64,0 % | 80,4 % | 56,2 % | 63,1 % | 80,6 % |
| Répartition des séjours initiaux | | | | | | | | |
| Étab. d'enseignement (CHR/U, CLCC) | 11,1 % | 28,6 % | 15,9 % | 28,0 % | 53,9 % | 10,3 % | 45,6 % | 28,6 % |
| Autre étab. public | 37,3 % | 62,0 % | 23,6 % | 47,3 % | 2,8 % | 18,4 % | 17,6 % | 20,9 % |
| Privé non lucratif | 6,2 % | 3,7 % | 9,3 % | 4,3 % | 7,9 % | 7,1 % | 6,8 % | 5,6 % |
| Privé lucratif | 45,5 % | 5,8 % | 51,2 % | 20,4 % | 35,5 % | 64,2 % | 30,1 % | 44,9 % |

Source : PMSI, 2006.

4.2. Impact des caractéristiques des patients sur les résultats de soins

Dans un premier temps, la probabilité de réadmission/décès est estimée en fonction des caractéristiques cliniques des patients, du volume d'activité procédure et d'un effet aléatoire inter-établissements. Ces modèles à effet aléatoire (équation 2) permettent d'établir que la variance inter-établissements est significative pour toutes les interventions analysées, aussi bien pour la réadmission que pour la mortalité : le terme de variance inter-établissements est significativement différent de 0 au seuil de 1 % (tableaux n° 4 et n° 5). Cela prouve qu'il existe bien des différences de résultats de soins entre les établissements à gravité des cas égale. Cela conforte notre choix d'une modélisation multi-niveaux.

Par ailleurs, quasiment toutes les variables introduites au niveau individuel pour contrôler le *case-mix* des patients ont un impact significatif sur la probabilité de décès à 30 jours (voir tableau n° 4).

Pour toutes les procédures, l'âge est un critère discriminant, la probabilité de décès après un infarctus étant, par exemple, 4,8 fois plus élevée chez les patients de plus de 80 ans que les patients âgés de 63 à 73 ans. De la même manière, l'existence d'une comorbidité majeure (CMA) lors du séjour initial augmente la probabilité de décès à 30 jours pour toutes les procédures, et de façon particulièrement marquée, pour les trois pathologies et interventions cardiaques : en présence de CMA, la probabilité de décès est 8 fois plus élevée après une pose de *stent*, 6 fois plus élevée après un pontage et 15 fois plus élevée pour un infarctus. Le nombre de DA est également corrélé à une augmentation du nombre de décès, toutes choses égales par ailleurs. Pour l'AVC et le cancer du côlon, le fait de passer en réanimation lors du séjour initial est également prédictif du risque de décès. Enfin, la durée du séjour initial ne peut être interprétée de façon fiable car cette variable présente un fort risque d'endogénéité : si les séjours les plus longs sont souvent dûs à la complexité du cas traité, une durée de séjour très courte peut aussi être causée par le décès précoce du patient au cours de son hospitalisation.

L'analyse de la réadmission (voir tableau n° 5), conforte ces résultats. Les variables au niveau séjour/patient n'ont pas systématiquement la même « signification » que dans la modélisation du décès, néanmoins, lorsqu'elles ont un impact, celui-ci est conforme aux attentes : plus la gravité du cas est importante, plus la probabilité de réadmission augmente. On note cependant que l'âge des patients influe peu sur leur probabilité d'être de nouveau hospitalisé dans les 30 jours.

4.3. Impact du volume d'activité sur les résultats de soins

Afin de vérifier l'impact du volume d'activité sur les résultats des soins, plusieurs transformations de la variable de volume sont testées de manière concurrentielle

dans la modélisation. Lorsque le volume est introduit sous forme de variable continue, les résultats des tests de vraisemblance (critère d'Akaike) suggèrent que pour la plupart des procédures la transformation logarithmique est la meilleure spécification, à la fois pour la mortalité et la réadmission. Ceci est conforme aux résultats des études provenant des autres secteurs d'activité qui montrent, à cet égard, que la forme la plus appropriée pour la courbe d'apprentissage est la forme log-linéaire (Com-Ruelle *et al.*, 2008). Alternativement, nous avons introduit le nombre de séjours procédure sous forme catégorielle (découpage en quintiles⁶) afin d'illustrer d'éventuels effet de seuil ou de discontinuité dans la relation entre le volume et les résultats de soins.

Dans les tableaux n° 4 et n° 5, le volume d'activité est tout d'abord introduit en forme logarithmique (modèle 1) puis découpé en quintiles (modèle 2).

À caractéristiques de gravité du séjour égales, le volume d'activité est significativement corrélé à la probabilité de survenue d'un événement indésirable (réadmission/décès) à 30 jours pour la plupart des prises en charge.

La probabilité de décéder dans les 30 jours est plus faible dans les établissements ayant un haut volume d'activité pour les résections du côlon et du pancréas et, à un niveau moindre, pour l'infarctus du myocarde, les *odds-ratios* correspondant valant respectivement 0,737, 0,717 et 0,920. Pour les trois autres interventions étudiées (AVC, pontage et pose de *stent*), nos résultats ne mettent en évidence aucune relation continue entre le nombre de séjours par établissement et la probabilité de décès, à *case-mix* équivalent.

L'interprétation des *odds-ratios* est compliquée par la transformation logarithmique du volume d'activité : dans le modèle construit, une augmentation d'une unité du logarithme du volume d'activité⁷ produit une diminution du risque de décès à 30 jours d'environ 39 % dans le cas d'une résection pancréatique, de 36 % pour une résection de cancer du côlon et de 9 % après un infarctus du myocarde.

6. Les résultats en quintiles et en déciles ont été comparés, mais la spécification en déciles n'est pas toujours pertinente pour les petits échantillons (comptant un faible nombre de séjours et d'établissements).

7. Cependant, il faut rappeler que, par définition, une augmentation d'une unité d'une valeur logarithmique n'a pas la même signification pour les bas et les hauts volumes d'activité : pour un établissement, cela correspond, par exemple, à un passage de 15 à 40 séjours par an ou bien de 50 à 135 séjours.

Tableau 4 : La probabilité de décès à 30 jours en fonction des caractéristiques séjours/patients et du volume d'activité procédure

| | AVC | | Résection de cancer du côlon | | Infarctus du myocarde | | Pontage aorto-coronarien | | Résection pancréatique | | Pose de stent | |
|--|------------|-----|------------------------------|-----|-----------------------|-----|--------------------------|-----|------------------------|-----|---------------|------|
| | Odds-Ratio | OR | OR | *** | OR | *** | OR | *** | OR | *** | OR | *** |
| Âge du patient (réf. 3^e quintile) | | | | | | | | | | | | |
| 1 ^{er} quintile | 0,243 | *** | 0,324 | *** | 0,288 | *** | 0,711 | ns | 0,223 | *** | 0,553 | ** |
| 2 ^e quintile | 0,504 | *** | 0,691 | ** | 0,524 | *** | 0,692 | ns | 0,606 | ns | 0,726 | ns |
| 4 ^e quintile | 1,591 | *** | 1,742 | *** | 2,127 | *** | 1,867 | *** | 1,201 | ns | 1,035 | ns |
| 5 ^e quintile | 2,424 | *** | 3,446 | *** | 4,806 | *** | 2,517 | *** | 2,851 | *** | 2,091 | *** |
| Femme | 0,958 | ns | 0,927 | ns | 1,109 | ** | 1,232 | ns | 0,86 | ns | 1,189 | ns |
| Comorbidité majeure associée | 1,13 | *** | 4,094 | *** | 15,186 | *** | 6,111 | *** | 2,769 | *** | 7,898 | *** |
| Passage en réanimation | 11,97 | *** | 2,054 | *** | 2,354 | *** | 1,079 | ns | 1,256 | ns | 7,545 | *** |
| Nombre de diagnostics associés (réf. 1-2 DA) | | | | | | | | | | | | |
| Aucun DA | 1,054 | ns | 1,05 | ns | 0,734 | *** | 1,393 | ns | 1,66 | ns | 2,312 | 0,05 |
| 3 ou 4 DA | 1,124 | *** | 1,259 | * | 0,924 | ns | 0,978 | ns | 1,57 | ns | 1,217 | ns |
| 5 DA ou + | 1,439 | *** | 2,707 | *** | 1,161 | ** | 2,778 | *** | 3,564 | *** | 1,642 | ** |
| Durée du séjour initial (réf. 2^e et 3^e quintiles) | | | | | | | | | | | | |
| 1 ^{er} quartile | 2,645 | *** | 4,074 | *** | 5,192 | *** | 4,595 | *** | 3,012 | *** | 1,515 | *** |
| 4 ^e quartile | 0,587 | *** | 0,532 | *** | 0,449 | *** | 1,032 | ns | 0,192 | *** | 1,245 | * |
| Volume d'activité – Modèle 1 | | | | | | | | | | | | |
| Volume d'activité intervention – en continu | | | | | | | | | | | | |
| Log (nombre de séjours procédure 2005) | 0,995 | ns | 0,737 | *** | 0,920 | *** | 0,922 | ns | 0,717 | *** | 0,975 | ns |

Suite page suivante

Tableau 4 : La probabilité de décès à 30 jours en fonction des caractéristiques séjours/patients et du volume d'activité procédure (suite)

| | AVC | Réséction de cancer du côlon | Infarctus du myocarde | Pontage aorto-coronarien | Réséction pancréatique | Pose de stent | | | | | | |
|--|-------|------------------------------|-----------------------|--------------------------|------------------------|---------------|-------|----|-------|----|-------|----|
| <i>Terme de variance inter-établissements</i> | | | | | | | | | | | | |
| Valeur | 0,184 | 0,351 | 0,264 | 0,77 | 0,256 | 0,786 | | | | | | |
| Écart-type | 0,02 | 0,06 | 0,032 | 0,197 | 0,202 | 0,153 | | | | | | |
| <i>Volume d'activité – Modèle 2</i> | | | | | | | | | | | | |
| <i>Volume d'activité intervention - en quintiles (réf. 5^e quintile)</i> | | | | | | | | | | | | |
| 1 ^{er} quintile | 1,224 | * | 2,343 | *** | 1,582 | *** | 1,168 | ns | 2,063 | ** | 1,442 | ns |
| 2 ^e quintile | 1,077 | ns | 1,549 | *** | 1,16 | ns | 1,852 | ns | 1,69 | ns | 1,211 | ns |
| 3 ^e quintile | 0,772 | *** | 1,599 | *** | 1,165 | * | 1,409 | ns | 1,838 | * | 1,202 | ns |
| 4 ^e quintile | 0,953 | ns | 1,441 | ** | 1,087 | ns | 1,605 | ns | 1,43 | ns | 1,407 | ns |
| <i>Terme de variance inter-établissements</i> | | | | | | | | | | | | |
| Valeur | 0,177 | 0,395 | 0,265 | 0,785 | 0,432 | 0,782 | | | | | | |
| Écart-type | 0,02 | 0,062 | 0,031 | 0,206 | 0,212 | 0,151 | | | | | | |

Note : *** : significatif à 0,1 % ; ** : significatif à 1 % ; * : significatif à 5 % ; ns : non significatif.

Les odds-ratios (rapports de cotes) mesurent l'augmentation/diminution de la probabilité de la variable expliquée attribuable à une variable explicative donnée. Dans le cas présent, un patient a environ 4 fois plus de risques de décéder dans les 30 jours après une résection de cancer du côlon s'il a une comorbidité majeure associée, toutes choses égales par ailleurs.

Tableau 5 : La probabilité de réadmission à 30 jours en fonction des caractéristiques séjours/patients et du volume d'activité procédure

| | Appendicectomie | | AVC | | Résection de cancer du côlon | | Infarctus du myocarde | | Pontage aorto-coronarien | | PTH | | Résection pancréatique | | Pose de stent | | |
|--|-----------------|-----|-------|-----|------------------------------|-----|-----------------------|-----|--------------------------|-----|-------|-----|------------------------|-----|---------------|-----|--|
| | OR | OR | OR | OR | OR | OR | OR | OR | OR | OR | OR | OR | OR | OR | OR | OR | |
| Constante | 0,047 | *** | 0,132 | *** | 0,423 | *** | 0,206 | *** | 0,066 | *** | 0,041 | *** | 0,712 | * | 0,136 | *** | |
| Âge du patient (réf. 3^e quintile) | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| 1 ^{er} quintile | 0,991 | ns | 1,182 | *** | 1,502 | *** | 0,811 | *** | 1,054 | ns | 0,911 | ns | 1,439 | ** | 0,935 | ns | |
| 2 ^e quintile | 0,914 | * | 1,082 | * | 1,257 | *** | 0,865 | *** | 1,014 | ns | 0,912 | ns | 1,309 | * | 0,869 | ** | |
| 4 ^e quintile | 1,067 | ns | 0,986 | ns | 0,693 | *** | 1,016 | ns | 1,082 | ns | 1,273 | *** | 0,866 | ns | 1,064 | ns | |
| 5 ^e quintile | 1,063 | ns | 0,938 | * | 0,409 | *** | 0,903 | ** | 1,161 | ns | 1,753 | *** | 0,483 | *** | 1,052 | ns | |
| Femme | 0,989 | ns | 0,841 | *** | 0,899 | *** | 0,872 | *** | 1,119 | ns | 0,71 | *** | 0,772 | ** | 1,004 | ns | |
| Comorbidité majeure associée | 1,317 | *** | 1,048 | * | 1,09 | ** | 1,607 | *** | 1,409 | *** | 1,279 | *** | 1,16 | ns | 1,216 | *** | |
| Passage en réanimation | 1,036 | ns | 0,98 | ns | 0,871 | *** | 0,972 | ns | 0,869 | ns | 1,034 | ns | 0,832 | ns | 1,072 | ns | |
| Nombre de diagnostics associés (réf. 1-2 DA) | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| Aucun DA | 0,764 | *** | 0,914 | * | 0,849 | *** | 1,125 | ** | 1,313 | ns | 0,926 | ns | 0,838 | ns | 1,052 | ns | |
| 3 ou 4 DA | 1,134 | * | 1,052 | * | 1,092 | * | 0,962 | ns | 0,963 | ns | 1,164 | ** | 1,01 | ns | 0,979 | ns | |
| 5 DA ou + | 1,04 | ns | 1,255 | *** | 1,144 | *** | 1,007 | ns | 1,211 | ns | 1,446 | *** | 0,964 | ns | 1,06 | ns | |
| Durée du séjour initial (réf. 2^e et 3^e quintiles) | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| 1 ^{er} quartile | 0,71 | *** | 1,103 | *** | 0,678 | *** | 1,096 | ** | 0,953 | ns | 1,015 | ns | 1,03 | ns | 0,796 | *** | |
| 4 ^e quartile | 2,08 | *** | 0,95 | * | 1,004 | ns | 1,128 | *** | 1,553 | *** | 1,403 | *** | 0,958 | ns | 1,393 | *** | |
| Volume d'activité - Modèle 1. | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| Volume - en continu | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| Log (nombre de séjours procédure 2005) | 1,019 | ns | 0,944 | *** | 0,951 | * | 0,909 | *** | 0,836 | * | 0,880 | *** | 0,873 | ** | 1,013 | ns | |

(suite page suivante)

Tableau 5 : La probabilité de réadmission à 30 jours en fonction des caractéristiques séjours/patients et du volume d'activité procédure (suite)

| | Appendicectomie | | AVC | | Résection de cancer du côlon | | Infarctus du myocarde | | Pontage aorto-coronarien | | PTH | | Résection pancréatique | | Pose de stent | |
|--|-----------------|----|-------|----|------------------------------|-----|-----------------------|-----|--------------------------|----|-------|-----|------------------------|----|---------------|----|
| | Odds-Ratio | OR | OR | OR | OR | OR | OR | OR | OR | OR | OR | OR | OR | OR | OR | OR |
| <i>Terme de variance inter-établissements</i> | | | | | | | | | | | | | | | | |
| Valeur | 0,235 | | 0,077 | | 0,111 | | 0,149 | | 0,049 | | 0,117 | | 0,156 | | 0,124 | |
| Écart-type | 0,022 | | 0,01 | | 0,014 | | 0,017 | | 0,02 | | 0,02 | | 0,061 | | 0,02 | |
| <i>Volume d'activité - Modèle 2.</i> | | | | | | | | | | | | | | | | |
| <i>Volume - en quintiles (réf. 5^e quintile)</i> | | | | | | | | | | | | | | | | |
| 1 ^{er} quintile | 1,058 | ns | 1,211 | * | 1,074 | ns | 1,231 | * | 1,344 | * | 1,403 | *** | 1,179 | * | 0,859 | ns |
| 2 ^e quintile | 0,973 | ns | 1,213 | * | 1,168 | ** | 1,209 | * | 1,201 | ns | 1,366 | *** | 1,225 | ns | 1,007 | ns |
| 3 ^e quintile | 0,997 | ns | 1,203 | ** | 1,255 | *** | 1,276 | *** | 1,043 | ns | 1,208 | ** | 1,173 | * | 0,884 | ns |
| 4 ^e quintile | 0,995 | ns | 1,069 | ns | 1,154 | ** | 1,297 | *** | 1,06 | ns | 1,126 | * | 1,164 | * | 1,038 | ns |
| <i>Terme de variance inter-établissements</i> | | | | | | | | | | | | | | | | |
| Valeur | 0,231 | | 0,076 | | 0,108 | | 0,149 | | 0,055 | | 0,121 | | 0,172 | | 0,122 | |
| Écart-type | 0,022 | | 0,01 | | 0,014 | | 0,017 | | 0,022 | | 0,02 | | 0,062 | | 0,02 | |

Note : *** : significatif à 0,1 % ; ** : significatif à 1 % ; * : significatif à 5 % ; ns : non significatif.

En ce qui concerne les réadmissions, on constate un impact significatif du volume d'activité sur toutes les interventions sauf l'appendicectomie et la pose de *stent* qui sont toutes les deux des interventions courantes. C'est pour le pontage, la résection pancréatique et la PTH que l'impact du volume d'activité est le plus marqué (*odds-ratios* entre 0,836 et 0,880). Ainsi, l'augmentation d'une unité du logarithme du nombre de pontages annuel d'un établissement réduit le risque de réadmission à 30 jours d'environ 20 % (14 % dans le cas des prothèses totales de hanche). Cette diminution est moins marquée pour l'AVC et la résection de cancer du côlon, pour lesquels le risque ne décroît que de 5 ou 6 %.

Si l'introduction du volume en quintile (modèle 2) confirme globalement les résultats obtenus avec une spécification logarithmique, elle permet néanmoins d'affiner les résultats pour certaines procédures. Dans le cas de la réadmission pour pontage et de la mortalité pour infarctus, on note un effet de seuil : ce sont les établissements à très faible activité qui présentent un risque de réadmission plus élevé mais cette relation s'atténue pour les quintiles d'activité supérieurs. Pour la réadmission à la suite d'une chirurgie du cancer du côlon, ce sont les établissements ayant des niveaux médians d'activité (du 2^e au 4^e quintile) qui ont les probabilités de réadmissions les plus élevées.

Enfin, la modélisation du risque de décès à 30 jours pour AVC en contrôlant par les quintiles d'activité semble suggérer une relation en forme de « U » plutôt qu'une relation de type logarithmique. En effet, les prises en charge effectuées dans les établissements ayant une activité médiane (3^e quintile) induisent la probabilité de décès la plus faible. À l'inverse, dans les établissements à très faible ou très forte activité (1^{er} et 5^e quintiles), les résultats de soins semblent se détériorer. Toutefois, ce résultat doit être interprété avec précaution puisque, dans le cas de l'AVC, qui est une prise en charge complexe et hétérogène, il se peut que le contrôle du *case-mix* soit insuffisant.

4.4. Impact des autres caractéristiques des établissements sur les résultats de soins

Nous avons introduit les variables institutionnelles décrites plus haut (voir section 3.2) de manière successive en raison de la forte corrélation qui existe entre ces variables. La plupart de ces variables ne sont pas significatives, une fois contrôlé le volume d'activité de l'établissement. Seul, le niveau de spécialisation de l'établissement semble avoir un effet sur la mortalité/réadmission, à volume d'activité égal. Le tableau n° 6 met en évidence les résultats les plus significatifs.

Premièrement, à volume d'activité et *case-mix* égaux, les établissements spécialisés dans une prise en charge ont de meilleurs résultats, notamment pour l'AVC et l'infarctus (les deux prises en charge médicales). Cela souligne l'importance des

paramètres organisationnels de l'établissement, au-delà du volume d'activité, dans le processus d'amélioration des résultats de soins.

Deuxièmement, il semble également se dessiner un effet de spécialisation au sens plus large : les établissements qui consacrent une part importante de leur activité à la chirurgie obtiennent de meilleurs résultats que les autres pour la plupart des procédures chirurgicales (résection de cancer du côlon, pontage, PTH et pose de *stent*) mais également pour l'infarctus qui est une prise en charge médicale. Cela peut signifier que les établissements qui ont un service de chirurgie cardiaque important sont mieux équipés pour prendre en charge l'infarctus du myocarde.

Par ailleurs, en ce qui concerne la pose de *stent*, le taux de spécialisation, à la fois dans cette procédure spécifiquement et globalement dans l'ensemble des activités chirurgicales, a un impact significatif sur les réadmissions ou la mortalité, contrairement au nombre d'interventions annuel de l'établissement.

Enfin, toutes choses égales par ailleurs, l'effectif en personnel soignant paramédical par lit semble avoir un impact sur la mortalité pour pose de *stent* : le risque de décès pour cette procédure est moins élevé dans les établissements qui comptent plus de personnel soignant par lit.

Les autres paramètres organisationnels tels que le statut d'enseignement, le taux d'occupation des lits ou l'existence d'un service d'urgences n'ont d'effet significatif dans aucune des équations.

Les résultats de nos analyses de sensibilité témoignent de la robustesse des résultats présentés. Toutes les estimations sont reproduites en restreignant successivement les échantillons d'analyse aux établissements réalisant plus de 5 séjours ou plus de 10 séjours par an, afin de vérifier que le lien observé n'est pas uniquement dû aux établissements ayant une très faible activité. Les résultats des modèles demeurent identiques dans les deux cas de figure. L'analyse de sensibilité ne concerne pas la résection pancréatique car la déperdition dans l'échantillon est trop grande, les établissements ne réalisant en moyenne que cinq interventions par an.

Tableau 6 : La probabilité de décès et de réadmission à 30 jours selon les caractéristiques séjours/patients, le volume d'activité procédure, le niveau de spécialisation et l'effectif en personnel soignant par lit

| | Appendice-ctomie | AVC | Réséction de cancer du côlon | Infarctus du myocarde | Pontage aorto-coronarien | PTH | Réséction pancréatique | Pose de stent | | | | | | | | |
|---|------------------|------------|------------------------------|-----------------------|--------------------------|------------|------------------------|---------------|-------|----|-------|-----|-------|-----|-------|-----|
| | Odds-ratio | Odds-ratio | Odds-ratio | Odds-ratio | Odds-ratio | Odds-ratio | Odds-ratio | Odds-ratio | | | | | | | | |
| Réadmission | | | | | | | | | | | | | | | | |
| Volume d'activité intervention | 1,067 | ns | 0,944 | *** | 0,946 | * | 0,902 | *** | 0,884 | ns | 0,934 | * | 0,909 | ns | 1,018 | ns |
| Log (nombre de séjours procédure 2005) | | | | | | | | | | | | | | | | |
| Spécialisation | 0,708 | ns | 0,783 | ns | 0,643 | ** | 0,622 | * | 0,278 | * | 0,519 | *** | 1,137 | ns | 0,991 | ns |
| Part de l'activité consacrée à la chirurgie | 0,10 | ** | 1,013 | ns | 1,863 | ns | 0,475 | ns | 0,017 | ns | 0,571 | ns | 0,000 | ns | 0,152 | ns |
| Taux de spécialisation procédure | 0,970 | ns | 0,984 | * | 0,976 | ns | 1,004 | ns | 0,874 | ns | 1,050 | ns | 0,961 | ns | 1,069 | ns |
| Terme de variance inter-établissements | | | | | | | | | | | | | | | | |
| Valeur | 0,228 | | 0,074 | | 0,102 | | 0,136 | | 0,039 | | 0,088 | | 0,133 | | 0,127 | |
| Écart-type | 0,022 | | 0,01 | | 0,014 | | 0,016 | | 0,02 | | 0,018 | | 0,059 | | 0,021 | |
| Mortalité | | | | | | | | | | | | | | | | |
| Volume d'activité intervention | | | | | | | | | | | | | | | | |
| Log (nombre de séjours procédure 2005) | | | 0,991 | ns | 0,731 | *** | 0,954 | * | 0,996 | ns | | | 0,678 | *** | 1,103 | ns |
| Spécialisation | | | | | | | | | | | | | | | | |
| Part de l'activité consacrée à la chirurgie | | | 0,375 | *** | 0,220 | *** | 0,292 | *** | 0,353 | ns | | | 0,220 | ns | 0,060 | *** |
| Taux de spécialisation procédure | | | 0,004 | * | 4,679 | ns | 0,002 | *** | 0,002 | ns | | | 0,870 | ns | 0,004 | ** |

(suite page suivante)

Tableau 6 : La probabilité de décès et de réadmission à 30 jours selon les caractéristiques séjours/patients, le volume d'activité procédure, le niveau de spécialisation et l'effectif en personnel soignant par lit (suite)

| | Appendice-ctomie | AVC | Réséction de cancer du côlon | Infarctus du myocarde | Pontage aorto-coronarien | PTH | Réséction pancréatique | Pose de stent |
|---|-------------------|-------------------|------------------------------|-----------------------|--------------------------|-------------------|------------------------|-------------------|
| <i>ETP personnel soignant / lit</i> | <i>Odds-ratio</i> | <i>Odds-ratio</i> | <i>Odds-ratio</i> | <i>Odds-ratio</i> | <i>Odds-ratio</i> | <i>Odds-ratio</i> | <i>Odds-ratio</i> | <i>Odds-ratio</i> |
| <i>Terme de variance inter-établissements</i> | | | | | | | | |
| <i>Valeur</i> | 0,995 | ns | 0,951 | ns | 1,015 | ns | 0,915 | ns |
| <i>Écart-type</i> | 0,153 | 0,278 | 0,235 | 0,85 | 0,113 | 0,193 | 0,821 | ns |
| | 0,018 | 0,058 | 0,03 | 0,229 | 0,193 | 0,133 | 0,819 | * |

Note : *** : significatif à 0,1 % ; ** : significatif à 1 % ; * : significatif à 5 % ; ns : non significatif.

5. Discussion

Cette étude contribue à la littérature sur le lien entre le volume d'activité et les résultats de soins en exploitant pour la première fois les données hospitalières françaises à l'échelle nationale dans une approche de modélisation multi-niveaux. Elle apporte des éléments de compréhension nouveaux sur l'ampleur et la forme de la relation volume-qualité dans le contexte hospitalier français.

Les analyses présentent toutefois un certain nombre de limites à souligner avant de présenter nos conclusions.

Premièrement, les indicateurs de résultats de soins utilisés dans notre étude demeurent perfectibles. D'une part, la mesure de la réadmission englobe tous les séjours d'hospitalisation à 30 jours quel que soit leur motif, faute d'information suffisante pour identifier les ré-hospitalisations réellement imputables à la prise en charge initiale. D'autre part, le taux de mortalité analysé ne couvre que les décès survenus à l'hôpital. Même si le fait d'analyser les décès sur une période fixe (30 jours) permet d'éviter certains inconvénients de la mortalité hospitalière, il serait préférable d'observer également les décès survenant en dehors de l'hôpital pour une meilleure évaluation des résultats de soins. De plus, il serait souhaitable d'étudier d'autres indicateurs de la qualité, notamment pour comprendre le lien avec le processus de soins. Le contrôle des caractéristiques relatives à l'organisation et au management des établissements hospitaliers peut également être amélioré dans la modélisation. En particulier, l'effectif de médecins par établissement n'a pas pu être contrôlé faute de données comparables entre secteur public et privé dans la SAE.

Deuxièmement, comme dans toute étude empirique, la fiabilité des résultats présentés dépend directement de la fiabilité des sources d'information utilisées, en particulier le PMSI. La précision du contrôle du *case-mix* ou des autres caractéristiques du séjour à l'hôpital est donc directement conditionnée par la qualité du codage hospitalier, des actes et diagnostics, notamment.

Troisièmement, nos analyses ne fournissent pas d'information sur le sens de la causalité entre volume et résultats. Dans la littérature, deux hypothèses sont avancées : 1) la qualité des soins augmente avec le volume d'activité des hôpitaux grâce à une expérience accrue (effets d'apprentissage) ; 2) c'est la qualité qui engendre le volume puisqu'on oriente plus volontiers les patients vers des médecins et des établissements de bonne renommée (effets d'adressage). Il est important de comprendre l'importance relative de chaque explication pour mieux orienter les décisions politiques, mais cela nécessiterait de mettre en œuvre une analyse de causalité, soit à partir d'un modèle à variable instrumentale, soit à l'aide d'une analyse longitudinale, qui nécessite des données de panel du PMSI sur une période suffisamment longue.

L'hypothèse selon laquelle, toutes choses égales par ailleurs, les résultats s'améliorent avec l'expérience accumulée a été largement étayée en économie industrielle (Liebermann, 1984 ; Darr *et al.*, 1995). Dans le cas des soins hospitaliers, l'effet d'apprentissage semble plus significatif dans le cadre de procédures très complexes. On admet que c'est le médecin et/ou l'équipe médicale qui influence(nt) les résultats de soins et que l'apprentissage médical et l'expertise s'acquièrent avec le nombre de procédures réalisées (Sowden *et al.*, 1997 ; Luft *et al.*, 1979). L'apprentissage se développerait à travers l'expérience accumulée des individus, le transfert du savoir, le management, une meilleure organisation des processus de soins, mais aussi à travers un investissement croissant dans des équipements plus performants (économies d'échelle). Toutefois, de nombreux auteurs ont avancé que ces deux types d'effets – effets d'apprentissage et d'adressage – pouvaient coexister dans le domaine de la santé avec une importance variable selon la prise en charge considérée (Luft *et al.*, 1987 ; Shaihan et Normand, 2003).

Il faut rappeler que, si le lien démontré entre volume et résultats est majoritairement dû à des effets d'apprentissage, la concentration de certains services serait notamment susceptible de présenter un intérêt général. Si l'explication réside principalement dans un renvoi sélectif des patients vers les bons établissements, la concentration pourrait conduire à une réduction de la concurrence, et il serait alors plus difficile pour les patients de choisir les meilleurs hôpitaux. En outre, les dynamiques d'apprentissage (c'est-à-dire la façon dont l'apprentissage se développe avec l'expérience et la façon dont il est transféré) constituent des questions importantes pour les établissements de santé en termes de recrutement, de planification, d'anticipation des risques et tout ce qui concourt à améliorer la qualité. Les recommandations politiques doivent prendre en considération l'importance relative de chacun de ces phénomènes, qui varie certainement selon la procédure considérée.

Enfin, il ne faut pas oublier que la façon d'appréhender l'activité a des répercussions sur la mesure du lien entre le volume d'activité et les résultats de soins. Nous nous sommes concentrés sur le nombre de séjours réalisé au niveau de l'établissement pour une intervention donnée ; néanmoins, le volume d'activité du médecin (le nombre d'interventions par chirurgien, notamment) peut également avoir un effet propre sur la qualité des soins. Nous n'avons pas pu contrôler le volume d'activité des chirurgiens dans nos analyses faute de données suffisamment précises dans la SAE. Plusieurs études, dans la littérature, montrent que volume d'activité global de l'établissement et le volume d'activité individuel sont tous les deux importants et peuvent influencer simultanément les résultats. Cet aspect pourrait être enrichi si nous disposions de bases de données permettant de suivre l'activité des médecins à travers différents services et différents établissements.

6. Conclusion

Cette étude a permis d'évaluer l'effet propre du volume d'activité d'un établissement sur la probabilité de réadmission/décès pour huit interventions hospitalières, en contrôlant à la fois des caractéristiques cliniques des patients pris en charge et des caractéristiques institutionnelles qui peuvent influencer la répartition des profils sociaux et médicaux des patients entre établissements.

Il a été mis en évidence que la probabilité de réadmission et/ou de mortalité était plus élevée dans les établissements à faible volume d'activité pour six prises en charge : la chirurgie pour le cancer du côlon, le pontage aorto-coronarien, l'opération de résection pancréatique, l'infarctus aigu du myocarde, l'Accident vasculaire cérébral (AVC) et la Prothèse totale de la hanche (PTH). En revanche, le volume d'activité n'a pas d'influence significative sur les résultats pour l'appendicectomie et la pose de *stent*, qui sont des interventions courantes.

Les analyses confirment également que l'intensité du lien et la forme fonctionnelle de la relation entre le volume et les résultats varient d'une prise en charge à l'autre. Pour la plupart des interventions étudiées, l'amélioration des résultats est réelle tout au long du spectre d'activité mais l'impact s'atténue au fur et à mesure que l'activité augmente (relation de type logarithmique). Dans le cas de l'AVC, une relation en forme de « U » n'est pas à exclure car la probabilité de décès a tendance à augmenter au-delà d'un certain niveau d'activité. Toutefois, ce résultat peut refléter une limite dans le contrôle du *case-mix* et de la sévérité pour cette prise en charge spécifique. Il se peut, notamment, que les cas les plus sévères soient concentrés dans quelques centres très spécialisés dans la prise en charge médicale de l'AVC.

En tout état de cause, l'hypothèse d'un accroissement linéaire de la qualité des soins avec l'activité semble irréaliste. De plus, l'intensité de la relation volume-résultats est différente selon la nature chirurgicale ou médicale des soins et surtout, sensible au niveau de technicité de l'intervention, la relation étant plus marquée pour les interventions complexes comme la chirurgie cancérologique, et plus modérée pour les interventions relativement courantes.

Par ailleurs, à *case-mix* et niveau d'activité égaux, le degré de spécialisation de l'établissement dans une procédure donnée paraît diminuer les risques de mortalité et de réadmission notamment pour les procédures non chirurgicales (AVC et infarctus). Cela implique que les établissements qui réalisent un nombre de procédures relativement faible par rapport aux autres peuvent tout de même avoir de bons résultats en se spécialisant dans cette procédure, c'est-à-dire si cette procédure constitue une part importante de leur activité. Il semble également exister un effet d'apprentissage à une échelle plus large pour les interventions chirurgicales. Par exemple, entre deux établissements qui réalisent le même nombre

de chirurgies de cancer du côlon, celui qui a le volume d'activité chirurgical global le plus élevé semble avoir de meilleurs résultats.

La traduction des résultats de cette étude en termes de recommandations politiques s'avère délicate. Il n'est pas facile de trouver le bon équilibre entre le coût et les bénéfices dans les décisions de concentration de l'offre hospitalière. Cette étude montre qu'à gravité égale, il existe des différences significatives de probabilité de réadmission et de décès entre établissements et que le volume d'activité explique une partie de ces différences. À ce titre, le volume d'activité constitue un levier d'action pour améliorer les résultats dans certains domaines. Cependant, une forte concentration de l'activité dans de grands centres a des coûts, des répercussions en termes d'accès aux soins et peut engendrer des effets pervers liés aux situations de monopole.

Par ailleurs, si l'on souhaite améliorer les résultats des soins en intervenant sur le volume d'activité, il est important de comprendre les limites (contours) de ce lien pour chaque procédure. Nos résultats suggèrent que le lien entre le volume d'activité et l'amélioration des résultats n'est pas linéaire. Le lien logarithmique implique qu'il serait effectivement efficace de limiter le nombre d'établissements à très faible volume, mais il y aurait peu de bénéfice à concentrer l'activité au-delà d'un certain point. Il est également essentiel, de cibler les prises en charge pour lesquelles un lien significatif entre activité et qualité a bien été démontré.

Rappelons, enfin, que le volume d'activité reflète sans doute des différences dans l'encadrement, l'organisation et l'exécution des soins sur lesquels nous ne possédons pas d'informations. Il serait, à ce stade, essentiel d'identifier les mécanismes qui sous-tendent ce lien afin de comprendre pourquoi et comment le volume d'activité peut améliorer la qualité des soins. Cette étude appelle donc un enrichissement des connaissances dans cette direction.

Références

Ansari, M. and M. Ackland. 1999. "Inter-Hospital Comparison of Mortality Rates", *International Journal of Quality in Health Care*, 11(1): 29-35.

Best, W. and D. Cowper. 1994. "The Ratio of Observed-to-Expected Mortality as a Quality of Care Indicator in Non-Surgical VA Patients", *Medical Care*, 32(4): 390-400.

Birkmeyer, J.D., Siewers, A.E., Finlayson, E.V.A., Stukel, T.A., Welch, H.G., and D.E. Wennberg. 2002. "Hospital Volume and Surgical Mortality in the United States", *The New England Journal of Medicine*, 346(15): 1128-1137.

Bryk, A. and S. Raudenbush. 2002. *Hierarchical Linear Models*, Sage Publications, Newbury Park, CA.

Com-Ruelle, L., Or, Z. et T. Renaud. 2008. *Volume d'activité et qualité des soins dans les établissements de santé : enseignements de la littérature*, IRDES, rapport n° 1734, 146p.

Darr, E.D., Argote, L., and D. Epple. 1995. "The Acquisition, Transfer, and Depreciation of Knowledge in Service Organizations: Productivity in Franchises", *Management Science*, 41(11): 1750-62.

Donabedian, A. 1988. "The Quality of Care. How Can it be Assessed?" *Journal of American Medical Association*, 260(12): 1743-48.

Dranove, D. 1998. "Economies of Scale in non Revenue Producing Cost Centers: Implications for Hospital Merger", *Journal of Health Economics*, 17(1), 69-83.

Ethan, A., Lee, C., and M. Chassin. 2002. "Is Volume Related to Outcome in Health Care? A Systematic Review and Methodological Critique of the Literature", *Annals of Internal Medicine*, 137: 511-520.

Glance, L.G., Li, Y., Osler, T.M., Dick, A., and D.B. Mukamel. 2006. "Impact of Patient Volume on the Mortality Rate of Adult Intensive Care Unit Patients", *Critical Care Medicine*, 34(7): 1925-1934.

Hannan, E.L., Wu, C., Ryan, T.J., Bennett, E., Culliford, A.T., Gold, J.P., Hartman, A., Isom, O.W., Jones, R.H., McNeil, B., Rose, E.A., and V.A. Subramanian. 2003. "Do Hospitals and Surgeons with Higher Coronary Artery Bypass Graft Surgery Volumes Still Have Lower Risk-Adjusted Mortality Rates?" *Circulation*, 108(7): 795-801.

Ho, V., Heslin, M.J., Yun, H., and L. Howard. 2006. "Trends in Hospital and Surgeon Volume and Operative Mortality for Cancer Surgery", *Annals Surgical Oncology*, 13(6): 851-8.

Huber, G. 1991. "Organizational Learning: the Contributing Processes and the Literatures", *Organization Science*, 2(1): 88-115.

Institute of Medicine. 2003, *Keeping Patients Safe: Transforming the Work Environment of Nurses*, Washington, The National Academies Press.

Kreft, I. and J. Leeuw. 1998. *Introducing Multilevel Modeling*, Sage Publications, London.

Lieberman, M.B. 1984. "The Learning Curve and Pricing in the Chemical Processing Industries", *Rand Journal of Economics*, 15(2): 213-28.

- Luft, H., Bunker, J., and A. Enthoven. 1979. "Should Operations be Regionalized? The Empirical Relationship Between Surgical Volume and Mortality", *New Eng Journal of Medicine*, 301(25): 1364-69.
- Luft, H.S., Hunt, S.S., and S.C. Maerki. 1987. "The Volume-Outcome Relationship: Practice-Makes-Perfect or Selective-Referral Patterns?", *Health Service Research*, 22(2): 157-82.
- Needleman, J., Buerhaus, P.I., Stewart, M., Zelevinsky, K., and S. Mattke. 2006. "Nurse Staffing In Hospitals: Is There A Business Case For Quality?", *Health Affairs*, 25(1): 204-11.
- Or, Z. et T. Renaud. 2009. *Volume d'activité et résultats de soins en France : une analyse multiniveaux des données hospitalières*, IRDES, Rapport n° 1777, 80p.
- Pouvourville, G. et E. Minvielle. 2002. « La mesure de la qualité des soins à l'hôpital : L'état de l'art », chapitre 12 dans *Être à la hauteur, mesurer et améliorer la performance des systèmes de santé*, OCDE, Paris.
- Shaihan, D. and S-L. Normand. 2003. "The Volume-Outcome Relationship: From Luft to Leapfrog", *Annals of Thoracic Surgery*, 75:1048-58.
- Silber, J. et P. Rosenbaum. 1997. "A Spurious Correlation Between Hospital Mortality and Complication Rates: the Importance of Severity Adjustment", *Medical Care*, 35(10Suppl):77-9.
- Sheldon, TA. 2004. "The Volume-Quality Relationship: Insufficient Evidence for Use as a Quality Indicator", *Quality and Safety in Health Care*, 13: 325-326.
- Silber, J. and P. Rosenbaum. 1997. "A Spurious Correlation Between Hospital Mortality and Complication Rates: the Importance of Severity Adjustment", *Medical Care*; 35(10suppl): 77-92.
- Sowden, A., Grilli, R., and N. Rice. 1997. *The Relationship Between Hospital Volume and Quality of Health Outcomes*, CRD Report 8 (Part 1), University of York.
- Vallet, O., Villeminot, S., Gasquet, I. et B. Falissard. 2004. « Élaboration d'un outil de mesure de la mortalité post hospitalière », Document de travail, DREES *Série Études*, n° 40, Tome 2.
- Welke, K.F., Barnett, M.J., Vaughan-Sarrazin, M.S., and G.E. Rosenthal. 2005. "Limitations of Hospital Volume as a Measure of Quality of Care for Coronary Artery Bypass Graft Surgery", *The Society of Thoracic Surgeons*, 80: 2114-20.