



**Institut de recherche  
et documentation en économie de la santé**

## **Volume d'activité et résultats des soins en France : une analyse multiniveaux des données hospitalières**

Zeynep Or, Thomas Renaud

**Rapport Irdes**

## CONSEIL D'ADMINISTRATION

---

<b>Président</b>	François Joliclerc
<b>Trésorier</b>	Jean-Marie Langlois
<b>Membres</b>	Laure Com-Ruelle, Jean-Martin Cohen Solal, Thierry Debrand, François Gin, Hubert Allemand, Bernadette Hilpert, Dominique Liger, Christine Meyer, David Ollivier Lannuzel, Bernard Salengro, Frédéric Van Roekeghem

## CONSEIL SCIENTIFIQUE

---

<b>Président</b>	François Heran
<b>Membres</b>	Didier Blanchet, Marc Brodin, Martine Bungener, Mathieu Cousineau, Gérard De Pourville, Guy Desplanques, Brigitte Dormont, Pierre-Yves Geoffard, Pierre-Jean Lancry, Annette Leclerc, Pierre Lombrail, Andrée Mizrahi, Arié Mizrahi, Lucile Olier, Dominique Polton, Philippe Ricordeau, Lise Rochoaix, Simone Sandier, Alain Trognon, Philippe Ulmann

## EQUIPE DE RECHERCHE

---

<b>Directrice par intérim</b>	Catherine Sermet
<b>Directeurs de recherche</b>	Yann Bourgueil, Laure Com-Ruelle, Philippe Le Fur
<b>Maîtres de recherche</b>	Thierry Debrand, Paul Dourgnon, Véronique Lucas-Gabrielli, Julien Mousquès, Zeynep Or, Marc Perronnin, Thierry Rochereau
<b>Chargés de recherche</b>	Anissa Afrite, Anne Aligon, Caroline Allonier, Magali Coldefy, Marie-Thérèse Da Poian, Isabelle Evrard, Pascale Lengagne, Lionel Marcoux, Sylvain Pichetti, Aurélie Pierre, Camille Regaert, Nicolas Sirven, Christine Sorasith
<b>Chercheur associé</b>	Thomas Cartier, Laurent Davezies, Caroline Despres, Michel Grignon, Florence Jusot, Bidénam Kambia-Chopin, Michel Naiditch
<b>Attachées de recherche</b>	Nicolas Briant, Martine Broïdo, Nicolas Célant, Violaine Eudier, Stéphanie Guillaume, Nelly Le Guen, Frédérique Ruchon
<b>Responsable de la documentation</b>	Marie-Odile Safon
<b>Documentalistes</b>	Suzanne Chriqui, Véronique Suhard
<b>Responsable de la publication communication</b>	Anne Evans
<b>Informaticiens</b>	Bruno Dervillez, Jacques Harrouin
<b>Secrétaire générale</b>	Dominique Goldfarb
<b>Cadre administratif</b>	Isabelle Henri
<b>Assistante de direction</b>	Catherine Banchereau
<b>Secrétaires-maquettistes</b>	Khadidja Ben Larbi, Franck-Séverin Clérembault, Aude Sirvain
<b>Secrétaire de la diffusion</b>	Sandrine Bequignon
<b>Assistant documentation/diffusion</b>	Damien Le Torrec

# **Volume d'activité et résultats des soins en France : une analyse multiniveaux des données hospitalières**

Zeynep Or

Thomas Renaud

---

Rapport n° 546 (biblio n° 1777) Décembre 2009

---

Les noms d'auteurs apparaissent par ordre alphabétique.

Toute reproduction de textes ou tableaux est autorisée sous réserve de l'indication de la source et de l'auteur.

En cas de reproduction du texte intégral ou de plus de 10 pages, le directeur de l'IRDES devra être informé préalablement.

I.S.B.N. : 978-2-87812-342-5

## Remerciements

---

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, ainsi que Laure Com-Ruelle (Irdes) qui a apporté son expertise médicale tout au long de ce travail.

Nous exprimons notre gratitude aux participants du séminaire Irdes et des 22e journées EMOIS qui nous ont fait bénéficier de leurs nombreux commentaires.

Nous remercions également Anne Evans (Irdes) et Paul Dourgnon (Irdes) pour leurs commentaires de relecture, ainsi que Khadidja Ben Larbi (Irdes) pour sa contribution à la mise en page de ce rapport.

Nous demeurons néanmoins seuls responsables des éventuelles erreurs.



**Sommaire**

---



## Sommaire

<b>1. Introduction.....</b>	<b>9</b>
<b>2. Choix des indicateurs de résultats des soins .....</b>	<b>13</b>
<b>3. Analyse statistique des indicateurs de résultats .....</b>	<b>17</b>
3.1. Source de données.....	19
3.2. Définition des interventions étudiées .....	19
3.3. Définition de la population cible .....	20
3.4. Le calcul des taux de réadmission et de mortalité.....	21
3.4.1. Construction de l'échantillon .....	21
3.4.2. Définition de la réadmission .....	23
3.4.3. Mesure de la mortalité.....	24
3.5. Analyse des ratios standardisés de réadmission et de mortalité .....	25
3.5.1. Calcul des ratios standardisés .....	25
3.5.2. Analyse des ratios standardisés.....	26
<b>4. Modélisation du lien volume-résultats .....</b>	<b>33</b>
4.1. Les principes de la modélisation multiniveaux.....	35
4.2. Données et variables .....	35
4.2.1. Les données.....	35
4.2.2. Variables au niveau du séjour .....	35
4.2.3. Variables au niveau de l'établissement .....	38
4.3. Stratégie de modélisation .....	41
4.4. Résultats .....	41
4.4.1. Déterminants des taux de réadmission.....	44
4.4.2. Déterminants de la mortalité hospitalière .....	50
4.5. Analyse de sensibilité des résultats .....	55
<b>5. Limites et développements possibles.....</b>	<b>61</b>
<b>6. Conclusion .....</b>	<b>65</b>
<b>Bibliographie.....</b>	<b>69</b>

<b>Annexes.....</b>	<b>73</b>
Annexe 1 - Le chaînage dans le PMSI-MCO.....	75
Annexe 2 - Liste des codes retenus pour chaque intervention.....	77
Annexe 3 - Décomposition de la variance dans le cas de modèles multiniveaux logistiques .....	81

## 1. Introduction

---



## 1. Introduction

---

La concentration de l'offre de soins hospitaliers dans des grandes unités est souvent présentée comme un levier d'amélioration des résultats ou de la qualité des soins. En effet, une revue récente de la littérature menée par l'Irdes (Com-Ruelle *et al.*, 2008) confirme que la possibilité d'améliorer les résultats des soins lorsque le volume d'activité augmente est réelle pour certaines procédures et interventions, en particulier pour la chirurgie complexe.

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 sécurité des soins. Par exemple, l'Institut national du cancer (INCa), face à la nécessité d'encadrer l'activité en cancérologie<sup>1</sup>, a défini des seuils minimaux d'activité pour autoriser la pratique de certaines interventions de chirurgie cancérologique. En ce qui concerne la chirurgie cardiaque, qui est une des cinq activités de soins pour lesquelles les Agences régionales de l'hospitalisation (ARH) doivent élaborer un schéma interrégional d'organisation sanitaire (Sros), l'arrêté du 24 janvier 2006 fixe l'activité minimale annuelle par site de chirurgie à 400 interventions majeures sur des patients adultes et à 150 actes pour la chirurgie pédiatrique<sup>2</sup>.

Il existe une production abondante de recherches sur la relation volume-qualité dans la littérature internationale, mais leurs conclusions ne sont pas forcément transposables au contexte hospitalier en France. La majorité des études provient des États-Unis (plus de deux tiers) et porte sur une grande variété d'interventions chirurgicales ou de programmes cliniques étudiant différentes populations. De plus, ces études présentent une forte diversité dans les méthodes employées, les indicateurs de résultats retenus et les contextes des systèmes de santé analysés. En France, il n'existe pas d'étude équivalente à l'échelle nationale, qui permettrait de valider les résultats de la littérature avec des données hospitalières françaises. Or, il est clair que la façon d'organiser et de dispenser les soins au niveau du système de santé national, mais également en interne au niveau d'un établissement hospitalier, sont autant de facteurs qui peuvent conditionner les résultats des soins. Par ailleurs, la littérature existante offre peu

d'éclairages sur les facteurs explicatifs, les contours du lien volume-résultats et sur ses limites.

Dans un contexte de restructuration de l'offre de soins hospitaliers en France, en particulier à travers de nouvelles formes de coopération entre établissements de santé, il est essentiel de circonscrire le lien entre le volume d'activité et les résultats des soins, sa pertinence et ses limites sur des données françaises. On peut s'interroger sur l'impact de la diffusion des recommandations sur la performance des petits établissements ou sur l'effet des seuils introduits par les Sros<sup>3</sup> en termes de résultats et de qualité des soins.

Cette étude fournit des éléments quantitatifs nouveaux sur la relation volume-résultats des soins en France en exploitant les données hospitalières françaises de 2006. Elle a deux objectifs spécifiques. Premièrement, elle cherche à vérifier l'existence d'un lien volume-résultats dans le contexte de soins français et à évaluer son amplitude selon la nature de l'intervention chirurgicale ou médicale considérée. Pour cela, nous retenons dans le champ de l'analyse quelques interventions bien étudiées dans la littérature, mais également des prises en charge qui font débat dans le contexte de restructuration des soins en France. Deuxièmement, notre étude cherche à apporter des éléments nouveaux relatifs à la compréhension de cette relation en étudiant la forme fonctionnelle adéquate entre volume d'activité et indicateurs de résultats, et en analysant les autres facteurs relatifs aux établissements de santé qui modulent cette relation.

Dans la section suivante, nous introduisons tout d'abord les indicateurs de résultats de soins retenus dans les analyses: la réadmission et la mortalité hospitalière. Ces indicateurs n'étant pas disponibles dans les bases de données actuelles, nous les avons construits à partir de la base PMSI-MCO. Nos choix méthodologiques sont présentés dans la section 3, en nous arrêtant sur le choix des interventions analysées, la définition des échantillons de réadmission et de mortalité et le mode de calcul des indicateurs choisis. La dernière partie de cette section est consacrée à l'analyse comparative des taux standardisés de réadmission et de mortalité. La section 4 expose la stratégie d'analyse du lien volume-résultats à partir de modélisations multiniveaux. La présentation des modèles et des résultats est suivie par une analyse de la robustesse. Nous soulignons un certain nombre de limites de cette étude (section 5) avant de conclure.

---

1 La mesure 36 du Plan cancer prévoit des critères d'agrément pour la pratique de la cancérologie dans les établissements de soins publics et privés. Le décret du 6 mai 2005 inclut le traitement du cancer dans les activités soumises à autorisation.

2 Circulaire DHOS/O4 no 2006-293 du 3 juillet 2006 relative à l'activité de soins de chirurgie cardiaque.



## **2. Choix des indicateurs de résultats des soins**



## 2. Choix des indicateurs de résultats des soins

La définition et l'évaluation de la qualité des soins de santé font l'objet de nombreuses études et initiatives nationales comme internationales. Pour mesurer la qualité des soins, on distingue schématiquement trois catégories d'indicateurs : les indicateurs de structure, de processus et de résultats (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 résultat cherchent à évaluer l'amélioration (ou non) de l'état de santé attribuable au soin médical. À ce titre, la survenue d'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 ou un soin, et/ou la mortalité en milieu hospitalier dans des délais courts (à 30 jours le plus souvent) sont les indicateurs de résultats 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 comme indicateur de qualité hospitalière présente des difficultés méthodologiques qui ont été largement développées dans la littérature (Ansari et Ackland, 1999 ; Best et Cowper, 1994 ; Silber et Rosenbaum, 1997, etc.). 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 taux avec une précision satisfaisante pour un établissement donné, il est nécessaire de disposer d'une population d'analyse assez importante (de Pouvourville et Minvielle, 2002). Par ailleurs, les taux de mortalité peuvent être influencés par de nombreux facteurs qui ne sont pas forcément liés directement à la qualité des 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.

Pour un même traitement, différents patients présentent des profils de risque distincts. Par exemple, la survie après un infarctus aigu du myocarde (IAM) ne dépend pas seulement de la qualité de la prise en charge, mais également de variables relatives aux patients telles que l'âge, la sévérité de la maladie à l'admission, l'état de santé général du patient, le statut socio-économique du malade, etc. Dans ses recommandations de l'utilisation de ces indicateurs, l'OCDE souligne l'importance d'un ajustement approprié sur des facteurs qui risquent d'influencer les résultats du soin (OCDE, 2006).

Plusieurs pays disposent de systèmes d'information leur permettant d'apparier des données hospitalières individualisées (résumés de sortie hospitaliers) à une base ou un registre de mortalité (Moise, 2001) et à une base administrative. Cela permet de calculer la mortalité globale sur une période d'observation constante en contrôlant les caractéristiques cliniques et socio-économiques des patients. Ceci permet d'éviter certains des biais listés ci-dessus.

En France, actuellement, il n'existe pas de base de données nationale validée sur la mortalité globale post-hospitalière. Les premiers travaux exploratoires, pilotés par la Drees, pour apparier une base de mortalité aux bases de données hospitalières afin de calculer la mortalité post-hospitalière, n'ont pas encore abouti à une source d'information pérenne et utilisable (Vallet *et al.*, 2004).

En revanche, le taux de mortalité à l'hôpital (intra-hospitalière) est un indicateur couramment utilisé dans l'analyse de la performance hospitalière ; il n'intègre pas les événements survenus après le séjour à l'hôpital mais indique si un patient est décédé au cours de son hospitalisation ou non.

Néanmoins, pour évaluer les résultats des soins, une période d'observation constante est préférable au temps d'observation correspondant au séjour hospitalier dont la durée varie avec la sévérité du séjour, les co-morbidités et d'autres facteurs liés à l'établissement (Jencks *et al.* 1988). La politique de l'hôpital ou du service en matière d'admission et de sortie, la stratégie de recrutement, l'existence ou non de services de réanimation et de soins palliatifs conditionnent à la fois le profil des malades pris en charge et la durée de son séjour à l'hôpital. Même si les données existantes ne nous permettent pas de calculer un taux de mortalité global sur une période donnée, on peut envisager le calcul de taux de mortalité intra-hospitalière

sur une période d'observation constante, grâce au chaînage des séjours consécutifs d'un même patient (voir ci-dessous). Ceci sera notre premier indicateur de résultats.

Par ailleurs, 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. C'est d'ailleurs l'un des indicateurs le plus souvent employés dans la littérature comme marqueur de la « non-qualité » des soins délivrés. D'une part, la réhospitalisation constitue un phénomène plus fréquent que le décès. D'autre part, il est particulièrement intéressant d'étudier les taux de réadmission pour les pathologies qui induisent un faible risque de décès et pour lesquelles l'analyse de la mortalité a donc peu de sens.

Ainsi, nous retiendrons également la réadmission non programmée à l'hôpital comme un deuxième indicateur de résultat, afin d'étudier la relation entre le volume d'activité de l'établissement et la qualité des soins hospitaliers.

L'utilisation du taux de réadmission comme indicateur de performance hospitalière présente des difficultés similaires à celle des taux de mortalité. Il faut définir avec précision des groupes de patients homogènes (atteints d'une même

pathologie ou ayant subi une même intervention), il faut ajuster correctement sur les caractéristiques cliniques des patients et sur les autres facteurs de risques qui peuvent influencer les résultats des soins. On compare en général les réadmissions non programmées qui sont survenues sur une période courte (à 7, 28 ou 30 jours) après un épisode/séjour d'hospitalisation initial.

Les définitions retenues par les différents auteurs pour les indicateurs de mortalité hospitalière et de réadmission varient à la fois par la période de suivi considérée (7, 30, 90 jours, etc.), par l'événement datant le début de l'observation (admission, sortie, réalisation de l'intervention) et par la définition des cas à inclure (Johnson *et al.*, 2002). Plus la période d'observation est longue, plus il est difficile d'attribuer (en termes de causalité) l'événement de décès/réadmission à l'intervention étudiée. *A contrario*, un délai trop court amènerait à sous-estimer la réalité de ces phénomènes. L'objectif est d'optimiser la période de temps choisie, en retenant la période la plus courte possible tout en capturant la plupart des événements imputables à l'intervention : une période de 30 jours est souvent considérée comme la norme.

Nous avons choisi d'utiliser ces deux indicateurs conjointement pour assurer la pertinence et la robustesse des conclusions.

### **3. Analyse statistique des indicateurs de résultats**

---



### 3. Analyse statistique des indicateurs de résultats

---

En France, à l'heure actuelle, malgré la multitude d'initiatives pour mesurer la qualité des soins hospitaliers, ni les taux de réadmission ni les taux de mortalité hospitalière ne sont disponibles de manière systématique.

Nous avons donc calculé tout d'abord les taux de réadmission et de mortalité hospitalière au cours des 30 jours suivant une intervention ou des soins spécifiques à partir des données du PMSI. Nous avons également testé la pertinence de fixer un délai plus court (7 jours) selon l'intervention étudiée. Nous présentons ci-dessous les sources de données employées pour construire ces indicateurs, ainsi que nos choix méthodologiques dans les calculs des taux qui sont ensuite présentés et comparés pour différentes interventions.

#### 3.1. Source de données

L'analyse empirique portant sur le court-séjour hospitalier, nous mobilisons la base de données du Programme de médicalisation des systèmes d'information en médecine, chirurgie et obstétrique (PMSI-MCO) pour les années 2006 et 2005. Celle-ci 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 et traitements médicaux) mais aussi à partir de données individuelles des patients (âge, sexe, diagnostics principaux et associés, mode d'entrée et de sortie...)<sup>3</sup>. Nous exploitons également la Statistique annuelle des établissements (SAE) qui fournit des informations détaillées sur les ressources en équipement et en personnel dans les établissements de santé.

Depuis 2002, la base PMSI offre la possibilité d'identifier par un numéro anonyme les différentes hospitalisations d'un même patient dans les différents établissements qui l'ont accueilli, sans connaître l'identité de ce malade. Cette opération est dénommée « chaînage anonyme » (Cf. Annexe1). On peut ainsi reconstituer pour une période déterminée les parcours des patients, quel que soit leur lieu d'hospitalisation<sup>4</sup>. En 2005, la Drees a piloté une étude de faisabilité des calculs de taux de réadmission à partir de

la base PMSI. Cette étude, réalisée par Adysta-Conseil, montrait que la qualité du chaînage et la fréquence des réhospitalisations permettaient d'envisager l'utilisation du chaînage pour la construction d'indicateurs qualitatifs (Tardif, 2006). Ainsi, dans la présente étude, nous avons construit des taux de réadmission et de mortalité en chaînant les séjours de la base PMSI-MCO<sup>5</sup>.

Nous souhaitions initialement réaliser l'analyse sur deux années consécutives (2005 et 2006) car le chaînage est théoriquement compatible d'une année sur l'autre. Malheureusement, nous avons découvert un problème technique dans la construction de l'identifiant anonyme des patients qui ne permet pas d'assurer la continuité du suivi entre 2005 et 2006. Ainsi, nous nous sommes contentés de travailler sur l'année la plus récente (2006), en vérifiant toutefois la stabilité des résultats avec les données 2005.

#### 3.2. Définition des interventions étudiées

Il n'est pas pertinent d'étudier la relation entre l'activité et la qualité à partir de l'ensemble de l'activité d'un établissement. En effet, la revue systématique de la littérature réalisée par l'Irdes indique que la nature et l'intensité de la relation peuvent varier d'une intervention (chirurgicale ou médicale) à l'autre.

Dans la littérature, la plupart des études se focalisent sur des interventions chirurgicales compliquées, ou celles nécessitant un plateau technique particulier, ou encore les situations cliniques requérant des professionnels de santé très 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 nous semble 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 pour tester les différences de corrélation volume-résultat selon la nature et la technicité de l'intervention.

Notre choix final d'interventions/procédures a été établi en prenant en compte les études publiées,

---

3 La base de données du PMSI-MCO rassemble, depuis 1997, la totalité des séjours hospitaliers de soins de courte durée en Médecine, chirurgie et obstétrique (MCO), réalisés en France.

4 En revanche, il n'est pas possible, sur les données analysées, de chaîner les séjours MCO avec les soins de suite et de réadaptation (SSR).

5 Le chaînage des séjours pour construire des taux de réadmission et de mortalité est réalisé par Laurent Tardif (Adysta-Conseil) en appliquant la méthodologie validée par la Drees.

la fréquence et la complexité des interventions et en concertation avec les commanditaires de la HAS qui ont validé la liste définitive. Notre objectif était de couvrir différents types de procédures/interventions tout en nous inscrivant dans les domaines les plus étudiés dans la littérature. Au total, nous sélectionnons huit procédures qui peuvent être réparties en quatre catégories :

- Les interventions chirurgicales compliquées ou particulières nécessitant une compétence technique dans l'utilisation des équipements complexes : *la chirurgie du côlon, le pontage aorto-coronarien*;
- Les procédures chirurgicales et interventionnelles pratiquées assez 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)*.

### 3.3. Définition de la population cible

Les critères diagnostiques de la pathologie/intervention étudiée sont primordiaux pour définir une population des cas homogènes. Le repérage des séjours associés aux huit procédures retenues dans la base PMSI s'est effectué à partir des actes classants et des diagnostics principaux (DP) respectivement, croisés dans la plupart des cas avec une liste restreinte de GHM (Cf. tableau 1). Ces choix ont été effectués en prenant l'avis d'experts médicaux (DIM hospitaliers) et validés par la HAS. Les listes détaillées des codes actes, DP et GHM retenus selon les cas sont consultables en Annexe 2.

**Tableau 1**  
**Mode de sélection des interventions dans la base PMSI-MCO**

Catégorie	Intervention/pathologie	Critères utilisés pour la sélection des séjours dans la base PMSI-MCO	Détails/observations
Chirurgie et intervention « complexe »	Résection de cancer du côlon	DP x GHM	Liste fermée de 16 DP croisée avec les GHM « chirurgicaux » (ayant la lettre C en 3e position)
	Pontage aorto-coronarien	Acte X GHM	Croisement d'une liste fermée de 36 actes classants et de 4 GHM
	Résection pancréatique	DP x GHM	Liste fermée de 8 DP croisée avec les GHM « chirurgicaux » (ayant la lettre C en 3e position)
Chirurgie et intervention « courante »	Appendicectomie	Acte X GHM	Croisement d'une liste fermée de 5 actes classants et de 4 GHM
	PTH	Acte X GHM	Sélection d'1 acte classant croisé avec 2 GHM
	Pose de stent	Acte X GHM	Croisement d'une liste fermée de 6 actes classants et de 4 GHM
Prise en charge médicale	Infarctus du myocarde	DP	Sélection de 2 DP (sans croisement avec les GHM)
	AVC	DP x GHM	Croisement d'une liste fermée de 10 DP et de 7 GHM

D'une manière générale, nous avons fondé l'identification des séjours sur les actes classants pour les interventions chirurgicales et sur les diagnostics principaux pour les procédures médicales.

Cette règle générale connaît toutefois deux exceptions pour les résections de cancer du côlon et du pancréas. Pour ces deux interventions, nous avons privilégié une entrée par DP, suivant en cela les préconisations méthodologiques de l'Institut national du cancer (INCa) pour repérer l'activité de cancérologie en court séjour: tous les séjours présentant un DP de tumeur maligne ou *in situ* et se classant dans un GHM chirurgical (c'est-à-dire dont la 3<sup>e</sup> lettre est un 'C') sont inclus dans les analyses.

Par ailleurs, à l'exception de l'infarctus du myocarde, ce mode de sélection par acte/DP est couplé à une sélection par GHM. Sélectionner les séjours dans un nombre restreint de GHM permet de conserver une population d'analyse homogène sans altérer la signification clinique de la sélection par les actes classants et les DP. Dans la plupart des cas, le recouvrement entre la sélection par acte/DP et la sélection par GHM est quasiment total, le filtre de sélection complémentaire fondé sur le GHM ne servant donc qu'à éliminer les cas de figure marginaux dans la base PMSI. À titre d'exemple, dans le repérage des séjours de « pose de stent », 97 % des séjours repérés par les 6 actes classants choisis sont effectivement classés dans l'un des 4 GHM que nous avons retenus. Notre procédure de sélection croisée par acte et par GHM n'écarte donc que 3 % des séjours par rapport à une sélection uniquement basée sur les actes.

### 3.4. Le calcul des taux de réadmission et de mortalité

#### 3.4.1. Construction de l'échantillon

Tout d'abord, nous construisons un échantillon de séjours dits « initiaux », en appliquant les critères de sélection, décrits ci-dessus, pour les 8 procédures à la base PMSI-MCO 2006. Ceux-ci constituent le point d'entrée dans la base et le point de départ pour la mesure de la réadmission et du décès. La construction de cet échantillon répond toutefois à un certain nombre de contraintes relatives aux données du PMSI et à la finalité de notre étude.

Premièrement, la sélection porte sur les patients pour lesquels :

- le chaînage est possible (code retour qualité du chaînage = '00000', soit près de 95 % des séjours);
- qui ont eu au moins un résumé de sortie anonymisé (RSA) correspondant aux critères de sélection de l'intervention (acte ou DP x GHM) et réalisé en hospitalisation complète de plus de 24 heures. Les séjours de la CMD 28 (hospitalisations de jour, dialyse, chimiothérapies, etc. sont donc exclues).

Deuxièmement, nous écartons les quelques séjours présentant des incohérences dans les dates d'entrée et sortie qui empêchent la reconstitution du séjour initial ou qui risquent de biaiser la mesure de la réadmission si la date de sortie calculée est erronée.

Troisièmement, seuls les séjours initiaux terminés avant le 1<sup>er</sup> décembre 2006 sont conservés dans l'échantillon d'analyse. Puisque nous allons mesurer la survenue de réadmissions et de décès à 30 jours (Cf. § suivants), nous devons garder un mois de recul pour ne pas risquer les événements censurés et le biais de mesure.

Enfin, nous avons choisi de restreindre notre échantillon à la France métropolitaine, hors Corse, les données de la Statistique annuelle des établissements de santé (SAE) étant mal renseignées pour les établissements de Corse et des DOM-TOM.

Plusieurs hospitalisations peuvent être reliées pour un patient par des relations de transferts entre établissement (séjours contigus où la date d'entrée dans un établissement correspond à la date de sortie d'un autre). Il nous faut tenir compte de ces éventuels transferts entre établissements afin d'identifier l'établissement qui nous intéresse, à savoir celui qui assure la prise en charge du patient pour la procédure/intervention étudiée, et qui est considéré comme ayant réalisé le séjour initial.

Certaines règles de décision sont appliquées dans la reconstitution du séjour initial afin de mesurer au mieux les réadmissions (Cf. figure 1):

- le « séjour initial » correspond à l'intégralité des périodes successives d'hospitalisation complète (de plus de 24 heures), avec au moins l'une des périodes contiguës qui vérifie les critères de sélection de la procédure (acte ou DP x GHM);
- si, après l'intervention, un patient est trans-

fééré vers un autre établissement pour un autre motif d'hospitalisation, nous considérons que cela fait partie du même séjour initial. La date de sortie du séjour initial correspond donc à la date de sortie du dernier des séjours contigus<sup>6</sup>;

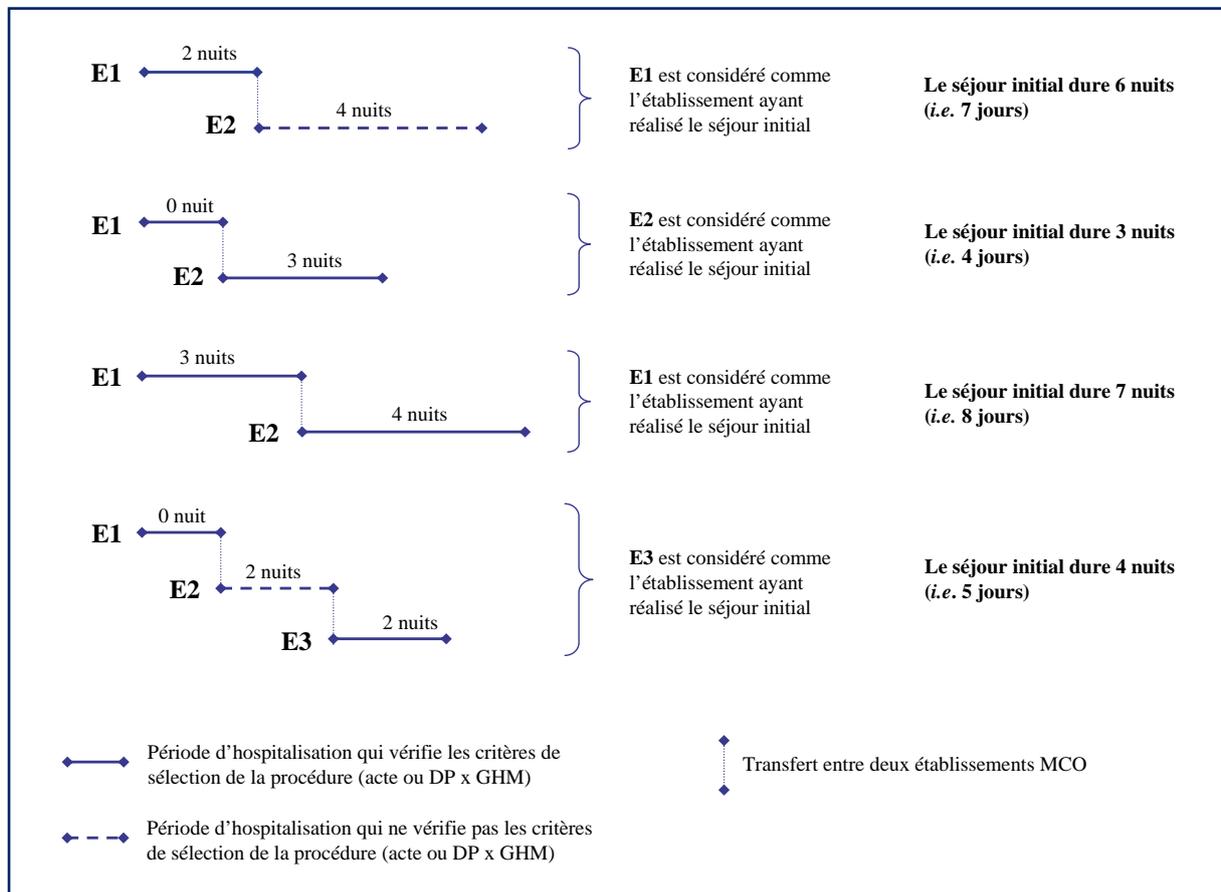
- c'est le premier établissement dans lequel le patient passe au moins une nuit pour un séjour, qui vérifie les critères de sélection de

la procédure qui est considérée comme ayant réalisé le séjour initial.

Précisons que la prise en compte des transferts entre établissements ne porte que sur les établissements de MCO. Nous ne sommes pas en mesure d'identifier les cas où un patient sort d'un séjour d'hospitalisation complète en MCO pour poursuivre son séjour d'hospitalisation en soins de suite et de réadaptation (SSR) ou en hospitalisation à domicile (HAD). En effet, le chaînage entre le MCO et le SSR ou l'HAD n'était pas encore réalisable au commencement de cette étude.

6 Notons que dans le PMSI, la date de sortie d'un RSA n'est pas directement disponible, mais elle peut être recalculée indirectement à partir de la date d'entrée et de la durée de séjour.

**Figure 1**  
**Règle de décision pour les transferts lors du séjour initial**



### 3.4.2. Définition de la réadmission

Idéalement, on souhaite identifier les réhospitalisations « non programmées » qui sont imputables à l'intervention qui nous intéresse. Mais savoir si une réhospitalisation est imputable ou non à la première intervention est difficile à trancher. Cela nécessiterait une expertise médicale avancée et qualitative sur la nature des DP et GHM des séjours de réhospitalisation. Cette expertise demeurerait de toute façon subjective et ne présenterait pas le même niveau de certitude pour les différentes interventions. Or, il nous importe de conserver un cadre d'analyse commun (à nos 8 procédures) et reproductible.

Dans le PMSI-MCO, le seul critère qui permettrait de différencier les hospitalisations non prévues des hospitalisations planifiées est le « mode d'entrée », notamment *via* sa modalité « entrée en urgences ». Malheureusement, cette variable « mode d'entrée en urgences » est notoirement mal codée et sous-évaluée dans le PMSI. Nous ne pouvons donc pas l'utiliser car de nombreuses hospitalisations réellement non planifiées échapperaient à notre sélection.

Notre définition de la réadmission se fait donc de manière brute : tout séjour d'hospitalisation complète (de plus de 24 heures) dans un établissement de MCO durant les 7 et 30 jours suivant la sortie du séjour initial sera considéré comme un événement de réadmission.

On exclut donc les séances et consultations en hospitalisation du jour. Les séjours s'achevant par le décès du patient sont naturellement écartés de l'échantillon utilisé pour l'analyse de la réadmission car ils ne sont pas susceptibles de donner lieu à une réhospitalisation et sont étudiés par ailleurs (Cf. § suivant).

Notre approche n'est pas idéale, dans la mesure où nous risquons de comptabiliser des séjours d'hospitalisation qui n'ont peut-être rien à voir avec le séjour initial, et on ignore les recours liés aux complications post-opératoires ne donnant pas lieu à une hospitalisation complète. En particulier, les patients très âgés, potentiellement polyopathologiques, sont susceptibles d'être hospitalisés une nouvelle fois pour un autre motif qu'une complication liée à leur séjour initial.

Toutefois, il est légitime de supposer que ce phénomène est valable à l'identique pour tous les hôpitaux et qu'il n'y a pas de biais spécifique lié au profil de l'établissement, une fois le *case-mix* contrôlé. Le fait de contrôler l'âge et les autres caractéristiques cliniques des patients dans les analyses multiniveaux (Cf. section suivante) doit permettre de réduire l'importance de cette imperfection dans l'identification des « vraies réadmissions ».

Par ailleurs, comme nous l'avons dit précédemment, nous ne pouvons pas tenir compte des transferts du MCO vers le SSR ou l'HAD pendant ou après le séjour initial. Ceci peut avoir des répercussions sur la mesure de la réadmission, qui s'effectue à partir de la sortie du séjour initial. Cela étant, que le patient soit ou non dans un cadre hospitalier de type SSR ou HAD, il y a de fortes chances qu'il soit réhospitalisé dans un établissement de MCO s'il s'agit d'une vraie complication post-opératoire.

Le tableau 2 présente les effectifs de séjours initiaux et d'établissement concernés par la réalisation des huit procédures, ainsi que les taux de réadmission bruts à 7 et à 30 jours.

**Tableau 2**  
**Statistiques descriptives de l'échantillon réadmission, 2006**

	Appendicectomie	AVC	Résection cancer du côlon	Infarctus	Pontage	PTH	Résection pancréas	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 7 jours	Effectif	3 145	3 876	1 884	3 453	359	1 130	247	1 226
	Taux brut	2,2 %	4,4 %	6,4 %	7,6 %	2,9 %	1,7 %	10,9 %	4,2 %
Réadmission à 30 jours	Effectif	6 337	10 788	7 695	8 656	1 161	3 111	834	4 086
	Taux brut	4,5 %	12,4 %	26,1 %	19,1 %	9,4 %	4,8 %	36,8 %	14,1 %

**Champ :** PMSI-MCO 2006, HC >24h. Hors Corse, DOM-TOM, séjours initiaux ayant donné lieu au décès du patient et incohérences dans les dates de sortie et le calcul des délais

La fréquence des réadmissions varie de manière importante d'une procédure à l'autre, ce qui reflète la diversité de niveau de complexité des interventions et prises en charge retenues.

Naturellement, les taux de réadmission bruts les plus élevés surviennent pour les deux interventions chirurgicales de cancérologie : 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 le mois qui suit la sortie du patient.

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. Il est intéressant de noter qu'un patient sur sept se voit réhospitalisé dans le mois qui suit la pose d'un stent, alors qu'il s'agit d'une intervention qui se banalise.

Les prises en charge médicales (infarctus et AVC) donnent lieu à une réadmission dans 19 % et 12 % des cas respectivement.

### 3.4.3. Mesure de la mortalité

Rappelons que seule la mortalité intra-hospitalière peut être analysée, le PMSI ne relevant que les décès survenus à l'hôpital. Comme pour la réadmission, la mesure de la mortalité est appréciée sur une période de temps fixée *a priori*, la différence étant que, dans le cas de la mortalité, le décompte s'effectue à partir du début de l'hospitalisation initiale. En l'occurrence, nous nous sommes restreints à l'analyse de la mortalité à 7 jours et à 30 jours.

Tous les décès survenus à l'hôpital dans les 7 (ou les 30) jours suivant la date d'entrée du séjour initial sont inclus dans nos analyses, que le patient décède lors du séjour initial ou qu'il soit réhospitalisé puis décède dans ce laps de temps.

Dans ce dernier cas de figure, le décès peut se produire dans un hôpital différent de celui dans lequel le patient a été initialement pris en charge : ce décès est bien pris en compte dans notre mesure de la mortalité mais, conformément à la finalité de notre analyse, le décès est « attribué » à l'établissement dans lequel s'est déroulé le séjour initial et non à l'établissement dans lequel le décès a lieu effectivement.

L'analyse de mortalité ne porte que sur 6 procédures, les décès dans les délais retenus suite à une appendicectomie et une PTH étant heureusement des événements trop rares pour avoir une signification réelle en termes de qualité des soins dans les établissements. Ce pan de l'analyse est complémentaire du précédent puisque les patients décédés sont exclus de l'échantillon d'analyse de la réadmission.

Le tableau 3 présente les effectifs de patients concernés et les taux bruts de mortalité. Les taux de mortalité bruts à 30 jours oscillent de 1,5 % pour la pose de stent à environ 10 % pour les prises en charge médicales des deux pathologies cardiovasculaires (AVC, infarctus). Les taux de mortalité à 7 jours sont faibles (autour de 1 %) pour toutes les interventions chirurgicales, mais demeurent relativement élevés pour l'infarctus et pour l'AVC.

**Tableau 3**  
**Statistiques descriptives de l'échantillon décès, 2006**

		AVC	Cancer du côlon	Infarctus	Pontage	Résection pancréatique	Pose de stent
Nombre de patients inclus		93 305	28 568	47 529	12 830	2 499	28 800
Mortalité à 7 jours	Effectif	5 038	314	3 470	154	40	202
	Taux brut	5,4 %	1,1 %	7,3 %	1,2 %	1,6 %	0,7 %
Mortalité à 30 jours	Effectif	9 338	1 060	4 652	380	185	431
	Taux brut	10,0 %	3,7 %	9,8 %	3,0 %	7,4 %	1,5 %

**Champ :** PMSI-MCO 2006, HC >24h. Hors Corse, DOM-TOM et séjours initiaux présentant des incohérences dans les dates de sortie et le calcul des délais

### 3.5. Analyse des ratios standardisés de réadmission et de mortalité

#### 3.5.1. Calcul des ratios standardisés

Les taux bruts de réadmission et de mortalité présentés dans la section précédente ne permettent pas de dresser un constat sur la qualité de la prise en charge de ces interventions ni sur la variation des résultats de soins entre établissements. Pour mener une analyse comparative, il faut standardiser ces ratios en contrôlant les caractéristiques des patients pris en charge (profil clinique, sévérité...).

Ainsi, nous calculons dans un premier temps des ratios standardisés de réadmission/mortalité par établissement en utilisant une standardisation indirecte pour contrôler, autant que possible, le *case-mix* de l'établissement. Nous détaillons ici le mode de calcul de ce ratio standardisé dans le cas de la réadmission à 30 jours mais la méthode est rigoureusement identique pour la mortalité.

Nous employons trois critères d'ajustement pour standardiser les taux de réadmission/mortalité : l'âge et le sexe du patient ainsi que le GHM de son séjour initial. Pour chaque procédure, on définit l'ensemble des combinaisons [GHM/âge/sexe] existantes, en utilisant les quintiles de distribution pour définir les classes d'âge.

On calcule premièrement un taux de réadmission brut. Pour chaque établissement E et pour chaque classe j [GHM/quintile d'âge/sexe], on calcule le taux de réadmission brut à 30 jours  $T_{jE}$  :

$T_{jE}$  = (nombre de réadmissions à 30 jours) / (nombre de séjours initiaux procédure dans l'établissement E et dans la classe j).

On calcule ensuite un taux de réadmission théorique dans la classe j [GHM/quintile d'âge/sexe] considérée. Tous établissements confondus, le taux de réadmissions théoriques de la classe j est :

$T_j$  = (nombre de réadmissions à 30 jours) / (nombre de séjours initiaux procédure dans la classe j).

On calcule enfin le ratio standardisé de réadmission théorique pour chaque classe j dans l'établissement E, qui correspond au rapport entre le taux de réadmission réel et le taux de réadmission théorique :

$$R_{jE} = \frac{T_{jE}}{T_j}$$

Finalement, on obtient un ratio standardisé de réadmission unique pour chaque établissement E, en prenant la moyenne pondérée des ratios  $R_{jE}$  des différentes classes [GHM ; quintile d'âge ; sexe] :

$$R_E = \sum_j \frac{n_{jE} \cdot R_{jE}}{N_E}$$

Nous disposons ainsi d'un indicateur de résultats pour chaque établissement. Nous étudions dans un premier temps la dispersion de ce ratio standardisé entre établissements, afin d'établir s'il existe ou non des différences de performance significatives entre hôpitaux pour les procédures choisies à âge, sexe et GHM contrôlés. Ensuite, on peut rapporter les valeurs de ces ratios au statut de l'établissement et au nombre de procédures qui y sont réalisées dans l'année (volume d'activité procédure de l'établissement).

### 3.5.2 Analyse des ratios standardisés

L'utilisation d'un ratio standardisé de réadmission ou de décès permet d'exprimer la fréquence des événements dans un établissement relativement à tous les autres : il rapporte ainsi le taux de réalisation de l'événement au taux théorique attendu compte tenu du *case-mix*: âge, sexe et GHM des patients pris en charge dans l'établissement.

Ainsi, lorsque le ratio standardisé vaut 1, cela signifie que l'établissement concerné se comporte comme la moyenne compte tenu de son *case-mix*. Un ratio supérieur à 1 signifie que l'établissement a plus de réadmissions/décès que la moyenne à âge, sexe et GHM égaux ; un ratio inférieur à 1 signifie au contraire que l'établissement a moins d'événements indésirables, et donc de meilleurs résultats que la moyenne des autres hôpitaux à âge, sexe et GHM égaux.

L'inconvénient majeur dans l'utilisation de ce genre d'indicateur, ce sont les valeurs 0 qui peuvent être fréquentes pour des événements relativement rares : si l'établissement n'a connu aucune réadmission ou aucun décès, le ratio sera toujours égal à 0 quelle que soit la qualité de la standardisation introduite.

Ces établissements n'ayant aucune réadmission ou décès doivent être étudiés séparément pour ne pas altérer l'analyse des ratios (Cf. Tableau 4).

La proportion d'établissements ayant un ratio standardisé d'événements nul est d'autant plus élevée que l'événement analysé est rare en moyenne, et qu'un grand nombre d'établissements réalise peu de séjours. En effet, la probabilité de n'avoir aucune réadmission/décès est mécaniquement plus élevée dans les établissements qui réalisent très peu de séjours, ce qui risque de biaiser les analyses de comparaison interétablissement.

On note que la proportion d'établissements n'ayant connu aucun décès est particulièrement élevée pour la pose de stent, procédure pour laquelle la mortalité est faible. Cette proportion est également très importante pour la résection pancréatique, en raison de la très forte dispersion des séjours entre établissements (beaucoup d'établissements ne réalisent qu'un ou deux séjours par an, Cf. tableau 5).

Pour la réadmission à 30 jours, la proportion d'établissements ayant des ratios nuls est plus modeste : excepté pour le pontage, cette proportion s'échelonne de 8,3 % pour la résection de cancer du côlon à 36,8 % pour la résection pancréatique.

La production et l'analyse de ce ratio standardisé ont donc assez peu de sens pour les réhospitalisations et les décès à 7 jours. Dans l'analyse qui suit, nous nous concentrons donc sur le ratio standardisé de réadmission à 30 jours et de décès à 30 jours.

#### a) Réadmission à 30 jours

La dispersion entre établissements des ratios standardisés de réadmission est présentée pour chacune des procédures dans la figure 2.

Les valeurs du ratio sont regroupées par classes, la classe médiane regroupant les valeurs du ratio proches de 1 (de 0,9 à 1,1). Les classes inférieures à 0,9 regroupent les établissements qui ont les meilleurs résultats, c'est-à-dire ceux qui connaissent moins de réadmissions que leur *case-mix* d'âge, sexe et GHM le laisserait supposer. À l'inverse, les établissements ayant des ratios supérieurs à 1,1 ont plus de réadmissions que l'on pourrait attendre théoriquement compte tenu de leur *case-mix*.

La confrontation des huit procédures permet de mettre en évidence différents schémas type.

**Tableau 4**  
**Proportion d'établissements n'ayant connu aucune réadmission ou aucun décès**

		Appendicectomie	AVC	Résection cancer du côlon	Infarctus	Pontage	PTH	Résection pancréas	Pose de stent
Réadmission	À 7 jours	33,8 %	42,8 %	18,5 %	34,4 %	1,7 %	40,7 %	69,1 %	17,0 %
	À 30 jours	18,6 %	28,1 %	8,3 %	24,7 %	0,0 %	19,2 %	36,8 %	12,6 %
Mortalité	À 7 jours	-	41,6 %	64,4 %	28,2 %	12,3 %	-	90,7 %	55,1 %
	À 30 jours	-	29,3 %	38,4 %	24,9 %	3,5 %	-	70,2 %	40,3 %

Source : PMSI-MCO 2006.

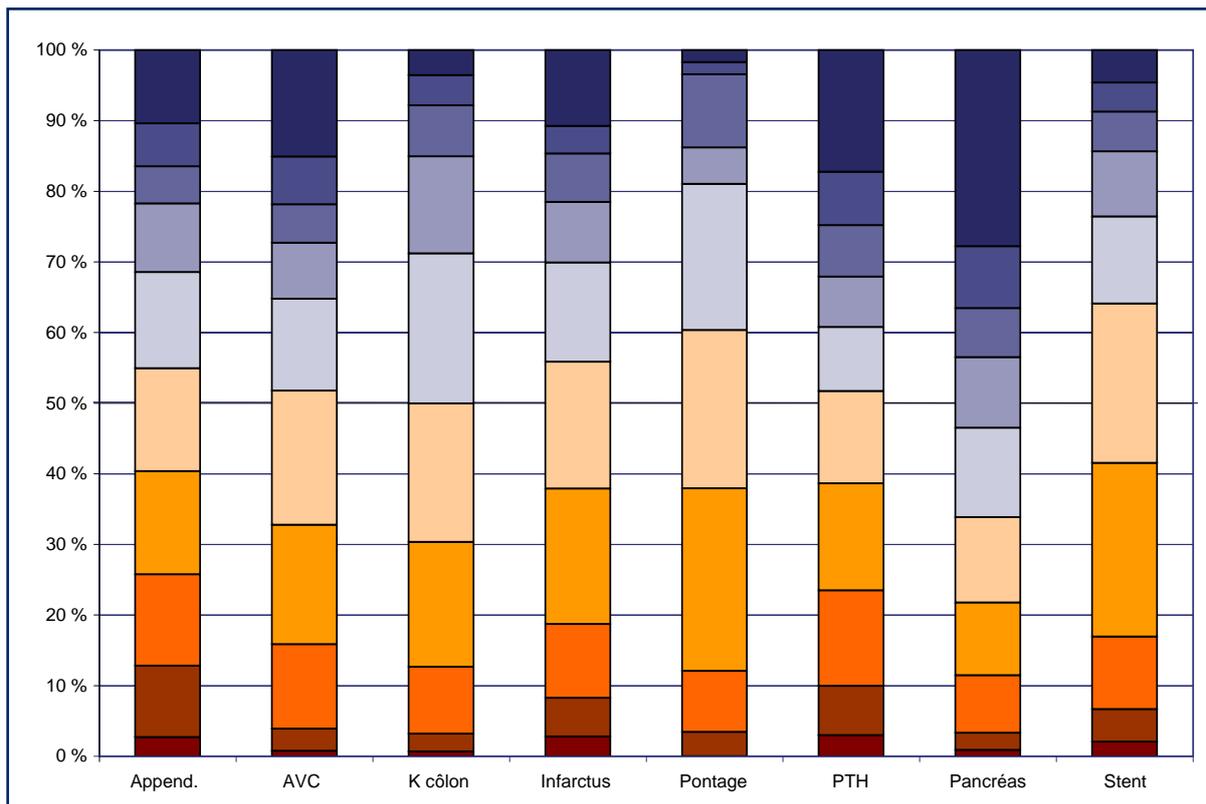
Pour le pontage, la distribution s'avère symétrique et assez concentrée sur les valeurs médianes du ratio. La médiane (ordonnée à 50 %) s'établit au milieu de l'intervalle médian de ratios [0,9-1,1]. Cela veut dire que les établissements médians ont bien un ratio standardisé de réadmission relatif de 1 par rapport à l'ensemble des autres établissements, à *case-mix* équivalent. 40 % des établissements ont un ratio inférieur à 0,9 et 40 % ont un ratio supérieur à 1,1.

On retrouve, à un degré moindre, ce modèle dans la distribution des ratios pour appendicectomie, infarctus et pose de stent. Par exemple, pour la pose de stent, 5 % des établissements ont un taux de réadmission deux fois plus élevé que la moyenne des établissements à *case-mix* similaire, et 7 % ont un taux deux fois moins élevé.

La résection pancréatique, la PTH et également l'AVC, présentent un profil différent, avec un nombre assez important d'établissements présentant de mauvais résultats. Dans le cas de la résection pancréatique, plus de 50 % des établissements ont au moins 1,3 fois plus de réadmissions qu'attendu et même 28 % d'entre eux ont au moins 2 fois plus de réadmissions qu'attendu. À l'inverse, seuls 22 % des établissements ont un ratio de réadmission inférieur à 0,9.

Pour la PTH et l'AVC, la distribution est un peu plus équilibrée. Néanmoins, la proportion d'établissement ayant au moins 2 fois plus de réadmissions que ce que leur *case-mix* laisserait supposer est respectivement de 18 % et 15 %.

**Figure 2**  
**Dispersion du ratio standardisé de réadmission à 30 jours selon les établissements**



**Champ :** En dehors des établissements ayant des ratios = 0 (Cf. Tableau 4).

**Guide de lecture :** Dans le cas de la résection de cancer du côlon, environ 3 % des établissements ont deux fois de moins de réadmissions que la moyenne des autres établissements (i.e. un ratio standardisé est inférieur à 0,5), à structure d'âge, de sexe et de GHM des patients pris en charge équivalente. Près de 20 % des établissements se situent autour de la moyenne, c'est-à-dire avec un ratio standardisé de réadmission valant entre 0,9 et 1,1.

**Source :** PMSI-MCO 2006.

b) Mortalité à 30 jours

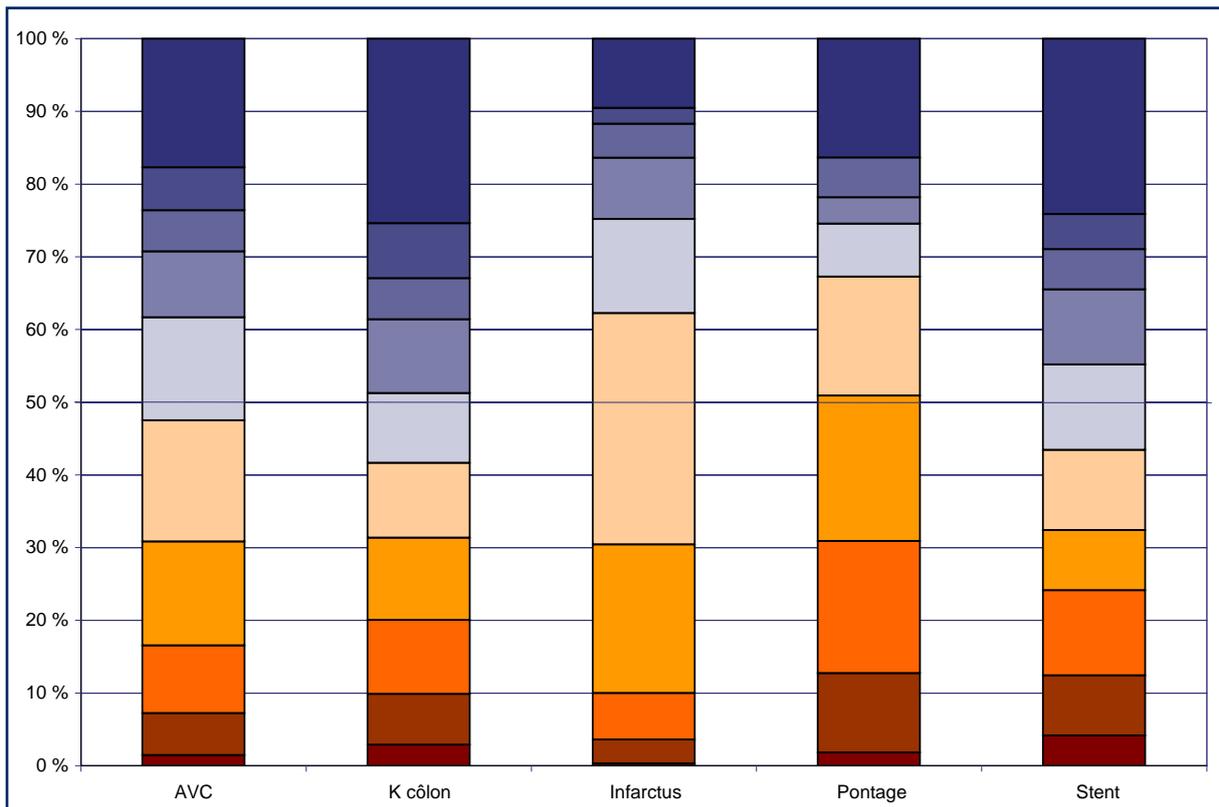
L'analyse du ratio standardisé de mortalité à 30 jours se fait sur le même modèle. Nous écartons la résection pancréatique du champ de l'analyse compte tenu du pourcentage massif d'établissements présentant un ratio nul.

Pour la pose de stent et l'AVC, les établissements se distribuent de manière assez équilibrée dans les différentes classes de ratios, même si on note une fraction importante d'établissements ayant un ratio supérieur à 2 (22 % pour la pose de stent et 18 % pour l'AVC). Au contraire, dans le cas de l'infarctus on constate une très forte concentration sur les classes de ratio médianes: pour 31 % des établissements, le ratio vaut entre 0,9 et 1,1 ; pour 20 %, il vaut entre 0,7 et 0,9 et pour

20 % également, entre 1,1 et 1,5. Le pontage aorto-coronarien présente un profil assez atypique avec une majorité d'établissements qui ont un ratio standardisé de mortalité inférieur à 0,9, ce qui signifie qu'ils connaissent moins de décès qu'attendu compte tenu de leur *case-mix*.

Cette dispersion des ratios standardisés de réadmission/mortalité entre établissements peut être mise en parallèle avec le statut et le volume d'activité procédure de l'établissement. La question est de savoir si, à partir de ces indicateurs, on peut dégager des tendances spécifiques et caractériser les établissements présentant des mauvais résultats en termes de réadmission/mortalité, en fonction d'un statut ou d'un niveau d'activité particulier.

**Figure 3**  
**Dispersion du ratio standardisé de décès à 30 jours selon les établissements**



**Champ :** En dehors des établissements ayant des ratios = 0 (Cf. tableau 4) et sans la résection pancréatique.

**Source :** PMSI-MCO 2006.

La figure 4 présente la distribution du ratio standardisé de réadmission à 30 jours (découpé en 4 classes) selon le statut de l'établissement regroupé en trois catégories (public, privé non lucratif et privé lucratif) pour trois procédures (la PTH, la prise en charge de l'AVC et la résection de cancer du côlon).

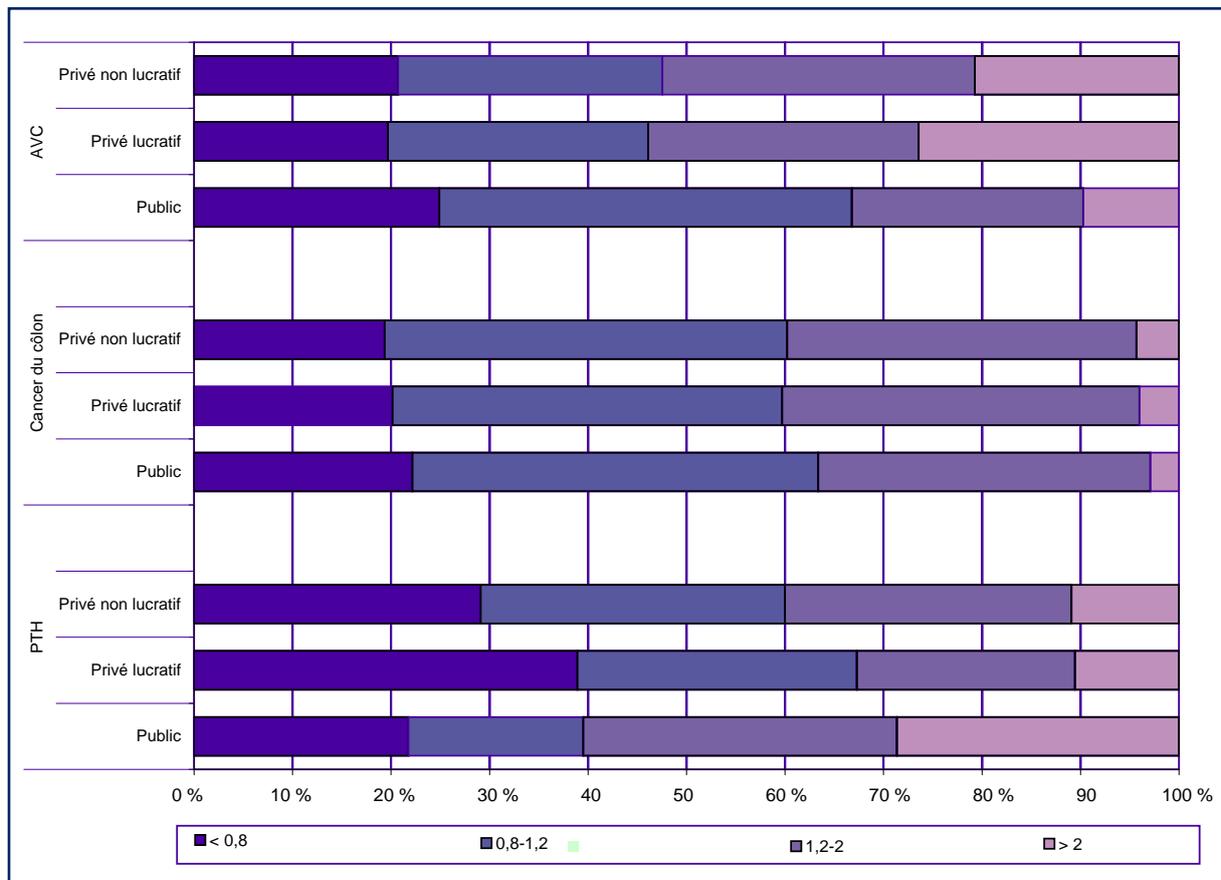
Chacune d'entre elles présente un profil spécifique. Dans le cas de la résection de cancer du côlon, on ne perçoit visuellement aucune différence de niveau de réadmission selon le statut de l'établissement. En revanche, pour l'AVC et la PTH, la valeur du ratio de réadmission semble discriminée par le statut de l'établissement. Dans le cas de l'AVC, on constate que très peu d'établissements publics ont un taux de réadmission important à *case-mix* contrôlé (ratio supérieur à 2); en revanche, 40 % d'entre eux ont un ratio moyen, entre 0,8 et 1,2. Au contraire, une fraction importante des établissements privés lucratifs et non lucratifs a un ratio standardisé de réadmission supérieur à 2 (entre 20 % et 25 %).

Pour la PTH, le schéma est inversé : ce sont les établissements privés qui présentent les meilleurs résultats en termes de réadmission tandis que près de 30 % des établissements publics ont deux fois plus de réadmissions que la moyenne à *case-mix* (âge, sexe, GHM) égal.

Nous menons une analyse descriptive en rapportant la valeur du ratio standardisé de réadmission/décès calculé pour chaque établissement au volume d'activité de cet établissement. Les établissements sont classés selon les déciles de la distribution du volume d'activité de la procédure <sup>7</sup> pour l'année précédente, en l'occurrence l'année 2005. Les valeurs de ces déciles, ainsi que les autres caractéristiques de distribution, sont fournies dans le tableau 5.

<sup>7</sup> Par exemple, dans le cas de la PTH, le 1<sup>er</sup> décile inclut les 10 % des établissements qui réalisent le moins de PTH par an, le 2<sup>e</sup> décile inclut les 10 % des établissements suivants, c'est-à-dire ceux qui réalisent un peu plus de PTH, et ainsi de suite jusqu'au 10<sup>e</sup> décile qui regroupe les 10 % des établissements qui réalisent le plus de PTH en une année.

**Figure 4**  
**Ratio standardisé de réadmission à 30 jours selon le statut de l'établissement pour 3 procédures (AVC, résection de cancer du côlon et PTH)**



**Champ :** En dehors des établissements ayant des ratios = 0 (Cf. Tableau 4).

**Source :** PMSI-MCO 2006.

Pour la PTH, on relève une décroissance régulière du ratio moyen de réadmission selon les déciles de volume d'activité en PTH (Cf. figure 5). On voit donc émerger graphiquement une tendance à l'amélioration des résultats au fur et à mesure que le nombre de PTH réalisées augmente. Toutefois, ce résultat n'est pas confirmé pour les autres procédures : on ne constate aucune tendance de diminution du taux de réadmission en fonction du volume d'activité, ou alors cette relation n'est pas valable pour certains déciles d'activité. Par exemple, dans le cas de l'appendicectomie, cette analyse descriptive semble montrer qu'à *case-mix* égal, il y a plus de réadmissions dans les établissements à très faible volume d'activité (1<sup>er</sup> décile), mais qu'à partir de ce seuil il n'y a pas de diffé-

rences de niveau de réadmission selon le volume d'activité (Cf. figure 6).

La même démarche d'analyse a été menée pour le ratio standardisé de mortalité à 30 jours. La figure 7 présente l'évolution de ce ratio selon les déciles d'activité des établissements dans le cas de la résection de cancer du côlon.

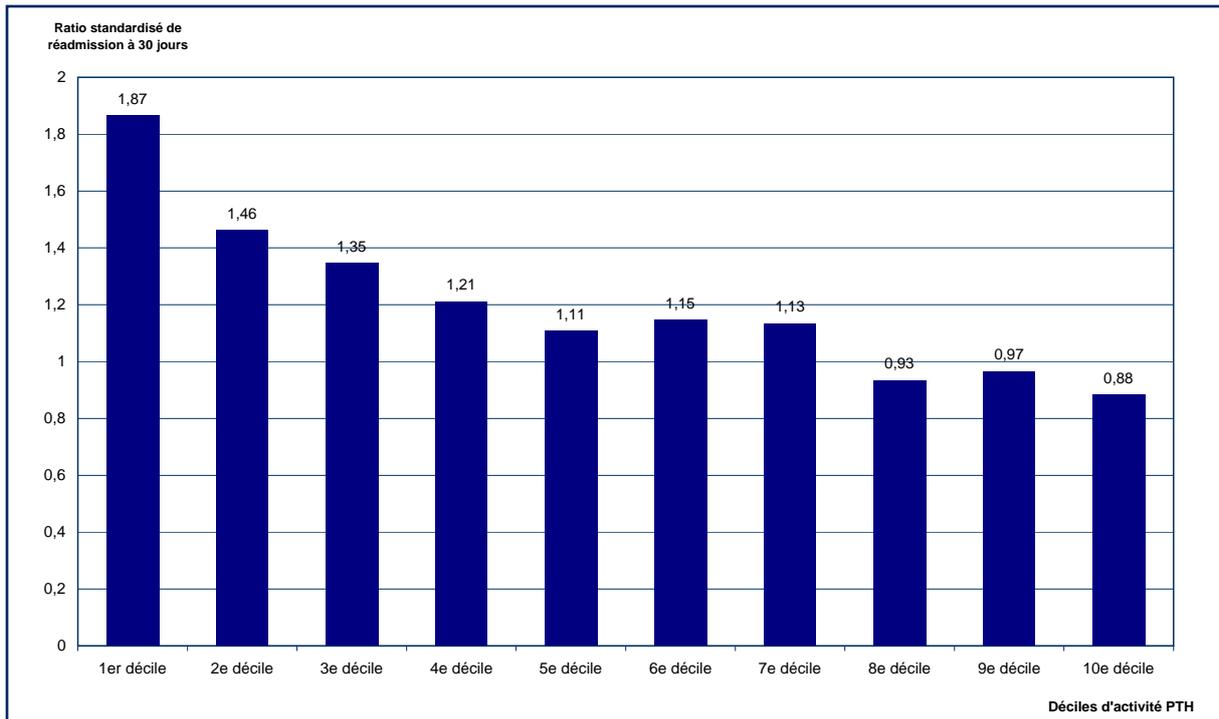
Sur cette figure, mise à part une augmentation de mortalité entre le 1<sup>er</sup> et le 2<sup>e</sup> décile, on retrouve globalement une relation décroissante entre nombre de séjours et mortalité. Là encore, cette tendance dégagée pour la résection de cancer du côlon ne peut pas être confirmée aussi clairement pour les cinq autres procédures.

**Tableau 5**  
**Distribution et déciles du volume d'activité procédure des établissements, 2005**

	Appendicectomie	AVC	Cancer du côlon	Infarctus	Pontage	PTH	Résection pancréas	Stent
<b>Volume d'activité procédure 2005</b>								
<i>Moyenne</i>	86,2	106,1	97,4	80,5	228,7	87,7	5,3	128,0
CV	86,6 %	186,6 %	127,6 %	158,6 %	54,5 %	110,0 %	166,7 %	97,7 %
<i>Minimum</i>	0	0	0	0	0	0	0	0
P 10 %	12	1	17	0	100	8	0	2
P 20 %	27	3	29	3	122	18	1	16
P 30 %	41	7	41	7	153	29	1	49
P 40 %	56	14	52	17	170	44	2	75
<i>Médiane (P50 %)</i>	69	26	65	31	215	61	3	95
P 60 %	82	45	81	49	243	81	4	125
P 70 %	105	85	102	79	274	102	5	161
P 80 %	134	163	136	129	332	141	7	217
P 90 %	181	302	195	214	416	200	11	284
<i>Maximum</i>	653	1 913	1 429	1 016	544	1 080	88	674

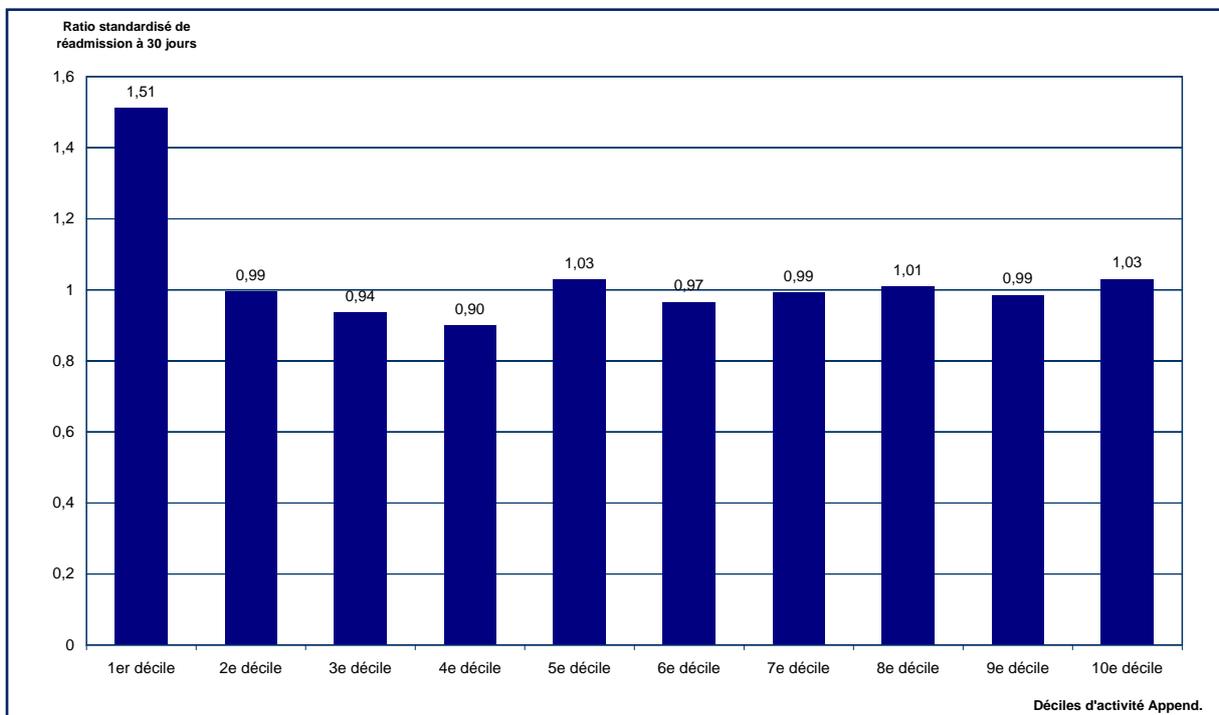
Source : PMSI-MCO, 2005.

**Figure 5**  
**Ratio standardisé de réadmission à 30 jours pour PTH**  
**selon le volume d'activité procédure de l'établissement (en déciles)**



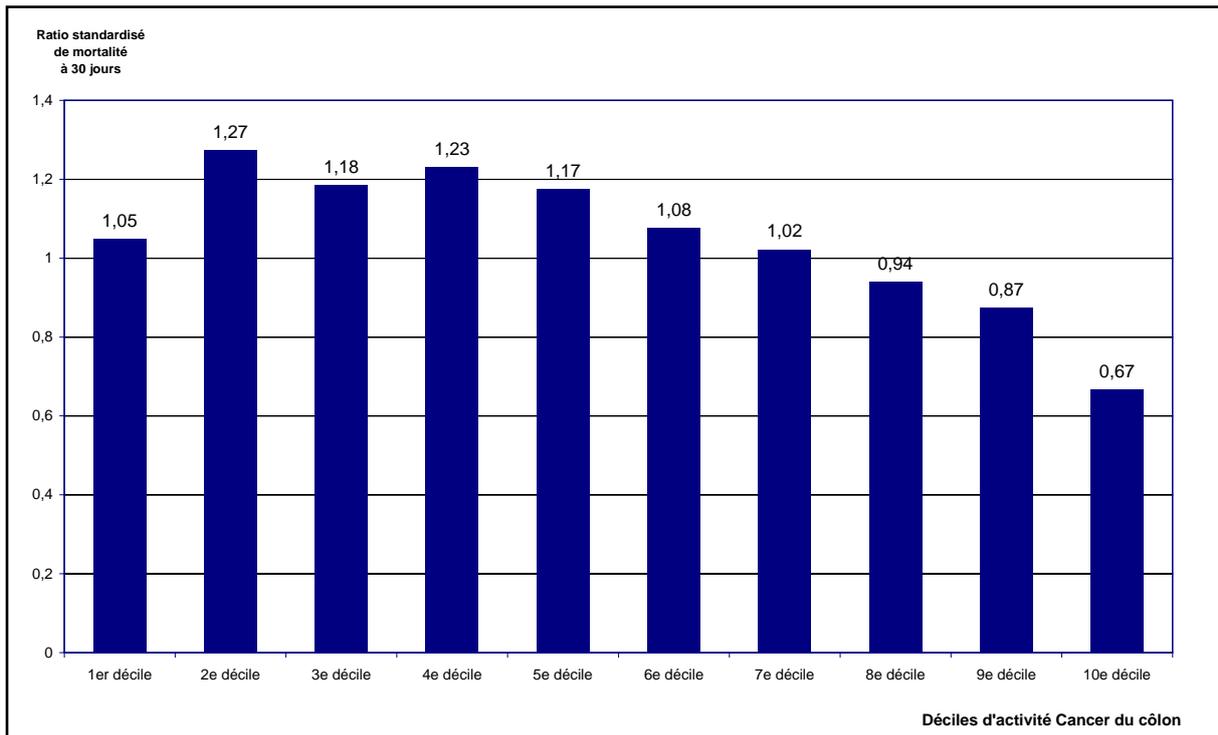
Source : PMSI-MCO 2005 et 2006.

**Figure 6**  
**Ratio standardisé de réadmission à 30 jours pour appendicectomie**  
**selon le volume d'activité procédure de l'établissement (en déciles)**



Source : PMSI-MCO 2005 et 2006.

**Figure 7**  
**Ratio standardisé de mortalité à 30 jours pour résection de cancer du côlon**  
**selon le volume d'activité procédure de l'établissement (en déciles)**



Source : PMSI-MCO 2005 et 2006.

La construction de ces ratios apporte une première réponse pour appréhender les résultats des soins pour les huit procédures et interventions analysées. Contrairement aux taux de mortalité et de réadmission bruts, ces ratios introduisent un ajustement par âge, sexe et GHM. Même si cet ajustement demeure rudimentaire et ne capture pas toute la variabilité clinique, cela permet de disposer d'indicateurs de résultats robustes, comparables pour chaque établissement hospitalier et déclinables pour toutes les interventions et prises en charge réalisées.

Néanmoins, l'analyse descriptive menée sur ces ratios nous amène à penser qu'ils sont insuffisants pour tester une réelle corrélation entre résultats de soins et volume d'activité. Ils offrent moins de précision et moins de contrôle qu'une analyse sur données individuelles faite à l'aide de régressions multiniveaux. Ce second temps de l'analyse fait l'objet de la section suivante.

## **4. Modélisation du lien volume-résultats**

---



## 4. Modélisation du lien volume-résultats

### 4.1. Les principes de la modélisation multiniveaux

À partir du PMSI, nous observons les « résultats » des soins au niveau individuel du séjour hospitalier : réadmission ou décès suite à un séjour initial pour une procédure définie. 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.

Ainsi, nous utilisons des modèles logistiques multiniveaux en exploitant les données au niveau des séjours/patients pour les interventions/situations cliniques choisies, de façon à identifier dans la variabilité la part qui peut être attribuable au volume d'activité. Les modèles multiniveaux sont utilisés dans l'analyse des données qui présentent une structure hiérarchique, c'est-à-dire quand les observations individuelles (niveau 1) sont groupées naturellement dans des ensembles plus larges (niveau 2). La variance observée peut alors être décomposée sur les deux niveaux d'observations (Kreft et Leeuw, 1998).

Dans nos analyses, la variabilité observée dans la probabilité de réadmission/décès peut être décomposée au niveau du patient (niveau 1) et au niveau de l'établissement (niveau 2). Les variables de résultat analysées sont binaires (réadmission : oui/non, décès : oui/non). Les estimations sont réalisées intervention par intervention (regroupements de patients réalisés à partir des diagnostics ou des actes choisis).

Pour une intervention ( $k$ ) donnée, la propension de faire un réadmission/décès de l'individu  $i$  dans l'hôpital  $h$ , ( $R^*_{ih}$ ) est spécifiée de la manière suivante :

$$R^*_{ih} = \beta_{0h} + \gamma X_{hi} + e_{ih} \quad (1)$$

où,  $X_{hi}$  représente les caractéristiques individuelles observables (âge, sexe, morbidité...) du patient ( $i$ ) qui a subi cette intervention,  $e_{ih}$  est un résidu individuel distribué selon une loi logistique et  $\beta_{0h}$  correspond à l'effet de l'établissement.

Au deuxième niveau (niveau d'établissement), les coefficients  $\beta_{0h}$  sont distribués autour d'une moyenne  $\tau_0$  (la probabilité moyenne de réadmission/décès), l'écart à la moyenne pour un établissement  $h$  étant expliqué par le volume d'activité de l'intervention  $k$  ( $V_k$ ) et par les autres caractéristiques

observables de l'hôpital ( $Z_h$ ) telles que le statut de l'établissement, son taux d'occupation..., ainsi que par un terme d'erreur résiduel ( $\omega_{0h}$ ).

$$\beta_{0h} = \tau_0 + \lambda V_k + \alpha Z_h + \omega_{0h} \quad (2)$$

Les termes d'erreur résiduels sont supposés normalement distribués avec une indépendance entre les erreurs de niveau 1 et 2 :  $\text{cov}(\omega_{0h}, e_{ih}) = 0$ . L'inclusion de cet effet aléatoire  $\omega_{0h}$  permet alors d'obtenir des coefficients non biaisés par l'autocorrélation éventuelle des résidus individuels  $e_{ih}$ , 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 (2) dans l'équation (1), nous obtenons l'équation hiérarchique suivante :

$$R^*_{ih} = \tau_0 + \gamma X_{hi} + \lambda V_k + \alpha Z_h + \omega_{0h} + e_{ih} \quad (3).$$

### 4.2. Données et variables

#### 4.2.1 Les données

Nous avons exploité les données PMSI-MCO de l'année 2006 pour identifier les séjours et les caractéristiques des patients. Les volumes d'activité des établissements sont calculés sur l'année précédente, à savoir l'année 2005, également à l'aide du PMSI. Les données concernant les autres caractéristiques des établissements proviennent de la base SAE (Statistiques Annuelles des Établissements) 2006.

#### 4.2.2. Variables au niveau du séjour

L'ajustement ou le contrôle par le *case-mix* des patients observés est un élément méthodologique fondamental dans l'analyse des résultats des soins. Le défi est d'ajuster les variables de résultats pour chaque établissement de l'effet du *case-mix* des patients qui y sont admis. Cependant, le contrôle de la « morbidité » ou de la « gravité des cas traités » à partir de la base PMSI n'est pas aisé. Il n'existe pas d'indicateur unique « prêt à l'emploi » mesurant l'état de santé global des patients admis pour différentes interventions/procédures. Il existe néanmoins des informations sur les diagnostics principaux (DP) et diagnostics associés (DA) des patients et sur la présence ou non des complications majeures associées au motif principal du séjour. Même si la qualité du codage, pour les DA notamment, est souvent remise

en cause et peut être variable d'un établissement à un autre, il est envisageable de définir des DP et/ou des DA marqueurs de gravité pour chaque intervention étudiée. Ceci nécessiterait un travail clinique minutieux qui devrait être validé par des experts hospitaliers (cliniciens et DIM). En l'absence de tels critères précis, et dans un souci de conserver une approche homogène et applicable à l'identique pour toutes les interventions étudiées, nous avons choisi de construire des indicateurs « objectifs », facilement reproductibles pour toutes les interventions. Nous avons donc incorporé les variables suivantes dans les modèles pour contrôler les caractéristiques des patients lors de leurs séjours d'hospitalisation initiaux :

- l'existence (ou non) de complication majeure associée au séjour (0/1), identifiée par les codes GHM (GHM se terminant par 'W' notamment);
- le nombre de diagnostics associés, transformé en variables en classes : 0, 1-2, 3-4, 5 et plus ;
- l'éventualité d'un passage en réanimation au cours du séjour (0/1);
- 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 plus médianes (Q2-Q3);
- l'âge du patient, mesuré en quintiles ;
- le sexe du patient.

La distribution de ces variables parmi les séjours initiaux relatifs aux huit procédures analysées est disponible dans le tableau 6.

L'âge et sexe sont les deux variables d'ajustement majeures : la probabilité de décès et de réadmission augmente évidemment avec l'âge et il existe

des différences de mortalité au même âge entre les deux sexes. L'utilisation des quintiles s'impose pour l'âge, car elle permet d'obtenir un découpage équilibré et cohérent pour toutes les interventions.

Les complications majeures associées au séjour constituent un marqueur clinique qui sert au classement des malades dans les groupes homogènes (GHM). À l'instar du passage en réanimation au cours du séjour, elles permettent de repérer les profils cliniques les plus graves.

Les diagnostics associés sont également importants pour contrôler l'état de santé des patients à l'admission. Toutefois, les DA étant de nature et d'importance très diverses, et leurs modalités de codage variables d'un établissement à l'autre, nous avons choisi d'introduire cette information comme une variable en classes en utilisant le découpage suivant : aucun DA, 1 ou 2 DA, de 3 à 4 DA, 5 DA ou plus. Les séjours comptant 1 ou 2 DA constituent la modalité de référence dans les modèles, car il s'agit du cas le plus fréquent pour la plupart des interventions (Cf. tableau 6).

Enfin, nous avons introduit la durée du séjour initial comme un marqueur de l'état de santé des patients. L'utilisation de la durée de séjour comme indicateur de la gravité du cas traité est questionable, dans la mesure où cette durée dépend également de l'organisation des soins et de l'efficacité de l'établissement. Nous avons donc créé une variable catégorielle en distinguant pour chaque intervention les séjours les plus courts (quartile 1 de durées), les séjours les plus longs (quartile 4), en les opposant aux séjours médians (quartiles 2 et 3). Là encore, le découpage en fractiles est nécessaire car il montre de fortes variations de durées moyennes et médianes d'une procédure à l'autre : la durée de séjour médiane s'échelonne de 4 ou 5 jours pour l'appendicectomie et la pose de stent à 19 jours pour le pontage.

**Tableau 6**  
**Caractéristiques cliniques relatives au séjour initial**

	Appendicectomie	AVC	Cancer du côlon	Infarctus	Pontage	PTH	Résection pancréas	Stent
<b>Femmes</b>	50,0 %	50,2 %	45,7 %	31,8 %	17,8 %	56,5 %	48,1 %	24,3 %
<b>Comorbidité majeure associée</b>	5,0 %	61,4 %	49,6 %	55,5 %	66,4 %	28,6 %	65,5 %	63,6 %
<b>Passage en réanimation</b>	0,7 %	3,7 %	19,8 %	19,2 %	72,6 %	1,8 %	30,5 %	15,5 %
<b>Nombre de diagnostics associés (DA)</b>								
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%
<b>Âge des patients</b>								
Moyenne	23,6	72,4	69,5	67,3	66,1	69,3	65,2	66,5
CV	71,1 %	20,5 %	17,5 %	22,2 %	15,2 %	16,8 %	18,8 %	18,9 %
Min	0	0	0	0	1	13	9	18
P 20 %	11	60	59	53	57	59	55	55
P 40 %	15	73	68	63	64	68	63	64
Médiane (P 50 %)	18	76	71	69	67	71	67	69
P 60 %	21	79	74	73	70	74	70	72
P 80 %	36	84	80	81	75	79	76	78
Max	110	104	103	107	93	105	98	102
<b>Durée du séjour initial</b>								
Moyenne	4,5	12,2	16,2	7,0	13,6	10,8	21,9	6,1
CV	78,2 %	105,0 %	69,1 %	92,3 %	62,7 %	46,5 %	62,4 %	77,5 %
Min	2	2	0	0	2	2	0	2
P 20 %	3	4	9	2	9	8	12	3
P 40 %	3	7	12	5	10	9	16	4
Médiane (P 50 %)	4	9	13	6	19	11	10	5
P 60 %	4	11	15	7	12	11	22	6
P 80 %	5	17	22	10	16	13	30	8
Max	369	365	303	177	177	377	165	121

Source : PMSI-MCO 2006.

### 4.2.3 Variables au niveau de l'établissement

#### a) Volume d'activité de l'intervention

Le volume d'activité, mesuré au niveau des établissements<sup>8</sup>, étant l'objet principal d'investigation de notre étude, nous avons testé la pertinence de différentes modalités et différentes formes fonctionnelles. Nous utilisons le terme « volume d'activité procédure », pour décrire le nombre de procédures/interventions spécifiques réalisées dans l'établissement au cours de l'année précédente (2005).

On analyse donc dans un premier temps la distribution des volumes pour chaque intervention étudiée. Afin de faciliter l'interprétation des résultats, nous avons introduit successivement la variable de volume d'activité sous sa forme continue et sous une forme catégorielle.

Introduire le volume sous une forme continue ne signifie pas que l'on teste uniquement un lien linéaire entre volume d'activité et réadmission/décès. Au contraire, nous expérimentons différentes transformations de la variable « volume d'activité procédure » : logarithme, racine carrée, exponentielle, forme quadratique. Nous procédons à des tests statistiques pour évaluer la forme fonctionnelle qui produit la meilleure spécification du modèle en termes de vraisemblance : nous utilisons le critère d'Akaike pour déterminer la transformation la plus adéquate. Les études provenant des autres secteurs d'activité montrent, à cet égard, que la forme la plus appropriée pour la courbe d'apprentissage est la forme logarithmique (Com-Ruelle *et al.*, 2008).

Parallèlement, nous introduisons le volume d'activité découpé en fractiles afin de mettre en lumière d'éventuels effets de discontinuité dans le lien volume-qualité. Nous testons alternativement un découpage en quintiles et en déciles (Cf. tableau 5 pour la distribution des établissements selon les quintiles de volume d'activité). Le choix des fractiles nous empêche de tester des différences pour certains seuils d'activité prédéfinis ou d'identifier a posteriori les points d'inflexion qui apparaissent dans la relation volume-qualité. En revanche, ils permettent de conserver un cadre d'analyse identique pour les huit interventions et rendent les résultats directement comparables. De plus, en comparant la pertinence des

modèles selon des découpages plus ou moins détaillés (quintiles, déciles, etc.), nous pouvons mieux identifier les niveaux d'activité pour lesquels la corrélation volume-résultats est la plus élevée, en prenant en compte la réalité de la distribution des séjours en France.

On constate déjà que le nombre moyen de patients pris en charge, ainsi que les écarts à la moyenne, varient largement d'une intervention à l'autre. Les établissements qui réalisent les pontages aorto-coronariens présentent des niveaux d'activité beaucoup plus homogènes que ceux qui prennent en charge les AVC. Par exemple, 30 % des établissements impliqués dans la prise en charge de l'AVC réalisent 7 séjours ou moins dans l'année, mais 30 % ont plus de 85 séjours par an. On constate également une très forte variabilité du nombre de séjours pour pose de stent entre établissements. À l'inverse, dans un contexte beaucoup plus encadré et régulé comme la chirurgie cardiaque, on note que les établissements qui font des pontages en réalisent un grand nombre chaque année (le 1<sup>er</sup> décile est à 100 séjours).

#### b) Autres caractéristiques des établissements

Au-delà du volume d'activité de l'intervention/procédure étudié, nous introduisons un certain nombre de variables organisationnelles ou institutionnelles qui peuvent avoir un impact sur les résultats des soins d'un établissement. Premièrement, le statut d'établissement, son appartenance au service public hospitalier ou ses missions d'enseignement et de recherche peuvent avoir un impact sur son activité et les patients pris en charge. On peut considérer quatre catégories distinctes : les établissements publics, les établissements privés participant au service public, les cliniques privées à but lucratif et les établissements qui assument les missions d'enseignement et de recherche (les CHR/U et CLCC).

Deuxièmement, on peut tester un effet de spécialisation : les établissements qui se concentrent sur un nombre limité d'interventions peuvent avoir de meilleurs résultats indépendamment du volume d'activité de cette intervention. Cela voudrait dire, 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.

On peut également rechercher un effet de spécialisation au sens plus large : par exemple, les établissements qui consacrent une plus grande

<sup>8</sup> Il serait également pertinent d'étudier le volume d'activité des praticiens (chirurgiens notamment) qui exercent dans un établissement, voire dans un service donné. Les données SAE concernant le personnel de soins n'étant pas renseignées au niveau du service hospitalier, il n'est pas possible de retracer l'activité des chirurgiens qui travaillent dans plusieurs services à la fois. Par ailleurs, les données SAE sur les effectifs et ETP de médecins sont difficilement comparables entre les secteurs publics et privé.

part de leur activité à la chirurgie peuvent avoir de meilleurs résultats à nombre d'interventions réalisées identiques.

Par ailleurs, les aspects organisationnels tels que l'existence ou non 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, toute chose étant égale par ailleurs. On peut également appréhender la qualité des soins par l'intensité des soins délivrés, en particulier les soins infirmiers. Les ratios de personnel soignant (hors médecins) sont alors souvent utilisés comme indicateur de la qualité (IOM, 2003; Needleman *et al.*, 2006).

Ainsi, nous retenons les indicateurs suivants :

- la part des séjours procédure dans l'activité totale 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 de lits installés en chirurgie ou en médecine selon la nature de l'intervention étudiée (transformé en logarithme) ;
- le statut de l'établissement qui distingue les établissements d'enseignement (CHR/U ou CLCC), les autres établissements publics, les établissements privés PSPH et les cliniques privées ;
- 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 (%).

Le tableau 7 présente les statistiques descriptives des variables introduites au niveau de l'hôpital pour chaque intervention étudiée.

**Tableau 7**  
**Caractéristiques des établissements réalisant les différentes interventions**

	Appendicectomie	AVC	Cancer du côlon	Infarctus	Pontage	PTH	Résection pancréas	Stent
<b>Nombre de lits installés</b>	<b>Chirurgie</b>	<b>Médecine</b>	<b>Chirurgie</b>	<b>Médecine</b>	<b>Chirurgie</b>	<b>Chirurgie</b>	<b>Chirurgie</b>	<b>Chirurgie</b>
Moyenne	91,9	99,7	93,6	120,4	316,1	95,1	119,0	162,0
Médiane	71	41	72	60	251	72	89	121
CV (%)	104,6%	164,9%	103,5%	148,3%	78,8%	103,2%	100,9%	101,6%
<b>Taux d'occupation des lits</b>								
Moyenne	69,1 %	81,6 %	69,6 %	83,3 %	76,5 %	69,4 %	72,2 %	74,5 %
Médiane	70,2 %	84,1 %	70,2 %	85,3 %	74,0 %	70,2 %	72,2 %	74,0 %
CV (%)	20,6 %	18,4 %	19,6 %	16,5 %	13,3%	20,0 %	16,6 %	17,0 %
<b>Part de la chirurgie dans l'activité totale MCO (nombre de séjours)</b>								
Moyenne	39,9 %	25,3 %	39,8 %	25,4 %	30,3 %	41,9 %	38,6 %	29,5 %
Médiane	40,2 %	20,9 %	40,1 %	21,5 %	25,8 %	42,2 %	38,9%	23,5 %
CV (%)	47,2 %	79,0 %	47,4 %	71,4 %	38,8 %	48,3 %	47,3 %	49,5 %
<b>Taux de spécialisation (nb séjours procédure / nb séjours total MCO)</b>								
Moyenne	0,70 %	1,17 %	0,75 %	0,58 %	0,86 %	0,81 %	0,02 %	0,61 %
Médiane	0,54 %	0,96 %	0,50 %	0,47 %	0,42 %	0,48 %	0,02 %	0,32 %
CV (%)	83,9%	114,1%	127,2 %	117,3%	133,2%	162,3%	106,4%	152,4%
<b>ETP personnel paramédical / lit</b>								
% de valeurs manquantes	2,0 %	1,9 %	1,8 %	1,7 %	0,0 %	1,7 %	1,5 %	0,9 %
Moyenne	2,13	4,03	2,11	3,40	2,43	2,08	2,18	2,42
Médiane	1,87	2,73	1,82	2,68	2,55	1,76	1,92	2,50
CV (%)	51,8%	129,7%	50,9%	116,4%	32,1%	52,5%	45,5%	45,0%
<b>Existence d'un service d'urgences</b>								
Nombre d'établissements	496	520	480	502	45	453	301	174
% des établissements	57,2 %	52,5 %	57,0 %	64,0 %	80,4 %	56,2 %	63,1 %	80,6 %
<b>Etab. d'enseignement (CHR/U,CLCC)</b>								
Nombre d'établissements	53	68	53	62	28	42	51	37
% des établissements	6,1 %	6,9 %	6,3 %	7,9 %	50,0 %	5,2 %	10,7 %	17,1 %
% des séjours	11,1 %	28,6 %	15,9 %	28,0 %	53,9 %	10,3 %	45,6 %	28,6 %
<b>Autre établissement public</b>								
Nombre d'établissements	294	521	283	416	2	271	146	75
% des établissements	33,9 %	52,6 %	33,6 %	53,1 %	3,6 %	33,6 %	30,6 %	34,7 %
% des séjours	37,3 %	62,0 %	23,6 %	47,3 %	2,8 %	18,4 %	17,6 %	20,9 %
<b>Privé PSPH</b>								
Nombre d'établissements	64	100	67	79	6	58	36	13
% des établissements	7,4 %	10,1 %	8,0 %	10,1 %	10,7 %	7,2 %	7,6 %	6,0 %
% des séjours	6,2 %	3,7 %	9,3 %	4,3 %	7,9 %	7,1 %	6,8 %	5,6 %
<b>Privé lucratif</b>								
Nombre d'établissements	456	301	439	227	20	435	244	91
% des établissements	52,6 %	30,4 %	52,1 %	29,0 %	35,7 %	54,0 %	51,2 %	42,1 %
% des séjours	45,5 %	5,8 %	51,2 %	20,4 %	35,5 %	64,2 %	30,1 %	44,9 %

Source : PMSI-MCO 2006, SAE 2006.

### 4.3. Stratégie de modélisation

Rappelons que les modèles portent respectivement sur la probabilité de réadmission et de décès dans les 30 jours qui suivent un séjour initial pour une intervention donnée. Notre stratégie de modélisation est déterminée par cinq questions de recherche.

Comment les variations de réadmission et de décès se répartissent-elles aux niveaux inter- et intra-établissements ?

Une fois les caractéristiques des patients admis contrôlées, existe-il toujours des variations significatives dans les niveaux de réadmission/mortalité observés entre établissements ?

Peut-on établir un lien de corrélation entre le volume d'activité de l'intervention étudiée et les résultats mesurés en termes de réadmission et de décès ?

Lorsque ce lien existe, quelle est la forme fonctionnelle la plus adéquate pour le décrire ?

Quels sont les autres facteurs organisationnels et caractéristiques de l'établissement qui peuvent intervenir dans cette relation et éventuellement atténuer le lien volume-résultats ?

Chacune de ces questions a donné lieu à une ou plusieurs équations avec des spécifications différentes. Les tableaux 8 à 11 présentent les résultats des estimations de la réadmission à l'hôpital, et les tableaux 12 à 15 ceux de la mortalité hospitalière. Le champ pour chaque intervention étudiée est constitué de l'ensemble des hôpitaux publics et privés ayant réalisé au moins une intervention dans l'année 2006 comme détaillé dans les tableaux 2 et 3.

Nous présentons ici les résultats les plus pertinents concernant les déterminants de la réadmission et de la mortalité.

### 4.4. Résultats

Nous avons tout d'abord estimé des modèles dits « vide » afin de répondre à la première question énoncée ci-dessous (Cf. tableau 8). Les modèles vides permettent de distinguer dans la variabilité observée, en termes de niveaux de réadmission et de mortalité, les parts respectivement attribuables aux établissements et à l'hétérogénéité de *case-mix* au sein de chaque établissement. Cette référence préliminaire est utile car elle nous donne la décomposition de la variance entre établissements et au sein des établissements.

Notons toutefois que la décomposition de la variance entre le niveau 1 et le niveau 2 n'est pas précise dans le cas d'une variable dépendante binaire, comme c'est le cas ici. En particulier, l'*Intra-class Corrélation Coefficient* (ICC), qui constitue la statistique de référence dans un modèle multiniveaux, ne peut être estimé que de manière approximative dans le cas d'une variable binaire (Cf. annexe 3). Nous calculons également une autre mesure, plus adaptée au contexte et à un modèle logistique, le *Median Odds-Ratio* (MOR). Il s'agit de la médiane de la distribution des *odds-ratio* de réadmission/décès entre deux établissements sélectionnés au hasard (Merlo *et al.*, 2006).

On remarque (Cf. tableau 8) que la principale source de variance se situe au niveau des séjours. La part de variance que l'on peut considérer comme attribuable à des variations interétablissements est globalement faible mais, pour toutes les procédures, elle est plus importante pour la mortalité que pour la réadmission (valeur de l'ICC). Cette proportion varie de 1,5 % (pontage) à 6,6 % (appendicectomie) dans le cas de la réadmission à 30 jours et varie de 3,4 % (AVC) à 14,7 % (résection pancréatique) dans le cas du décès à 30 jours.

Le MOR le plus élevé est de 1,58 (appendicectomie) pour la réadmission et de 2,05 pour la mortalité (résection pancréatique). Cela signifie ceci: l'*odds-ratio* de réadmission pour appendicectomie est supérieur à 1,58 entre deux établissements sélectionnés au hasard dans 50 % des cas.

**Tableau 8**  
**Résultats des modèles « vides » pour réadmission et mortalité à 30 jours**

	Appendicectomie		AVC		Cancer du côlon		Infarctus		Pontage		PTH		Résection pancréatique		Pose de stent	
	Coef	p-value	Coef	p-value	Coef	p-value	Coef	p-value	Coef	p-value	Coef	p-value	Coef	p-value	Coef	p-value
<b>Réadmission</b>																
Constante	-3,1269	0,0001	-1,9589	0,0001	-0,8048	0,0001	-1,3424	0,0001	-2,2613	0,0001	-2,9649	0,0001	-0,4838	0,0001	-1,8234	0,0001
<b>Terme aléatoire inter-établissements</b>																
Valeur	0,2324		0,08353		0,09347		0,1898		0,05114		0,1396		0,1832		0,1168	
Standard-error	0,02154		0,0105		0,01258		0,01933		0,02013		0,02147		0,06329		0,01885	
<b>ICC ratio</b>	6,6 %		2,5 %		2,8 %		5,5 %		1,5 %		4,1 %		5,3 %		3,4 %	
<b>MOR</b>	1,58		1,32		1,34		1,52		1,24		1,43		1,50		1,39	
<b>Mortalité</b>																
Constante			-2,1558	<,0001	-3,2477	<,0001	-2,0094	<,0001	-3,5153	<,0001	-2,4228	<,0001	-4,1847	<,0001		
<b>Terme aléatoire inter-établissements</b>																
Valeur			0,115		0,3058		0,3798		0,243		0,5676		0,2275			
Standard-error			0,01345		0,05359		0,03899		0,0778		0,1892		0,06925			
<b>ICC ratio</b>			3,4 %		8,5 %		10,3 %		6,9 %		14,7 %		6,5 %			
<b>MOR</b>			1,38		1,69		1,80		1,60		2,05		1,58			

Source : PMSI-MCO 2006.

**Tableau 9**  
**Impact des caractéristiques cliniques du séjour initial sur la probabilité de réadmission à 30 jours**

	Appendicectomie		AVC		Cancer du côlon		Infarctus		Pontage		PTH		Résection pancréatique		Pose de stent	
	OR	p-value	OR	p-value	OR	p-value	OR	p-value	OR	p-value	OR	p-value	OR	p-value	OR	p-value
Constante	0,047	<,0001	0,132	<,0001	0,423	<,0001	0,206	<,0001	0,066	<,0001	0,041	<,0001	0,712	0,027	0,136	<,0001
<b>Âge du patient (ref. Q 3)</b>																
Quintile 1	0,991	0,834	1,182	<,0001	1,502	<,0001	0,811	<,0001	1,054	0,593	0,911	0,144	1,439	0,008	0,935	0,227
Quintile 2	0,914	0,057	1,082	0,014	1,257	<,0001	0,865	0,000	1,014	0,890	0,912	0,146	1,309	0,050	0,869	0,012
Quintile 4	1,067	0,137	0,986	0,681	0,693	<,0001	1,016	0,676	1,082	0,421	1,273	<,0001	0,866	0,308	1,064	0,238
Quintile 5	1,063	0,158	0,938	0,068	0,409	<,0001	0,903	0,011	1,161	0,128	1,753	<,0001	0,483	<,0001	1,052	0,344
<b>Femme</b>	0,989	0,670	0,841	<,0001	0,899	0,000	0,872	<,0001	1,119	0,158	0,710	<,0001	0,772	0,005	1,004	0,927
<b>Comorbidité majeure associée</b>	1,317	<,0001	1,048	0,042	1,090	0,010	1,607	<,0001	1,409	<,0001	1,279	<,0001	1,160	0,181	1,216	<,0001
<b>Passage en réanimation</b>	1,036	0,769	0,980	0,721	0,871	0,001	0,972	0,492	0,869	0,123	1,034	0,804	0,832	0,111	1,072	0,238
<b>Nombre de diagnostics associés (ref. 1-2 DA)</b>																
Aucun DA	0,764	<,0001	0,914	0,020	0,849	0,001	1,125	0,008	1,313	0,262	0,926	0,143	0,838	0,365	1,052	0,539
3 ou 4 DA	1,134	0,041	1,052	0,064	1,092	0,022	0,962	0,241	0,963	0,759	1,164	0,004	1,010	0,941	0,979	0,666
5 DA ou +	1,040	0,686	1,255	<,0001	1,144	0,001	1,007	0,853	1,211	0,104	1,446	<,0001	0,964	0,794	1,060	0,268
<b>Durée du séjour initial (ref. Q2 et Q3)</b>																
Quartile 1	0,710	<,0001	1,103	0,000	0,678	<,0001	1,096	0,003	0,953	0,542	1,015	0,763	1,030	0,795	0,796	<,0001
Quartile 4	2,080	<,0001	0,950	0,059	1,004	0,908	1,128	0,000	1,553	<,0001	1,403	<,0001	0,958	0,714	1,393	<,0001
<b>Terme aléatoire inter-établissements</b>																
Valeur	0,229		0,08055		0,1151		0,1682		0,05878		0,1361		0,2115		0,1202	
Standard-error	0,02148		0,01021		0,01421		0,01795		0,02219		0,02138		0,06567		0,01939	
<b>ICC ratio</b>	6,5%		2,4%		3,4%		4,9%		1,8%		4,0%		6,0%		3,5%	
<b>MOR</b>	1,58		1,31		1,38		1,48		1,26		1,42		1,55		1,39	

Source : PMSI-MCO 2006.

#### 4.4.1 Déterminants des taux de réadmission

Le modèle présenté dans le tableau 9 intègre les variables explicatives au niveau des patients, tout en conservant le terme aléatoire interétablissements. Le tableau 10 présente les résultats de différentes estimations testant l'impact du volume d'activité, alors que le tableau 11 présente les équations finales qui prennent en compte les différentes variables explicatives mesurées au niveau de l'établissement, ainsi que le volume d'activité.

##### a) Impact des caractéristiques des patients

Le tableau 9 présente les résultats des modèles logistiques multiniveaux étudiant l'influence des caractéristiques individuelles séjours/patients sur la probabilité de réadmission pour les huit interventions. Ces modèles contiennent bien un effet aléatoire  $\mu_h$  correspondant à chaque hôpital, mais aucune variable relative à l'établissement n'est introduite dans le modèle. Les coefficients estimés sont convertis en *odds ratios* pour faciliter l'interprétation des résultats.

Les résultats correspondent globalement aux effets attendus, avec néanmoins des différences d'une intervention à l'autre en termes de significativité.

Pour toutes les procédures, l'existence d'une comorbidité associée au séjour augmente la probabilité d'une réadmission (sauf pour la résection pancréatique). Le nombre de diagnostics associés (DA) semble également augmenter la propension de faire une réadmission, les patients avec 5 DA et plus ayant 25 % de plus de chance de faire une réadmission pour AVC par rapport à ceux qui ont 1 ou 2 DA. Pourtant, l'effet des diagnostics associés n'est pas significatif sur la réadmission pour infarctus, résection pancréatique ou pose de stent. Le passage en réanimation ne montre pas non plus d'impact significatif.

Par contre, le fait que le séjour initial soit particulièrement long (quartile 4) par rapport à la moyenne semble augmenter fortement la probabilité d'avoir une réadmission pour l'appendicectomie, l'infarctus, le pontage, la PTH et la pose de stent, les *odds ratios* associés allant de 1,3 à 2,1. Il est intéressant de noter qu'en ce qui concerne l'AVC, les patients qui ont des séjours initiaux très courts (quartile 1) ont également plus de chances d'être réadmis dans les 30 jours. Ce résultat permet de souligner que l'indicateur de durée de séjour ne capture pas uniquement la gravité du cas mais également un effet d'efficacité et de prise en charge hospitalière.

Les statistiques présentées en bas du tableau (ICC et MOR) permettent de constater que la variance de l'effet aléatoire associé aux hôpitaux  $\mu_h$  est significativement différente de 0 pour toutes les interventions, ce qui signifie qu'il existe une différence entre établissements dans la probabilité de survenue d'une réadmission après ajustement sur les caractéristiques individuelles des patients. La statistique du MOR, ou *odds-ratio* médian, permet de transposer cette variance interétablissements sur l'échelle des *odds-ratios* et de la comparer aux *odds-ratios* associés aux variables explicatives.

Nous pouvons également remarquer que l'hétérogénéité entre établissements varie selon la procédure étudiée : l'hétérogénéité est toujours la plus faible pour pontage, et plus élevée pour l'infarctus, la résection pancréatique ou l'appendicectomie.

##### b) Impact du volume d'activité sur la réadmission

Ayant observé l'existence d'une hétérogénéité significative entre les établissements dans l'ampleur des réadmissions, nous avons cherché à expliquer cette hétérogénéité par le volume d'activité de l'intervention étudiée (Cf. tableau 10). Il s'agit donc d'expliquer le coefficient aléatoire de l'établissement (équation 2). Nous avons introduit le volume successivement sous une forme continue en testant différentes transformations (forme linéaire, logarithmique, quadratique, exponentielle...) et sous une forme catégorielle (découpage en quintiles, déciles...).

Le test d'Akaike nous permet de conclure que c'est l'utilisation du logarithme du volume d'activité qui produit la meilleure spécification dans la modélisation pour toutes les procédures. C'est donc systématiquement la transformation logarithmique qui sera retenue lorsque l'on introduit le volume d'activité en forme continue.

D'autre part, un découpage en quintiles semble plus adapté à notre objectif et à la distribution du nombre de séjours procédure parmi les établissements. L'utilisation des déciles conduit à des classes trop restreintes ou trop peu discriminantes pour certaines procédures : c'est le cas en particulier pour l'AVC, l'infarctus ou la résection pancréatique pour lesquels il existe un grand nombre d'établissements qui réalisent très peu de séjours.

Rappelons que nous ne cherchons pas directement à identifier les seuils d'activité qui induisent une inflexion majeure des résultats de soins, ni à tester la pertinence de certains seuils utilisés aujourd'hui comme critères pour organiser les soins et définir des masses critiques d'activité.

La première équation présente les résultats des estimations avec le logarithme du volume d'activité procédure ; la seconde introduit un découpage des établissements selon le quintile de volume d'activité dans lequel ils se classent. Afin de faciliter la lecture, les résultats relatifs aux caractéristiques individuelles des patients/séjours ne sont pas reportés dans ce tableau, mais le contrôle de ces variables est évidemment conservé dans le modèle.

Ainsi, les résultats de la première équation (haut du tableau 10) indiquent que, à caractéristiques du séjour égales par ailleurs, la probabilité de réadmission est moins élevée dans les établisse-

ments qui ont un volume d'activité important pour toutes les interventions, sauf l'appendicectomie et la pose de stent, pour lesquelles le coefficient n'est pas significatif.

L'intensité de cette corrélation est variable d'une procédure à l'autre, comme le montre l'analyse des coefficients ou la simulation graphique réalisée pour 4 procédures particulières (Cf. figure 8). C'est pour la PTH et la résection pancréatique que ce lien est le plus affirmé, tant en termes d'amplitude que de significativité statistique. Pour l'AVC, le coefficient apparaît très significatif mais de faible amplitude.

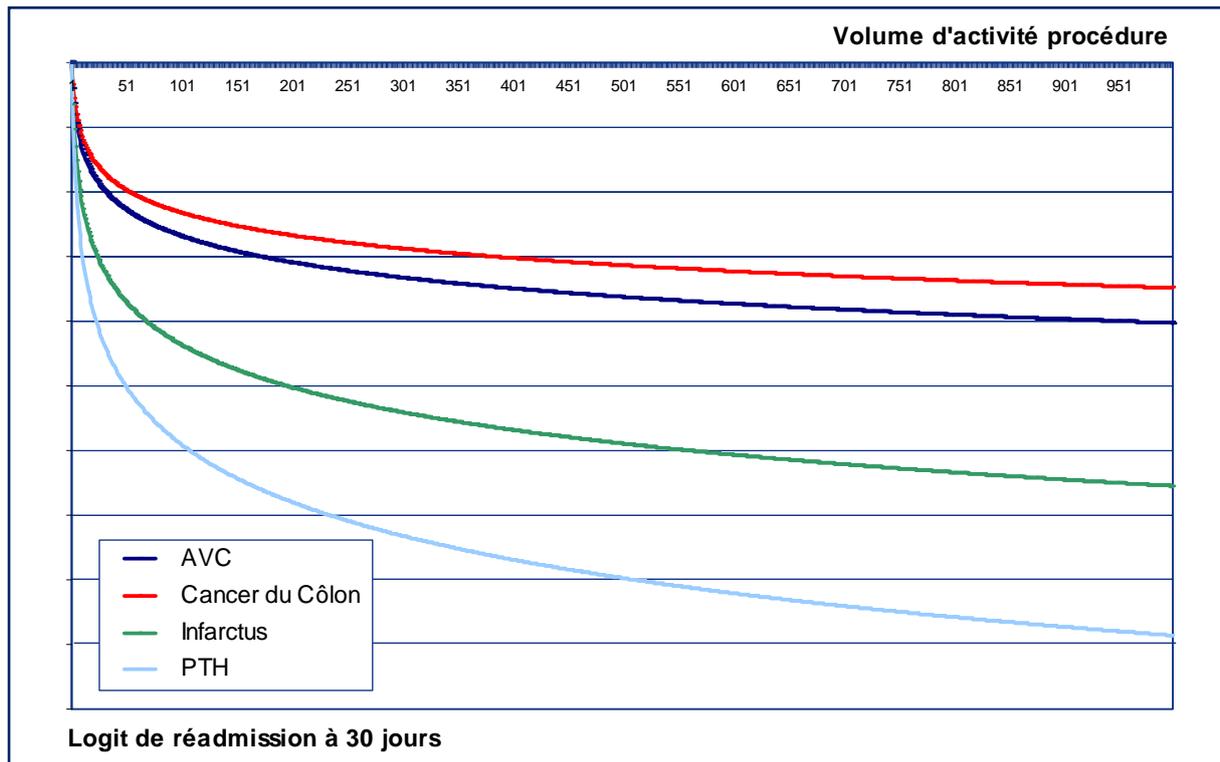
**Tableau 10**  
**Impact du volume d'activité procédure sur la probabilité de réadmission à 30 jours,**  
**à caractéristiques du séjour contrôlées**

	Appendicectomie		AVC		Cancer du côlon		Infarctus		Pontage		PTH		Résection pancréatique		Pose de stent	
	Coef	p-value	Coef	p-value	Coef	p-value	Coef	p-value	Coef	p-value	Coef	p-value	Coef	p-value	Coef	p-value
<b>Volume d'activité (en continu)</b>																
Log (nombre de séjours procédure)	0,019	0,553	-0,058	<,0001	-0,050	0,031	-0,095	<,0001	-0,179	0,019	-0,128	<,0001	-0,136	0,007	0,013	0,708
<b>Terme aléatoire inter-établissements</b>																
Valeur	0,2352		0,07665		0,1111		0,1493		0,04887		0,1174		0,1557		0,1239	
Standard-error	0,02237		0,009733		0,01424		0,01695		0,02025		0,01968		0,06139		0,02013	
<b>ICC ratio</b>	6,7 %		2,3 %		3,3 %		4,3 %		1,5 %		3,4 %		4,5 %		3,6 %	
<b>MOR</b>	1,59		1,30		1,37		1,45		1,23		1,39		1,46		1,40	
<b>Volume d'activité en quintiles (ref. Q5)</b>																
Quintile 1	1,058	0,507	1,211	0,026	1,074	0,332	1,231	0,061	1,344	0,041	1,403	0,001	1,179	0,076	0,859	0,345
Quintile 2	0,973	0,712	1,213	0,034	1,168	0,010	1,209	0,068	1,201	0,200	1,366	0,000	1,225	0,162	1,007	0,939
Quintile 3	0,997	0,960	1,203	0,001	1,255	<,0001	1,276	0,000	1,043	0,761	1,208	0,006	1,173	0,043	0,884	0,181
Quintile 4	0,995	0,933	1,069	0,100	1,154	0,006	1,297	<,0001	1,060	0,666	1,126	0,058	1,164	0,049	1,038	0,671
<b>Terme aléatoire inter-établissements</b>																
Valeur	0,2309		0,0757		0,1079		0,1491		0,05541		0,1211		0,1715		0,1223	
Standard-error	0,0217		0,0096		0,01381		0,0166		0,0224		0,0198		0,0623		0,0199	
<b>ICC ratio</b>	6,6 %		2,2 %		3,2 %		4,3 %		1,7 %		3,6 %		5,0 %		3,6 %	
<b>MOR</b>	1,58		1,30		1,37		1,45		1,25		1,39		1,48		1,40	

Les modèles contrôlent également les caractéristiques du séjour initial du patient (âge, sexe, CMA, passage en réanimation, nombre de DA, durée du séjour) même si elles ne figurent pas dans le tableau.

Source : PMSI-MCO 2005 et 2006.

**Figure 8**  
**Impact du volume d'activité procédure sur le logit de réadmission à 30 jours pour 4 procédures**



Source : PMSI-MCO 2005 et 2006.

Les résultats de la seconde équation (bas du tableau 10) où le volume est introduit en quintiles, permettent de mieux appréhender la forme de ce lien volume-réadmission pour chaque intervention. Par convention, nous avons pris comme modalité de référence dans le modèle le 5e quintile, c'est-à-dire les établissements qui ont le plus haut volume d'activité.

Par exemple, pour le pontage aorto-coronarien, on constate une différence dans les probabilités de réadmission seulement entre les établissements du 1<sup>er</sup> quintile et ceux du 5e quintile. Les autres catégories d'établissements n'ont pas de résultats significativement différents de ceux du 5e quintile. Cela signifie que la seule différence de résultats observable pour le pontage oppose les établissements les moins investis dans cette prise en charge (qui réalisent moins de 122 séjours de pontage par an), aux établissements très spécialisés (qui réalisent plus de 332 séjours par an).

À l'inverse, pour la chirurgie de cancer du côlon, la seule modalité qui ne s'oppose pas significativement aux établissements les plus actifs est le 1<sup>er</sup> quintile de volume : il n'y a donc pas de différence dans le niveau de réadmission entre les établissements à très faible activité (moins de 29 interventions par an) et les établissements à très forte activité (plus de 136 interventions). En revanche, les établissements ayant un niveau d'activité plus médian (du 2e au 4e quintile) connaissent signifi-

cativement plus de réadmissions que les établissements à très forte activité.

En ce qui concerne la PTH et la prise en charge de l'infarctus, voire de l'AVC, les résultats par quintiles corroborent ceux observés avec la variable introduite sous forme continue. On note un gradient décroissant dans la probabilité de réadmission au fur et à mesure que le niveau d'activité de la procédure s'accroît. Dans le cas de la PTH, on constate parfaitement ce phénomène avec la décroissance progressive des *odds-ratio* du quintile 1 au quintile 4.

### c) Impact des variables « institutionnelles »

Nous avons testé un certain nombre de variables au niveau d'établissement pour capturer l'influence d'autres caractéristiques des établissements sur leurs résultats.

Il est clair, cependant, que les différentes caractéristiques d'un établissement hospitalier sont interdépendantes et donc que les variables que nous souhaitons introduire sont largement corrélées entre elles, voire corrélées au volume d'activité de la procédure.

Par exemple, le taux de spécialisation ou la taille d'un établissement sont éminemment liés à son statut : on sait que la part de médecine dans l'activité sera plus élevée dans le public et que les éta-

blissements d'enseignement concentrent de très grands établissements.

Nous avons donc choisi d'introduire ces variables de manière itérative (une à une puis selon différentes combinaisons) pour minimiser autant que possible le risque de multicollinéarité. Dans le tableau 11, nous sélectionnons les enseignements les plus pertinents de cette phase de modélisation. Ainsi, les résultats relatifs aux variables qui n'apparaissent jamais significatives et qui n'altèrent pas la corrélation volume-résultats (existence d'un service d'urgences, taux d'occupation des lits...) ne sont pas rapportés dans le tableau 11.

Dans une première équation, nous introduisons les deux variables relatives à la spécialisation, à savoir la part d'activité consacrée à la chirurgie et la part d'activité consacrée à l'intervention étudiée.

Pour la plupart des procédures étudiées, le résultat relatif au volume d'activité reste inchangé. Par ailleurs, on constate un effet de spécialisation au sens large pour la plupart des procédures, sauf la résection pancréatique, la pose de stent et l'AVC. Ce qui semble important n'est pas tant l'effet de spécialisation dans une intervention spécifique (sauf pour l'appendicectomie), que la concentration de l'activité dans une grande

discipline, en l'occurrence la chirurgie. Ceci peut refléter l'existence d'un savoir-faire collectif (*via* des règles cliniques et organisationnelles de l'établissement) partagé par différents services. Évidemment, les deux variables de spécialisation que nous avons introduites sont corrélées. Nous avons donc vérifié la stabilité des résultats en introduisant chacune individuellement: les résultats sont identiques, sauf pour la PTH pour laquelle on observe un fort effet de spécialisation au niveau de procédure lorsque cette variable est introduite seule.

Le statut de l'établissement et son degré de spécialisation étant fortement corrélés, nous avons introduit ces variables dans une deuxième équation séparée. Nous tenions notamment à vérifier la robustesse du lien volume-résultats lorsque l'on contrôle le statut de l'établissement. Cependant, compte tenu du contrôle assez limité du *case-mix* dans les modèles, il existe un risque de surestimation de l'impact du statut d'établissement encore plus que pour les autres variables relatives à l'établissement (car la variabilité du *case-mix* entre les établissements publics, privés et PSPH est une réalité bien documentée). Il faut donc demeurer prudent dans l'interprétation des coefficients de cette variable de statut qui est davantage une variable de contrôle qu'un prédicteur dans ces équations.

**Tableau 11**  
**Synthèse des résultats des autres caractéristiques des établissements sur la réadmission à 30 jours**

	Appendicectomie		AVC		Cancer du côlon		Infarctus		Pontage		PTH		Résection pancréatique		Pose de stent	
	Coef	p-value	Coef	p-value	Coef	p-value	Coef	p-value	Coef	p-value	Coef	p-value	Coef	p-value	Coef	p-value
<b>Modèle 1</b>																
<b>Volume d'activité</b>																
Log (nombre de séjours procédure)	0,053	0,148	-0,060	<,0001	-0,053	0,052	-0,099	<,0001	-0,151	0,063	-0,066	0,019	-0,100	0,119	0,033	0,396
<b>Spécialisation</b>																
Part de l'activité consacrée à la chirurgie	-0,274	0,054	-0,135	0,401	-0,330	0,003	-0,512	0,003	-0,749	0,079	-0,836	<,0001	0,281	0,458	-0,273	0,254
Taux de spécialisation procédure	-11,495	0,013	-0,699	0,644	0,785	0,701	-0,709	0,831	-0,690	0,881	-0,387	0,797	-128,01	0,511	-4,716	0,185
<b>Terme aléatoire inter-établissements</b>																
Valeur	0,2288		0,0768		0,1104		0,1446		0,0427		0,0965		0,1541		0,1252	
Standard-error	0,0221		0,0098		0,0142		0,0166		0,0197		0,0180		0,0627		0,0203	
ICC ratio	6,5 %		2,3 %		3,2 %		4,2 %		1,3 %		2,8 %		4,5 %		3,7 %	
MOR	1,58		1,30		1,37		1,44		1,22		1,34		1,45		1,40	
<b>Modèle 2</b>																
<b>Volume d'activité</b>																
Log (nombre de séjours procédure)	0,052	0,185	-0,085	<,0001	0,005	0,858	-0,114	<,0001	-0,158	0,072	-0,098	0,001	0,098	0,229	0,033	0,461
<b>Statut de l'établissement (ref. étab. public)</b>																
Enseignement	0,101	0,296	0,211	0,000	-0,353	<,0001	-0,181	0,021	0,423	0,106	0,338	0,000	-0,763	<,0001	-0,116	0,250
Privé	-0,061	0,579	-0,001	0,988	-0,144	0,129	-0,386	<,0001	0,204	0,563	-0,068	0,525	-0,027	0,926	-0,223	0,245
PSPH	-0,037	0,760	-0,028	0,722	-0,207	0,038	-0,233	0,027	0,264	0,437	0,059	0,619	-0,362	0,232	-0,182	0,386
<b>Spécialisation</b>																
Part de l'activité consacrée à la chirurgie	-0,247	0,348	-0,253	0,200	-0,361	0,081	0,284	0,275	-1,035	0,128	-0,430	0,056	-0,253	0,714	0,245	0,565
Taux de spécialisation procédure	-10,753	0,029	1,561	0,362	-1,630	0,440	4,571	0,229	-2,468	0,643	-0,506	0,739	-190,3	0,329	-0,798	0,870
ETP personnel soignant/lit	-0,044	0,253	-0,024	0,016	-0,038	0,279	-0,008	0,613	-0,201	0,096	0,016	0,694	-0,017	0,878	0,017	0,828
<b>Terme aléatoire inter-établissements</b>																
Valeur	0,2283		0,07367		0,1017		0,1355		0,0389		0,08767		0,1325		0,1269	
Standard-error	0,0223		0,0096		0,0139		0,0159		0,0195		0,0176		0,0586		0,0209	
ICC ratio	6,5 %		2,2 %		3,0 %		4,0 %		1,2 %		2,6 %		3,9 %		3,7 %	
MOR	1,58		1,30		1,36		1,42		1,21		1,33		1,42		1,40	

Les modèles contrôlent également les caractéristiques du séjour initial du patient (âge, sexe, CMA, passage en réanimation, nombre de DA, durée du séjour).

Source : PMSI-MCO 2005 et 2006, SAE 2006.

Tout en gardant cette limite à l'esprit, les résultats apparaissent assez intéressants.

Premièrement, on observe que l'impact du volume devient non significatif pour les deux interventions de chirurgie de cancer (côlon et pancréas). La probabilité pour un patient de subir une réadmission après la chirurgie du côlon, du pancréas ou un séjour pour infarctus semble être moins élevée dans les établissements qui ont une mission d'enseignement (les CHR/U et les CLCC), que dans les autres établissements publics.

De façon plus surprenante, on peut faire le constat inverse pour l'AVC et la PTH: les établissements CHR/U et CLCC ont de moins bons résultats que les autres hôpitaux publics en termes de réadmission, à volume d'activité égal. Peut-être cela reflète-il en partie la politique d'admission de ces établissements en plus des limites dans le contrôle du *case-mix* (notamment pour l'AVC où les CHR/U traitent théoriquement les cas les plus lourds). Notons enfin que, toutes choses étant égales par ailleurs, les établissements qui ont plus de personnel soignant par lit connaissent plutôt moins de réadmissions que les autres, pour l'AVC et le pontage.

#### 4.4.2. Déterminants de la mortalité hospitalière

Les tableaux 12 à 14 reproduisent les estimations pour la mortalité hospitalière à 30 jours. L'analyse de mortalité porte sur les six interventions pour lesquelles le taux de décès est suffisamment élevé pour en étudier les variations. Le tableau 12 présente les variables explicatives au niveau des séjours/patients avec un terme aléatoire établissement. Le tableau 13 fournit les résultats des estimations testant l'impact du volume d'activité, respectivement sous forme logarithmique et sous forme de quintiles, et le tableau 14 introduit les équations avec l'introduction de différentes variables explicatives mesurées au niveau de l'établissement.

##### a) Impact des caractéristiques des patients

Le tableau 12 présente les résultats des modèles logistiques multiniveaux contrôlant l'influence des caractéristiques individuelles séjours/patients sur la probabilité de décès pour les six interventions. Rappelons que dans ce tableau les coefficients estimés sont convertis en *odds ratios* pour faciliter la lecture et l'interprétation.

Toutes les variables de contrôle du *case-mix* introduites dans le modèle ont un impact significatif sur la probabilité de survenue de décès dans le sens attendu. Cela constitue une première

différence avec les résultats de l'analyse pour réadmission dans laquelle certaines variables du séjour n'étaient pas significatives.

Pour toutes les procédures, l'âge est un critère discriminant, la probabilité de décès après un infarctus étant 4,8 fois plus élevée chez les patients de plus de 80 ans que les patients âgés de 63 à 73 ans (Cf. tableau 12). De manière similaire, l'existence d'une comorbidité majeure associée (CMA) au séjour initial augmente la probabilité de décès à 30 jours pour toutes les procédures et, de façon particulièrement marquante, pour les trois pathologies/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.

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. Le nombre de diagnostics associés (DA) augmente également la probabilité de décès. Pour toutes les interventions, la probabilité de décès à 30 jours est bien supérieure chez les patients qui ont 5 diagnostics associés par rapport à ceux qui en ont 1 ou 2, les *odds-ratios* associés allant de 1,2 à 3,6.

Enfin, la durée du séjour initial est également un facteur discriminant, même si, dans le cas de l'analyse des décès, les résultats sont paradoxaux: la probabilité de décès est très élevée pour les durées de séjour très courtes et plus faible pour les séjours les plus longs. Cela peut s'expliquer par le fait que les durées courtes peuvent correspondre aux cas les plus lourds pour lesquels le décès survient rapidement lors du séjour et les durées longues aux cas où un traitement est possible.

Notons finalement que la variance du terme aléatoire associé aux hôpitaux est significative pour toutes les interventions et que les statistiques ICC et MOR sont plus élevées que dans le cas de la réadmission.

##### b) Impact du volume d'activité sur la mortalité hospitalière

Les équations présentées dans le tableau 13 testent l'impact du volume d'activité de la procédure/intervention étudié sur la probabilité de la mortalité à 30 jours. Comme pour la réadmission, nous avons testé la forme fonctionnelle la plus adaptée dans le cas où nous introduisons le volume d'activité procédure en continu. C'est également sous la forme logarithmique que l'on observe les meilleurs résultats en termes de vraisemblance (critère d'Akaike).

Premièrement, lorsque le volume est introduit comme variable continue, on observe un effet significatif pour trois pathologies/interventions : la chirurgie de cancer du colon, l'infarctus et la résection pancréatique. Ainsi, pour ces interventions, toutes choses étant égales par ailleurs, la probabilité de décès à 30 jours diminue lorsque le volume d'activité de l'établissement augmente.

*A contrario*, pour l'AVC, le pontage et la pose de stent, nous ne mettons en évidence aucune corrélation entre le nombre d'interventions réalisées par un établissement et la probabilité de décès suite à cette intervention, à *case-mix* équivalent.

Les résultats de la seconde équation, dans laquelle les établissements sont classés selon leur quintile de volume d'activité, permettent de nuancer ce premier constat. Par exemple, concernant la résection pancréatique, la différence dans la probabilité de décès n'existe qu'entre les établissements du 1<sup>er</sup> et du 5<sup>e</sup> quintile. Cela étant,

pour cette procédure, les résultats doivent être interprétés avec prudence parce que le 1<sup>er</sup> quintile ne compte que des établissements qui ont réalisé une seule résection pancréatique en 2005.

Les résultats concernant l'AVC sont intéressants puisqu'ils semblent indiquer un lien en forme de « U » plutôt qu'en forme de « L » : en effet, c'est pour les établissements qui réalisent entre 25 et 85 séjours par an (3<sup>e</sup> quintile) que la probabilité de décès est la plus faible. Dans des établissements à très faibles (3 séjours ou moins) et forts niveaux d'activité (plus de 160 séjours), il semble que les résultats des soins se détériorent. Cette augmentation du risque de décès pour les établissements à très forte activité peut néanmoins refléter une limite dans le contrôle du *case-mix*, car ce sont certainement ces établissements qui prennent en charge les cas d'AVC les plus sévères. En tout cas cette évolution discontinue explique pourquoi le lien volume-décès n'était pas significatif lorsque nous avons introduit le logarithme du volume d'activité (dans l'équation 1).

**Tableau 12**  
**Impact des caractéristiques des patients sur la mortalité hospitalière à 30 jours**

	AVC		Cancer du côlon		Infarctus		Pontage		Résection pancréatique		Pose de stent	
	OR	p-value	OR	p-value	OR	p-value	OR	p-value	OR	p-value	OR	p-value
Constante	0,056	<,0001	0,004	<,0001	0,004	<,0001	0,001	<,0001	0,014	<,0001	0,001	<,0001
<b>Âge du patient (ref. Q 3)</b>												
Quintile_1	0,243	<,0001	0,324	<,0001	0,288	<,0001	0,711	0,104	0,223	0,000	0,553	0,006
Quintile_2	0,504	<,0001	0,691	0,004	0,524	<,0001	0,692	0,083	0,606	0,096	0,726	0,084
Quintile_4	1,591	<,0001	1,742	<,0001	2,127	<,0001	1,867	0,000	1,201	0,479	1,035	0,827
Quintile_5	2,424	<,0001	3,446	<,0001	4,806	<,0001	2,517	<,0001	2,851	<,0001	2,091	<,0001
<b>Femme</b>	<b>0,958</b>	<b>0,078</b>	<b>0,927</b>	0,266	1,109	0,006	1,232	0,109	0,860	0,384	1,189	0,110
<b>Comorbidité majeure associée</b>	<b>1,130</b>	<b>&lt;,0001</b>	<b>4,094</b>	<,0001	15,186	<,0001	6,111	<,0001	2,769	<,0001	7,898	<,0001
<b>Passage en réanimation</b>	<b>11,970</b>	<b>&lt;,0001</b>	<b>2,054</b>	<,0001	2,354	<,0001	1,079	0,687	1,256	0,252	7,545	<,0001
<b>Nombre de diagnostics associés (ref. 1-2 DA)</b>												
Aucun DA	1,054	0,247	1,050	0,809	0,734	<,0001	1,393	0,471	1,660	0,265	2,312	0,048
3 ou 4 DA	1,124	0,000	1,259	0,055	0,924	0,108	0,978	0,935	1,570	0,127	1,217	0,252
5 DA ou +	1,439	<,0001	2,707	<,0001	1,161	0,003	2,778	<,0001	3,564	<,0001	1,642	0,003
<b>Durée du séjour initial (réf. Q2 et Q3)</b>												
Quartile 1	2,645	<,0001	4,074	<,0001	5,192	<,0001	4,595	<,0001	3,012	<,0001	1,515	0,001
Quartile 4	0,587	<,0001	0,532	<,0001	0,449	<,0001	1,032	0,841	0,192	<,0001	1,245	0,079
<b>Terme aléatoire inter-établissements</b>												
Valeur	0,1787		0,4552		0,2658		0,7548		0,5951		0,7941	
Standard-error	0,01961		0,06835		0,03176		0,1916		0,2268		0,1512	
<b>ICC ratio</b>	5,2 %		12,2 %		7,5 %		18,7 %		15,3 %		19,4 %	
<b>MOR</b>	1,50		1,90		1,64		2,29		2,09		2,34	

Source : PMSI-MCO 2006.

**Tableau 13**  
**Impact du volume d'activité sur la mortalité hospitalière à 30 jours, à caractéristiques du séjour contrôlées**

	AVC		Cancer du côlon		Infarctus		Pontage		Résection pancréatique		Pose de stent	
	Coeff	p-value	Coeff	p-value	Coeff	p-value	Coeff	p-value	Coeff	p-value	Coeff	p-value
<b>Volume d'activité (en continu)</b>												
Log (nombre de séjours procédure)	-0,005	0,762	-0,305	<,0001	-0,083	0,001	-0,081	0,730	-0,333	<,0001	-0,025	0,781
<b>Terme aléatoire inter-établissements</b>												
Valeur	0,184		0,3512		0,2636		0,7699		0,2555		0,7862	
Standard-error	0,0204		0,05989		0,03163		0,1968		0,2024		0,1528	
<b>ICC ratio</b>	5,3 %		9,6 %		7,4 %		19,0 %		7,2 %		19,3 %	
<b>MOR</b>	1,51		1,76		1,63		2,31		1,62		2,33	
	OR	p-value	OR	p-value	OR	p-value	OR	p-value	OR	p-value	OR	p-value
<b>Volume d'activité en quintiles (réf. Q_5)</b>												
Quintile 1	1,224	0,048	2,343	<,0001	1,582	0,001	1,168	0,720	2,063	0,005	1,442	0,399
Quintile 2	1,077	0,462	1,549	0,001	1,160	0,263	1,852	0,140	1,690	0,148	1,211	0,499
Quintile 3	0,772	0,000	1,599	0,000	1,165	0,078	1,409	0,411	1,838	0,076	1,202	0,435
Quintile 4	0,953	0,362	1,441	0,002	1,087	0,261	1,605	0,249	1,430	0,132	1,407	0,136
<b>Terme aléatoire inter-établissements</b>												
Valeur	0,1769		0,3946		0,2651		0,7848		0,4316		0,7816	
Standard-error	0,0195		0,06232		0,0315		0,2055		0,2117		0,1513	
<b>ICC ratio</b>	5,1 %		10,7 %		7,5 %		19,3 %		11,6 %		19,2 %	
<b>MOR</b>	1,49		1,82		1,63		2,33		1,87		2,32	

Les modèles contrôlent également les caractéristiques du séjour initial du patient (âge, sexe, CMA, passage en réanimation, nombre de DA, durée du séjour).

Source : PMSI-MCO 2005 et 2006.

**Tableau 14**  
**Impact de différentes caractéristiques d'établissement sur la mortalité hospitalière à 30 jours,**  
**à caractéristiques du séjour contrôlées**

	AVC		Cancer du côlon		Infarctus		Pontage		Résection pancréatique		Pose de stent	
	Coef	p-value	Coef	p-value	Coef	p-value	Coef	p-value	Coef	p-value	Coef	p-value
<b>Modèle 1</b>												
<b>Volume d'activité</b>												
Log (nombre de séjours procédure)	-0,013	0,456	-0,305	<,0001	-0,055	0,033	-0,026	0,922	-0,409	0,000	0,060	0,518
<b>Spécialisation</b>												
Part de l'activité consacrée à la chirurgie	-0,989	<,0001	-1,281	<,0001	-1,360	<,0001	-0,688	0,596	-0,589	0,338	-2,087	0,001
Taux de spécialisation procédure	-5,985	0,005	3,945	0,351	-17,553	0,000	-4,361	0,761	323,6	0,347	-24,678	0,005
<b>Terme aléatoire inter-établissements</b>												
Valeur	0,172		0,287		0,2365		0,7966		0,2441		0,6382	
Standard-error	0,01945		0,05798		0,0295		0,2069		0,207		0,1351	
<b>ICC ratio</b>	5,0 %		8,0 %		6,7 %		19,5 %		6,9 %		16,2 %	
<b>MOR</b>	1,49		1,67		1,59		2,34		1,60		2,14	
<b>Modèle 2</b>												
<b>Volume d'activité</b>												
Log (nombre de séjours procédure)	-0,078	0,001	-0,283	<,0001	-0,060	0,054	-0,104	0,729	-0,292	0,032	0,032	0,764
<b>Statut (ref. Autre établissement public)</b>												
Enseignement	0,004	0,962	-0,109	0,501	-0,068	0,517	0,832	0,312	-0,700	0,036	0,231	0,353
Privé	-0,593	<,0001	-0,322	0,114	-0,206	0,070	1,103	0,325	-1,901	0,000	-1,218	0,010
PSPH	-0,268	0,006	-0,511	0,019	-0,189	0,165	1,100	0,290	-2,179	0,000	-0,739	0,147
<b>Spécialisation</b>												
Part de l'activité consacrée à la chirurgie	-0,177	0,470	-1,068	0,020	-0,807	0,020	-1,618	0,463	0,713	0,529	-0,948	0,355
Taux de spécialisation procédure	-1,792	0,428	3,759	0,396	-13,611	0,013	-5,865	0,730	329,8	0,328	-17,310	0,145
<b>ETP personnel paramédical / lit</b>	-0,020	0,038	-0,111	0,112	0,011	0,448	0,026	0,947	-0,622	0,003	-0,572	0,004
<b>Terme aléatoire inter-établissements</b>												
Valeur	0,1534		0,2776		0,2352		0,85		0,1127		0,6145	
Standard-error	0,0177		0,05816		0,02959		0,2288		0,1931		0,1333	
<b>ICC ratio</b>	4,5 %		7,8 %		6,7 %		20,5 %		3,3 %		15,7 %	
<b>MOR</b>	1,45		1,65		1,59		2,41		1,38		2,11	

Les modèles contrôlent également les caractéristiques du séjour initial du patient (âge, sexe, CMA, passage en réanimation, nombre de DA, durée du séjour).

Source : PMSI-MCO 2005 et 2006, SAE 2006.

### c) Impact des variables « institutionnelles »

Dans le tableau 14, les deux modèles présentés introduisent de nouvelles variables qui caractérisent l'établissement. Dans ces modèles, on introduit le volume d'activité comme variable continue pour ne pas compliquer la présentation, mais ce choix n'a pas d'influence sur les résultats relatifs aux autres variables établissements.

Les résultats concernant l'effet de spécialisation sont particulièrement intéressants car ils confirment l'importance d'autres paramètres organisationnels que le volume d'activité dans le processus d'amélioration des résultats de soins. En ce qui concerne l'AVC et l'infarctus (les deux prises en charge médicales), on constate un très fort effet du taux de spécialisation procédure, ce qui implique que les établissements qui se spécialisent dans la prise en charge de l'AVC ou de l'infarctus ont de meilleurs résultats en termes de mortalité à volume d'activité égal.

En ce qui concerne la chirurgie de cancer du côlon, il semble que ce soit la part de l'activité consacrée à la chirurgie qui contribue à diminuer la mortalité hospitalière. En contrôlant le *case-mix* des patients, et à volume d'activité procédure égal, les établissements plus axés sur la chirurgie présentent moins de risque de mortalité à 30 jours. Il est intéressant, quoique paradoxal, de noter que ce constat est également valable pour l'infarctus qui est une prise en charge médicale : plus la part d'activité consacrée à la chirurgie est importante, moins il y a de décès pour infarctus... Cela peut signifier que les établissements qui ont d'importants services de chirurgie cardiaque sont mieux « armés » pour prendre en charge l'infarctus.

Par ailleurs, on constate également dans la pose de stent un très fort impact du taux de spécialisation à la fois dans cette procédure spécifique et globalement dans les activités chirurgicales, alors que le nombre de procédures réalisées par an n'a pas d'effet sur la survenue d'événements indésirables (aucun lien entre le volume d'activité et la réadmission ou la mortalité).

Le contrôle du statut de l'établissement dans les équations réduit l'impact des variables de spécialisation, ce qui est logique car ces deux dimensions sont fortement corrélées. Bien que l'introduction de cette variable pose quelques problèmes de multicollinéarité dans le modèle<sup>9</sup>, nous souhaitons

vérifier la robustesse du lien volume-résultats en introduisant ce contrôle par le statut d'établissement.

Les coefficients relatifs au volume d'activité procédure restent stables dans ce second modèle, on peut dire que l'effet du volume d'activité sur le risque de décès est valable pour tout type d'établissement.

Enfin, l'ajustement par les effectifs de personnel soignant (paramédical) est significatif pour l'AVC, la résection pancréatique et la pose de stent. En d'autres termes, toutes choses égales par ailleurs, le risque de décès est moins élevé dans les établissements qui comptent plus de personnel soignant par lit pour ces trois procédures.

## 4.5. Analyse de sensibilité des résultats

Nous avons vérifié la robustesse des résultats concernant l'effet du volume d'activité en portant une attention particulière aux établissements ayant une très faible activité.

En effet, en analysant la répartition du nombre de séjours dans les établissements hospitaliers (Cf. tableau 5) on a pu constater que, pour certaines interventions, un nombre important d'établissements réalisait très peu de séjours chaque année, en particulier pour les prises en charge médicales et pour la résection pancréatique. En 2005, 20 % des établissements impliqués dans la prise en charge de l'AVC ont connu moins de 3 séjours pour ce motif dans l'année. La proportion est identique pour la prise en charge de l'infarctus. La dispersion des séjours entre hôpitaux est encore plus grande pour la résection pancréatique : 50 % des établissements réalisaient moins de 3 résections pancréatiques par an en 2005.

Nous avons choisi de conserver tous les établissements dans la modélisation statistique initiale, y compris ceux qui interviennent marginalement dans la réalisation d'une intervention ou la prise en charge d'une pathologie, puisque nous voulions établir les résultats des soins par rapport à la réalité de la prise en charge en France.

Cependant, ces établissements à très faible activité (réalisant 1, 2 ou 3 séjours dans l'année) peuvent poser problème en termes de fiabilité statistique de la modélisation, d'estimation des coefficients et d'interprétation de la relation volume-résultats de soins. On risque de conclure à un lien significatif entre volume-résultats uniquement à cause de ces quelques établissements à très

<sup>9</sup> Attention toutefois à l'interprétation de cette variable. Outre le risque de multi-collinéarité compte tenu de sa corrélation avec les autres caractéristiques de l'établissement, certains des coefficients sont calculés à partir de très peu d'observations pour certaines procédures. Par exemple, en ce qui concerne l'AVC, moins de 5 % des séjours sont réalisés dans des établissements privés.

faible activité<sup>10</sup>. On recommande habituellement dans les modèles multiniveaux de ne conserver que des groupes de niveau 2 (ici les hôpitaux) qui englobent un nombre minimal d'observations individuelles (ici les séjours) (Bryk et Raudenbush, 2002).

Nous menons donc une analyse de sensibilité des résultats de la modélisation multiniveaux (pour réadmission et décès à 30 jours) en fixant un nombre minimal de séjours procédure par établissement en 2005. Nous excluons successivement de la modélisation les établissements ayant réalisé moins de 5 séjours et moins de 10 séjours pour une intervention donnée.

Ce faisant, nous réduisons le nombre d'établissements et donc le nombre de séjours initiaux réalisés en 2005, pris en compte dans la modélisation de la probabilité de réadmission/décès. Cet impact est très différent selon les procédures. Le tableau 15 donne les pourcentages de séjours et d'établissements écartés pour

chaque procédure lors de l'analyse de sensibilité, en fixant le seuil minimal à 5 ou 10 séjours.

On constate que l'application de ces seuils minimaux d'activité par établissement n'a quasiment aucune répercussion sur les effectifs de séjours et d'établissements pour le pontage. L'analyse de sensibilité n'apportera donc aucun changement pour cette intervention. À l'inverse, la déperdition en établissements et en séjours est telle, pour la résection pancréatique, que mener une analyse de sensibilité sur un échantillon si réduit n'aurait pas grand sens. En effet, ne sélectionner que les établissements qui ont réalisé plus de 5 ou 10 séjours de résection pancréatique en 2006 réduit respectivement de 73 % et 89 % le nombre d'établissements concernés, et de 34 % et 53 % le nombre de séjours conservés dans l'échantillon.

Pour les autres interventions/procédures, la mise en place d'un seuil d'activité à 5 ou 10 séjours peut avoir un impact assez important sur le nombre d'établissements conservés, jusqu'à 36 % d'établissements en moins pour l'AVC. En revanche, cette diminution se répercute assez peu sur le nombre de séjours conservés dans l'échantillon : le pourcentage de séjours écartés oscille entre 1,9 % et 3,6 % lorsque la restriction porte sur les établissements ayant réalisé plus de 5 séjours procédure et ce pourcentage oscille entre 2,0 et 4,0 % pour un seuil fixé à 10 séjours.

10 En réalité, il faut tout de même distinguer la question du nombre d'observations individuelles (séjours procédure) par établissement inclus dans la modélisation multiniveaux de la variable utilisée comme indicateur du volume d'activité. En effet, la régression porte sur les données de séjour de 2006 mais nous utilisons un indicateur d'activité fondé sur le nombre de séjours réalisés dans l'établissement en 2005. Évidemment, ces deux mesures sont très corrélées mais il peut y avoir un léger décalage si l'intervention en question est montée en charge dans l'établissement d'une année sur l'autre.

**Tableau 15**  
**Impact du seuil minimal d'activité retenu (5 ou 10 séjours) sur le nombre de séjours et d'établissements écartés dans l'analyse de sensibilité**

	Seuil d'activité retenu	Appen- dicecto- mie	AVC	Cancer du côlon	Infarctus	Pontage	PTH	Résection pancréas	Stent
<i>Séjours "initiaux": % de séjours écartés par rapport au modèle global</i>	> 5 séjours	3,6 %	3,0 %	1,9 %	2,4 %	0,0 %	2,2 %	34,2 %	1,9 %
	> 10 séjours	4,0 %	3,5 %	2,2 %	2,9 %	0,0 %	2,7 %	53,1 %	2,0 %
<i>% d'établissements écartés par rapport au modèle global</i>	> 5 séjours	6,8 %	27,7 %	3,7 %	27,3 %	1,8 %	7,9 %	73,0 %	15,3 %
	> 10 séjours	8,9 %	36,0 %	6,4 %	34,6 %	1,8 %	13,0 %	88,7 %	18,5 %

**Guide de lecture :** l'introduction d'un seuil minimal d'activité par établissement entraîne une réduction des échantillons d'analyse plus ou moins importante selon le seuil de sélection retenu (5 ou 10 séjours minimum). L'impact n'est de même ampleur selon qu'il est exprimé en nombre de séjours initiaux ou en nombre d'établissements impliqués. Dans le cas de l'infarctus, l'introduction d'un seuil minimal de 5 séjours entraîne une réduction de 2,4 % du nombre de séjours et de 27,3 % du nombre d'établissements dans l'échantillon ; un seuil de 10 séjours diminue le nombre de séjours de 2,9 % et le nombre d'établissements de 34,6 %.

**Source :** PMSI-MCO 2006.

Dans le cadre de notre analyse de sensibilité, nous nous intéressons à l'évolution des résultats de la variable « volume d'activité procédure » de l'établissement, que celle-ci soit introduite sous forme continue ou en classes.

Nous nous limitons donc à une modélisation de la probabilité de réadmission/décès à 30 jours en introduisant l'indicateur de volume d'activité 2005 de chaque établissement, sous forme logarithmique ou découpé en classes, tout en contrôlant par ailleurs les variables de gravité du séjour initial (âge, sexe, passage en réanimation, comorbidité majeure associée, nombre de DA, durée du séjour). Cela correspond à l'étape 2 de notre stratégie de modélisation globale.

Les résultats de cette analyse de sensibilité sont présentés dans le tableau 16 pour la réadmission à 30 jours et dans le tableau 17 pour la mortalité à 30 jours.

On constate avec satisfaction que les résultats ne sont pas affectés par la restriction de l'échantillon aux établissements ayant réalisé plus de 5/10 séjours procédure par an.

Pour la réadmission, quel que soit le seuil d'activité retenu, les coefficients de la variable relative au volume d'activité procédure sont globalement identiques en termes d'amplitude et de significativité à ceux produits dans les modèles de référence pour toutes les procédures, aussi bien pour la spécification logarithmique que pour la spécification en classes.

On relève une seule petite différence dans le cas de la pose de stent pour les établissements considérés ici comme à très faible activité (1<sup>er</sup> quintile, de 3 à 22 poses de stent en 2005)<sup>11</sup> : ils présentent

ici un taux de réadmission légèrement supérieur à ceux du 5<sup>e</sup> quintile lorsque le seuil d'activité minimal est de 5 séjours. Cette différence est minime et la tendance ne se confirme pas lorsque le seuil minimal est de 10 séjours.

Pour la mortalité à 30 jours, le constat est identique : les résultats sont similaires pour la plupart des procédures que le seuil soit fixé à 5 ou 10 séjours par an.

On relève toutefois une exception notable pour l'AVC : lorsque la variable de volume d'activité est introduite en logarithme, le coefficient est maintenant positif et très proche du seuil de significativité de 5 % : 7 % pour un seuil à 5 séjours et 5 % pour un seuil à 10 séjours. Cela signifie qu'en restreignant l'analyse aux établissements qui réalisent plus de 5 ou 10 séjours, on note plutôt une tendance à l'augmentation de la probabilité de décès lorsque l'activité augmente.

Ce résultat est fragile mais il conforte l'hypothèse d'une relation en « U » entre activité et résultats dans le cas de la prise en charge de l'AVC que nous avons vu émerger dans la modélisation de référence (Cf. tableau 13).

Par ailleurs, la spécification en quintiles d'activité pour la résection pancréatique donne également des résultats un peu différents. Tous les quintiles de 1 à 4 sont significatifs lorsque l'on restreint l'échantillon aux établissements ayant réalisé plus de 10 séjours. Toutefois, les *odds-ratios* présentent des valeurs étrangement élevées, ce qui confirme que l'analyse de robustesse pour cette procédure est sujette à caution et doit être interprétée avec prudence (compte tenu de la très forte déperdition de séjours lorsque l'on introduit un seuil minimal).

---

11 Naturellement, l'introduction d'un seuil minimal d'activité engendre logiquement un « décalage » dans les quintiles d'activité (bien que la sélection de l'échantillon porte sur l'activité 2006 et que les quintiles d'activité soient construits sur l'année 2005).

**Tableau 16**  
**Résultats de l'analyse de sensibilité (seuils de 5 et 10 séjours) sur la relation entre volume d'activité procédure et probabilité de réadmission à 30 jours**

Appendicectomie		AVC		Cancer du côlon		Infarctus		Pontage		PTH		Résection pancréatique		Pose de stent			
<b>Seuil fixé à 5 séjours</b>		<b>Seuil fixé à 10 séjours</b>		<b>Seuil fixé à 5 séjours</b>		<b>Seuil fixé à 10 séjours</b>		<b>Seuil fixé à 5 séjours</b>		<b>Seuil fixé à 10 séjours</b>		<b>Seuil fixé à 5 séjours</b>		<b>Seuil fixé à 10 séjours</b>			
Log (nombre de séjours procédure)	Coef	p-value	Log (nombre de séjours procédure)	Coef	p-value	Log (nombre de séjours procédure)	Coef	p-value	Log (nombre de séjours procédure)	Coef	p-value	Log (nombre de séjours procédure)	Coef	p-value	Log (nombre de séjours procédure)	Coef	p-value
<b>Volume d'activité procédure de l'établissement</b>																	
<b>Testé en logarithme</b>																	
0,023	0,475	-0,047	0,003	-0,060	0,013	-0,113	<0,0001	0,019	-0,179	0,019	<0,0001	-0,128	<0,0001	-0,282	0,004	0,023	0,593
OR	p-value	OR	p-value	OR	p-value	OR	p-value	OR	p-value	OR	p-value	OR	p-value	OR	p-value	OR	p-value
0,976	0,783	1,058	0,558	1,091	0,245	1,184	0,102	1,328	0,051	1,322	0,006	1,589	0,022	1,589	0,022	1,589	0,022
0,950	0,486	1,244	0,001	1,205	0,002	1,500	<0,0001	1,203	0,197	1,303	0,001	1,327	0,343	1,327	0,343	1,327	0,343
1,012	0,856	1,160	0,004	1,252	<0,0001	1,288	0,000	1,043	0,763	1,259	0,001	1,398	0,122	1,398	0,122	1,398	0,122
0,960	0,539	1,045	0,301	1,181	0,002	1,281	<0,0001	1,060	0,664	1,097	0,146	1,128	0,579	1,128	0,579	1,128	0,579
<b>Volume d'activité procédure de l'établissement</b>																	
<b>Testé en logarithme</b>																	
0,021	0,546	-0,051	0,002	-0,064	0,009	-0,139	<0,0001	0,019	-0,179	0,019	<0,0001	-0,135	<0,0001	-0,276	0,081	0,008	0,850
OR	p-value	OR	p-value	OR	p-value	OR	p-value	OR	p-value	OR	p-value	OR	p-value	OR	p-value	OR	p-value
0,970	0,720	1,215	0,020	1,096	0,210	1,409	0,000	1,328	0,051	1,380	0,001	1,527	0,154	1,527	0,154	0,911	0,414
0,947	0,455	1,146	0,029	1,222	0,001	1,371	<0,0001	1,203	0,197	1,188	0,034	1,368	0,346	1,368	0,346	0,989	0,913
1,018	0,799	1,149	0,007	1,250	<0,0001	1,376	<0,0001	1,043	0,763	1,271	0,001	1,122	0,697	1,122	0,697	1,038	0,713
0,968	0,622	1,016	0,714	1,194	0,001	1,302	<0,0001	1,060	0,664	1,080	0,236	1,093	0,739	1,093	0,739	1,059	0,552

Les modèles des analyses de sensibilité contrôlent également les caractéristiques du séjour initial du patient (âge, sexe, CMA, passage en réanimation, nombre de DA, durée du séjour) dont les résultats ne sont pas présentés ici pour faciliter la lecture.

Source : PMSI-MCO 2005 et 2006.

Tableau 17

Résultats de l'analyse de sensibilité (seuils de 5 et 10 séjours) sur la relation entre volume d'activité procédure et probabilité de décès à 30 jours

AVC		Cancer du côlon		Infarctus		Pontage		Résection pancréatique		Pose de stent		
	Coef	p-value	Coef	p-value	Coef	p-value	Coef	p-value	Coef	p-value	Coef	p-value
<b>Seuil fixé à 5 séjours</b>												
<b>Volume d'activité procédure de l'établissement</b>												
<b>Testé en logarithme</b>	Coef	p-value	Coef	p-value	Coef	p-value	Coef	p-value	Coef	p-value	Coef	p-value
Log (nombre de séjours procédure)	0,044	0,068	-0,312	<,0001	-0,074	0,015	-0,081	0,730	-0,499	0,005	-0,095	0,374
<b>Testé en quintiles (réf. Q_5)</b>	OR	p-value	OR	p-value	OR	p-value	OR	p-value	OR	p-value	OR	p-value
Quintile 1	0,991	0,930	2,264	<,0001	1,294	0,035	1,169	0,720	2,030	0,061	0,993	0,983
Quintile 2	0,835	0,036	1,632	0,000	1,113	0,300	1,852	0,140	1,334	0,619	1,316	0,309
Quintile 3	0,883	0,058	1,557	0,000	1,037	0,689	1,409	0,411	2,818	0,008	1,153	0,590
Quintile 4	1,060	0,317	1,509	0,000	1,012	0,883	1,605	0,249	3,123	0,002	1,166	0,550
<b>Seuil fixé à 10 séjours</b>												
<b>Volume d'activité procédure de l'établissement</b>												
<b>Testé en logarithme</b>	Coef	p-value	Coef	p-value	Coef	p-value	Coef	p-value	Coef	p-value	Coef	p-value
Log (nombre de séjours procédure)	0,055	0,050	-0,309	<,0001	-0,074	0,026	-0,081	0,730	-1,086	0,000	-0,130	0,252
<b>Testé en quintiles (réf. Q_5)</b>	OR	p-value	OR	p-value	OR	p-value	OR	p-value	OR	p-value	OR	p-value
Quintile 1	0,852	0,113	2,169	<,0001	1,305	0,023	1,169	0,720	6,611	0,000	1,192	0,562
Quintile 2	0,822	0,013	1,703	<,0001	1,076	0,475	1,852	0,140	6,389	0,001	1,225	0,460
Quintile 3	0,973	0,689	1,531	0,001	1,049	0,615	1,409	0,411	5,593	0,001	1,227	0,441
Quintile 4	1,094	0,137	1,498	0,001	1,006	0,947	1,605	0,249	2,939	0,032	1,090	0,743

Les modèles des analyses de sensibilité contrôlent également les caractéristiques du séjour initial du patient (âge, sexe, CMA, passage en réanimation, nombre de DA, durée du séjour) dont les résultats ne sont pas présentés ici pour faciliter la lecture.

Source : PMSI-MCO 2005 et 2006.



## **5. Limites et développements possibles**

---



## 5. Limites et développements possibles

Nos analyses présentent un certain nombre de limites qu'il est important de souligner avant de présenter nos conclusions générales.

Premièrement, nos indicateurs de résultats sont perfectibles. Pour la mesure de la réadmission, nous avons conservé tous les motifs d'hospitalisation faute de critère pertinent pour identifier les réhospitalisations non programmées et réellement imputables au séjour initial. Dans la littérature, on utilise souvent le passage en urgence comme critère de jugement; nous n'avons pas pu utiliser ce critère dans notre étude car son codage s'avère particulièrement hasardeux dans la base PMSI et vraisemblablement très variable d'un établissement à l'autre. Par ailleurs, l'indicateur de réadmission peut être problématique pour étudier les procédures pour lesquelles le taux de mortalité est élevé. Dans l'analyse de la réadmission, les cas de décès des patients lors du séjour initial ont été écartés de l'échantillon utilisé, comme dans la plupart des études qui utilisent cet indicateur. Cela induit cependant un risque de « biais de sélection » dans l'analyse de la réadmission : il faudrait décrire ce phénomène de sélection, tester l'existence d'un biais voire, s'il est avéré, en tenir compte en introduisant une équation de sélection.

Concernant la mortalité, nous avons étudié uniquement 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. Il serait aussi souhaitable d'améliorer l'ajustement réalisé pour contrôler les différences de profil clinique et de statut socio-économique des patients. En l'état, la mesure de la gravité des cas pris en charge demeure assez sommaire dans nos analyses car nous avons choisi une approche transversale en construisant des indicateurs communs à toutes les interventions à partir des données cliniques disponibles dans le PMSI. Pour affiner l'analyse, il serait sans doute plus adapté de définir des diagnostics « marqueurs » de gravité, spécifiques à chaque intervention, pour mieux contrôler les différences de sévérité. Notons que cette imperfection dans l'ajustement du *case-mix* risque de produire une sous-estimation de la qualité des soins pour les établissements à fort volume d'activité qui attirent probablement les patients les plus lourds.

Deuxièmement, dans nos analyses, nous n'avons pas essayé de déterminer les seuils d'activité qui

correspondent aux inflexions les plus accentuées des résultats de soins, ni testé la pertinence de niveaux d'activité fixés *a priori* pour certains types d'interventions. Ce type d'analyse serait pourtant instructif dans le contexte actuel où l'on régule certaines activités de soins (cancérologie, chirurgie cardiaque) et où l'on mène une réflexion sur les « masses critiques » des établissements de santé. On pourrait notamment s'intéresser aux établissements très spécialisés dans certaines procédures et tester s'il existe des différences de qualité de soins au-delà de certains seuils d'activité élevés (400, 500 séjours...).

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 ceci nécessite de disposer de données longitudinales sur une période suffisamment longue.

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 réalisés 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 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**

---



## 6. Conclusion

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 multiniveaux. Elle cherche à répondre à une question majeure pour l'organisation et la (re)structuration des soins hospitaliers : les résultats de soins sont-ils meilleurs dans les établissements où l'activité consacrée à ces soins est plus élevée ? Nous apportons des éléments de compréhension nouveaux sur l'ampleur et la forme de cette relation volume-qualité dans le contexte hospitalier français.

Nous avons analysé huit interventions hospitalières afin de couvrir un large spectre de procédures médicales et chirurgicales, complexes et courantes, tout en nous inscrivant dans les domaines les plus étudiés dans la littérature. Nous avons étudié deux indicateurs complémentaires des résultats de soins : la réadmission et la mortalité hospitalière à 30 jours. Le volume d'activité est appréhendé par le nombre de procédures réalisées annuellement dans l'établissement ayant pris en charge le patient. L'utilisation de modèles multiniveaux nous a permis d'évaluer l'effet propre du volume d'activité d'un établissement sur la probabilité de réadmission/décès, en contrôlant à la fois des caractéristiques cliniques des patients pris en charge et des caractéristiques des établissements qui peuvent influencer la répartition des profils sociaux et médicaux des patients entre établissements.

Nous avons 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 interventions : la chirurgie pour 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 les deux interventions relativement courantes que sont l'appendicectomie et la pose de stent. La corrélation entre le volume d'activité et les résultats de soins est donc différent selon le niveau de technicité des procédures et le type de soins.

Nos analyses confirment également que l'intensité du lien et la forme fonctionnelle de la relation entre le volume et les résultats varient d'une procédure à l'autre. Pour la plupart de procédures étudiées, l'amélioration des résultats est réelle tout au long du spectre d'activité mais l'impact semble s'atténuer au fur et à mesure que l'activité augmente

(relation en « L »). Dans le cas de l'AVC, une relation en « U » n'est pas à exclure car la probabilité de décès augmente à partir d'une certaine limite. Ceci implique que la signification du volume d'activité, et de ce qu'il représente en termes de production/organisation des soins dans un établissement, n'est pas la même selon la pathologie et la procédure. En tout état de cause, l'hypothèse d'un accroissement linéaire de la qualité des soins avec l'activité semble irréaliste : une transformation logarithmique ou un découpage en classes d'activités sont plus adaptés pour décrire ce lien.

D'autre part, à *case-mix* et niveau d'activité égaux, le degré de spécialisation de l'établissement dans une procédure donnée diminue les risques de mortalité et de réadmission de manière significative pour les procédures non chirurgicales (AVC et infarctus) mais également pour la PTH. Cela implique que les établissements qui réalisent un nombre de procédures relativement faible par rapport aux autres peuvent tout de même avoir des bons résultats en se spécialisant dans cette procédure (c'est-à-dire si cette procédure constitue une part importante de leur activité). Par ailleurs, il semble exister un effet d'apprentissage à une échelle plus large pour les interventions chirurgicales. Par exemple, à volume d'activité égal pour la chirurgie du cancer du colon, les établissements qui ont un volume de chirurgie élevé semblent avoir de meilleurs résultats. Nos résultats démontrent aussi que le nombre de personnel soignant par lit peut être une variable déterminante ; dans le cas de la résection pancréatique et de la pose de stent, ce facteur est plus important que le volume d'activité pour réduire la mortalité à 30 jours.

Globalement, nos résultats confirment les conclusions de la plupart des études internationales publiées sur le sujet, en affirmant qu'il existe un lien significatif entre le volume d'activité et les résultats de soins pour certaines procédures et interventions. Il serait maintenant 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. En économie industrielle, on utilise le concept « d'économies d'échelle » pour expliquer le lien « volume-résultats ». Les effets d'apprentissage, résultant d'une production plus efficace avec l'expérience accumulée, ont été particulièrement bien démontrés dans un grand nombre de secteurs d'activités. Dans le domaine hospitalier, on admet que c'est le médecin et/ou l'équipe médicale qui influence les résultats de soins et que l'apprentissage médical et l'expertise s'acquièrent avec le nombre de procédures réalisées. L'apprentissage pourrait

se développer alors à travers l'expérience accumulée des individus, le transfert du savoir, l'encadrement (management), une meilleure organisation des processus de soins, mais aussi à travers un investissement croissant dans des équipements plus performants.

La traduction de nos résultats en recommandations politiques est plus 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. Nos résultats montrent clairement 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.

Nous n'avons pas étudié le sens de la causalité entre le volume d'activité et les résultats dans cette étude. Si un volume d'activité élevé peut conduire à l'amélioration du processus de soins et des résultats (effets d'apprentissage), de meilleurs résultats de soins dans un établissement peuvent

également induire une augmentation du volume d'activité par un effet de renommée et d'orientation des patients (effet d'adressage). De nombreux auteurs ont avancé que les deux explications pouvaient être valides (Luft *et al.*, 1987 ; Shahian, 2003). Les recommandations politiques doivent prendre en considération l'importance relative de chacun de ces phénomènes, qui varie certainement selon la procédure considérée.

Par ailleurs, si l'on souhaite améliorer les résultats des soins en intervenant sur le volume d'activité, il est important de comprendre la forme de ce lien pour chaque procédure. Par exemple si nos résultats suggérant un lien en forme de « L » étaient confirmés, 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 surtout 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 n'améliore pas en lui-même les résultats des soins, mais reflète des différences dans l'encadrement, l'organisation et l'exécution des soins sur lesquels nous ne possédons pas d'informations. Cette étude appelle donc un enrichissement des connaissances dans cette direction.

## **Bibliographie**

---



## Bibliographie

---

- Ansari M., Ackland M. (1999). « Inter-Hospital Comparison of Mortality Rates ». *Int J. Quality Health Care*, 11(1):29-35.
- Best W., Cowper D. (1994). « The Ratio of Observed-to-Expected Mortality as a Quality of Care Indicator in Non-Surgical VA Patients ». *Med Care*, 32(4) : 390-400.
- Bryk A., Raudenbush S. (2002). *Hierarchical Linear Models*. Sage Publications, Newbury Park, CA.
- Com-Ruelle L., Or Z., Renaud T. (2008). *Volume d'activité et qualité des soins dans les établissements de santé : enseignements de la littérature*. Rapport Irdes n° 1734, 146 pages.
- Donabedian A. (1988). «The quality of care. How can it be assessed? ». *JAMA*, 260(12):1743-1748.
- Jencks S.F., Williams D.K., Kay T.L. (1988). «Assessing Hospital-Associated Deaths from Discharge Data. The Role of Length of Stay and Comorbidities ». *JAMA*, 21; 260(15):2240-6.
- Johnson M.L., Gordon H.S., Petersen N.J., Wray N.P., Shroyer A.L., Grover F.L., Geraci J.M. (2002). «Effect of Definition of Mortality on Hospital Profiles ». *Med Care*; 40(1):7-16.
- Institute of Medicine. (2003). *Keeping Patients Safe: Transforming the Work Environment of Nurses*. Washington, National Academies Press.
- Kreft I. et Leeuw J. (1998). *Introducing Multilevel Modelling*. Sage Publications, London.
- Luft H.S., Hunt S.S., Maerki S.C. (1987). «The volume-Outcome Relationship: Practice-Makes-Perfect or Selective-Referral Patterns? ». *Health Services Research*, 22:2.
- Merlo J., Chaix B., Ohlsson H., Beckman A., Johnell K., Hjerpe P., Råstam L. et Larsen K. (2006). «A Brief Conceptual Tutorial of Multilevel Analysis in Social Epidemiology: Using Measures of Clustering in Multilevel Logistic Regression to Investigate Contextual Phenomena ». *Journal of Epidemiology and Community Health* ;60:290-297.
- Moise P. (2001). «Using Hospital Administrative Databases for a Disease-Based Approach to Studying Health Care Systems ». *OECD ageing related disease study*, Paris.
- Needleman J., Buerhaus P.I., Stewart M., Zelevinsky K. et Mattke S. (2006). «Nurse Staffing In Hospitals: Is There A Business Case For Quality? ». *Health Affairs*, vol.25 (1): 204-211.
- OECD (2006). «Health Care Quality Indicators Project, Conceptual Framework Paper », by Kelly E. and Hurst J., *OECD Health Working Papers*, no. 23, Paris.
- Pouvoirville G. et Minvielle E. (2002). « La mesure de la qualité des soins à l'hôpital : l'état de l'art ». *Être à la hauteur, mesurer et améliorer la performance des Systèmes de Santé* (chapitre 12). OCDE, 2002, Paris.
- Shahian D. et Normand S-L. (2003). « The Volume-Outcome Relationship: from Luft to Leapfrog ». *Ann Thorac Surg*, 75:1048-58.
- Silber J., Rosenbaum P. (1997). «A Spurious Correlation between Hospital Mortality and Complication Rates: the Importance of Severity Adjustment ». *Medical Care*; 35(10Suppl):77-9.
- Snijders T.A.B., Busker R.J. (1999). *Multilevel Analysis: An Introduction to Basic and Advanced Multilevel Modelling*, Sage Publications, London.
- Tardif L. (2006). *Etude méthodologique du chaînage des séjours*. Base PMSI-MCO 2004. Rapport ADYSTA Conseil.
- Thomas J. et Hofer T. (1999). «Accuracy of Risk-Adjusted Mortality Rate as a Measure of Hospital Quality of Care ». *Medical Care*, vol. 7(1), pp.83-92.
- Vallet O., Villeminot S., Gasquet I., Falissard B. (2004). « Elaboration d'un outil de mesure de la mortalité posthospitalière ». Drees, Document de travail, *Série Etudes*, no.40, Tome 2.







## Annexe 1 - Le chaînage dans le PMSI-MCO

Les informations médico-administratives concernant les séjours hospitaliers de tous les établissements publics et privés sont exportables, à partir du PMSI, sous forme de « Résumés de sortie anonymes » (RSA) pour les séjours en MCO et de « Résumés hebdomadaires anonymes » (RHA). Il est possible d'identifier par un numéro anonyme les différentes hospitalisations d'un même malade dans les divers établissements qui l'ont accueilli, sans connaître l'identité de ce malade. Cette opération est dénommée « chaînage anonyme ».

Même si le PMSI ne comporte pas d'information précise sur les dates d'admission d'un patient au jour près, le fichier des numéros anonymes qui accompagne la base des RSA et des RHA contient pour chaque patient un « Numéro de Séjour » comportant une valeur mesurant l'écart en jours entre la date d'entrée dans l'établissement et une date passée dite virtuelle, différente pour chaque patient et unique pour un patient donné. La base PMSI permet donc de reconstituer, pour une période déterminée, les parcours des patients en ordonnant selon le « numéro » de séjour les hospitalisations successives d'un même patient, quel que soit son lieu d'hospitalisation.

En 2005, la Drees a piloté/demandé une étude de faisabilité des calculs de taux de réadmission à partir de la base PMSI. Cette étude, réalisée par Adysta-Conseil pour la Drees, qui a bien voulu nous en transmettre les conclusions, montre que :

- 93,2 % des séjours sont dits chaînables, c'est-à-dire accompagnés d'un code retour contrôlant positivement la présence et la cohérence des informations utiles pour générer la variable de chaînage.

- Ce taux est supérieur à 95 % pour 310 GHM et inférieur à 90 % pour 58 autres GHM se rapportant principalement à des nouveaux-nés.
- Environ 5 % des établissements concentrent 50 % des problèmes de chaînage et pour 6 régions, 50 % des erreurs sur la variable de chaînage sont le fait d'un seul établissement.
- 59 % des séjours chaînables correspondent à des patients pour lesquels au moins deux séjours sont notifiés dans l'année, dont la majorité (42 %) a effectué 2 séjours exactement.
- 97 % des séquences ordonnées de deux séjours successifs ne présentent pas d'incohérence (sexe différent, écart d'âge supérieur à un an, rajeunissement, mois de sortie dans un ordre inverse à celui de la chronologie).
- Le délai entre deux hospitalisations successives est nul pour 331 213 séquences de séjours. Dans 55 % seulement de ces cas, le mode d'entrée notifié dans la base est le transfert.

La qualité du chaînage et la fréquence des réhospitalisations permettent donc d'envisager l'utilisation du chaînage pour la construction d'indicateurs qualifiant les établissements en fonction de la relation entre la quantité d'actes et les complications, ces dernières étant appréhendées par la fréquence et le type de réhospitalisation, ainsi que par la fréquence des décès, le délai et le lieu de leur survenue.



## Annexe 2 - Liste des codes retenus pour chaque intervention

Appendicectomie		
Sélection croisée : acte classant x GHM		
<b>GHM v10</b>	06C09V	Appendicectomies non compliquées, âge inférieur à 70 ans sans CMA
	06C08V	Appendicectomies compliquées, âge inférieur à 70 ans sans CMA
	06C08W	Appendicectomies compliquées, âge supérieur à 69 ans et/ou CMA
	06C09W	Appendicectomies non compliquées, âge supérieur à 69 ans et/ou CMA
<b>x</b>		
<b>Acte CCAM</b>	HHFA001	Appendicectomie ab. Fosse iliaq
	HHFA011	Appendicectomie laparo
	HHFA016	Appendicectomie coelio/laparo + prépa coelio
	HHFA020	Appendicectomie + toilette périt. Périt. Général. Laparo
	HHFA025	Appendicect. + toilette périt péritonite coelio/laparo + prépa coelio
AVC		
Sélection croisée : DP x GHM		
<b>GHM v10</b>	01M01S	Affections du système nerveux, avec CMAS
	01M10V	Autres affections cérébrovasculaires sans CMA
	01M10W	Autres affections cérébrovasculaires avec CMA
	01M14V	Accidents vasculaires cérébraux non transitoires sans CMA
	01M14W	Accidents vasculaires cérébraux non transitoires avec CMA
	01M15Z	Accidents ischémiques transitoires et occlusions des artères précérébrales, âge supérieur à 80 ans
	01M16Z	Accidents ischémiques transitoires et occlusions des artères précérébrales, âge inférieur à 81 ans
<b>x</b>		
<b>DP CIM10</b>	I60.x	Hémorragie sous-arachnoïdienne
	I61.x	Hémorragie intracérébrale
	I62.x	Autres hémorragies intracrâniennes non traumatiques
	I63.x	Infarctus cérébral
	I64.x	Accident vasculaire cérébral, non précisé comme étant hémorragique ou par infarctus
	I67.x	Autres maladies cérébrovasculaires
	I68.x	Troubles cérébrovasculaires au cours de maladies classées ailleurs
	G08.x	Phlébite et thrombophlébite intracrâniennes et intrarachidiennes
	G45.x	Accidents ischémiques cérébraux transitoires et syndromes apparentés
	G46.x	Syndromes vasculaires cérébraux au cours de maladies cérébrovasculaires

Résection de cancer du côlon		
Sélection croisée : DP x GHM		
<b>GHM v10</b>	Tous les GHM ayant la lettre 'C' en 3e position	
<b>x</b>		
<b>DP CIM10</b>	C18.0	T.M. DU CAECUM
	C18.2	T.M. DU COLON ASCENDANT
	C18.3	T.M. DE L'ANGLE DROIT DU COLON
	C18.4	T.M. DU COLON TRANSVERSE
	C18.5	T.M. DE L'ANGLE GAUCHE DU COLON
	C18.6	T.M. DU COLON DESCENDANT
	C18.7	T.M. DU COLON SIGMOÏDE
	C18.8	T.M. A LOCALISATIONS CONTIGUES DU COLON
	C18.9	T.M. DU COLON, SAI
	C19.x	T.M. DE LA JONCTION RECTO-SIGMOÏDIENNE
	C20.x	T.M. DU RECTUM
	D01.0	CARCINOME IN SITU DU COLON
	D01.1	CARCINOME IN SITU DE LA JONCTION RECTO-SIGMOÏDIENNE
	D01.2	CARCINOME IN SITU DU RECTUM
	D37.4	T. EVOLUTION IMPREVISIBLE/INCONNUE DU COLON
	D37.5	T. EVOLUTION IMPREVISIBLE/INCONNUE DU RECTUM
Infarctus du myocarde		
Sélection par DP seul		
<b>DP CIM10</b>	I21.x	Infarctus aigu du myocarde
	I22.x	Infarctus du myocarde à répétition
Pontage aorto-coronarien		
Sélection croisée : acte classant x GHM		
<b>GHM v10</b>	05C04V	Pontages aortocoronariens avec cathétérisme cardiaque ou coronarographie sans CMA
	05C05V	Pontages aortocoronariens sans cathétérisme cardiaque ni coronarographie sans CMA
	05C05W	Pontages aortocoronariens sans cathétérisme cardiaque ni coronarographie avec CMA
	05C04W	Pontages aortocoronariens avec cathétérisme cardiaque ou coronarographie avec CMA
<b>x</b>		
<b>Acte CCAM</b>	05C04V	Pontages aortocoronariens avec cathétérisme cardiaque ou coronarographie sans CMA
	05C05V	Pontages aortocoronariens sans cathétérisme cardiaque ni coronarographie sans CMA
	05C05W	Pontages aortocoronariens sans cathétérisme cardiaque ni coronarographie avec CMA
	05C04W	Pontages aortocoronariens avec cathétérisme cardiaque ou coronarographie avec CMA
	DDMA003	Revascularisation coronaire par 3 greffons artériels avec 3 anastomoses distales, par thoracotomie avec CEC
	DDMA004	Revascularisation coronaire par greffon veineux avec 4 anastomoses distales ou plus, par thoracotomie avec CEC
	DDMA005	Revascularisation coronaire par 2 greffons artériels et par greffon veineux avec 3 anastomoses distales, par thoracotomie avec CEC
	DDMA006	Revascularisation coronaire par 2 greffons artériels avec 3 anastomoses distales, par thoracotomie avec CEC
	DDMA007	Revascularisation coronaire par greffon veineux avec une anastomose distale, par thoracotomie avec CEC
	DDMA008	Revascularisation coronaire par 2 greffons artériels avec 4 anastomoses distales ou plus, par thoracotomie avec CEC
	DDMA009	Revascularisation coronaire par 2 greffons artériels et par greffon veineux avec 4 anastomoses distales ou plus, par thoracotomie avec CEC
	DDMA011	Revascularisation coronaire par un greffon artériel et par greffon veineux avec 2 anastomoses distales, par thoracotomie avec CEC
DDMA012	Revascularisation coronaire par 3 greffons artériels et par greffon veineux avec 4 anastomoses distales ou plus, par thoracotomie avec CEC	

DDMA013	Revascularisation coronaire par 3 greffons artériels avec 4 anastomoses distales ou plus, par thoracotomie avec CEC
DDMA016	Revascularisation coronaire par greffon veineux avec 3 anastomoses distales, par thoracotomie avec CEC
DDMA017	Revascularisation coronaire par un greffon artériel avec 2 anastomoses distales, par thoracotomie avec CEC
DDMA018	Revascularisation coronaire par un greffon artériel et par greffon veineux avec 3 anastomoses distales, par thoracotomie avec CEC
DDMA019	Revascularisation coronaire par greffon veineux avec 2 anastomoses distales, par thoracotomie avec CEC
DDMA020	Revascularisation coronaire par 2 greffons artériels avec 2 anastomoses distales, par thoracotomie avec CEC
DDMA021	Revascularisation coronaire par un greffon artériel et par greffon veineux avec 4 anastomoses distales ou plus, par thoracotomie avec CEC
DDMA022	Revascularisation coronaire par 2 greffons artériels et par greffon veineux avec 3 anastomoses distales, par thoracotomie sans CEC
DDMA023	Revascularisation coronaire par un greffon artériel avec 2 anastomoses distales, par thoracotomie sans CEC
DDMA024	Revascularisation coronaire par greffon veineux avec 2 anastomoses distales, par thoracotomie sans CEC
DDMA026	Revascularisation coronaire par 2 greffons artériels avec 2 anastomoses distales, par thoracotomie sans CEC
DDMA027	Revascularisation coronaire par greffon veineux avec 3 anastomoses distales, par thoracotomie sans CEC
DDMA028	Revascularisation coronaire par greffon veineux avec une anastomose distale, par thoracotomie sans CEC
DDMA029	Revascularisation coronaire par un greffon artériel et par greffon veineux avec 3 anastomoses distales, par thoracotomie sans CEC
DDMA030	Revascularisation coronaire par 3 greffons artériels avec 3 anastomoses distales, par thoracotomie sans CEC
DDMA031	Revascularisation coronaire par 2 greffons artériels avec 3 anastomoses distales, par thoracotomie sans CEC
DDMA032	Revascularisation coronaire par un greffon artériel et par greffon veineux avec 2 anastomoses distales, par thoracotomie sans CEC
DDMA033	Revascularisation coronaire par 2 greffons artériels avec 4 anastomoses distales ou plus, par thoracotomie sans CEC
DDMA034	Revascularisation coronaire par 2 greffons artériels et par greffon veineux avec 4 anastomoses distales ou plus, par thoracotomie sans CEC
DDMA035	Revascularisation coronaire par 3 greffons artériels avec 4 anastomoses distales ou plus, par thoracotomie sans CEC
DDMA036	Revascularisation coronaire par 3 greffons artériels et par greffon veineux avec 4 anastomoses distales ou plus, par thoracotomie sans CEC
DDMA037	Revascularisation coronaire par greffon veineux avec 4 anastomoses distales ou plus, par thoracotomie sans CEC
DDMA038	Revascularisation coronaire par un greffon artériel et par greffon veineux avec 4 anastomoses distales ou plus, par thoracotomie sans CEC
DDMA015	Revascularisation coronaire par un greffon artériel avec une anastomose distale, par thoracotomie avec CEC
DDMA025	Revascularisation coronaire par un greffon artériel avec une anastomose distale, par thoracotomie sans CEC

**PTH**

**Sélection croisée : acte classant x GHM**

<b>GHM v10</b>	08C23W	Prothèses de hanche avec CMA
	08C23V	Prothèses de hanche sans CMA

**x**

<b>Acte CCAM</b>	NEKA020	Remplacement de l'articulation coxofémorale par prothèse totale
------------------	---------	---

<b>Pose de stent</b>		
<b>Sélection croisée : acte classant x GHM</b>		
<b>GHM v10</b>	05K05W	Endoprothèses vasculaires et infarctus du myocarde avec décès et/ou complications et/ou morbidités associées
	05K05V	Endoprothèses vasculaires et infarctus du myocarde sans CMA
	05K06W	Endoprothèses vasculaires sans infarctus du myocarde avec CMA
	05K06V	Endoprothèses vasculaires sans infarctus du myocarde sans CMA
<b>x</b>		
<b>Acte CCAM</b>	DDAF003	Dilatation intraluminale de 3 vaisseaux coronaires ou plus avec pose d'endoprothèse, par voie artérielle transcutanée
	DDAF004	Dilatation intraluminale de 2 vaisseaux coronaires avec pose d'endoprothèse, par voie artérielle transcutanée
	DDAF006	Dilatation intraluminale d'un vaisseau coronaire avec pose d'endoprothèse, par voie artérielle transcutanée
	DDAF007	Dilatation intraluminale de 2 vaisseaux coronaires avec artériographie coronaire, avec pose d'endoprothèse, par voie artérielle transcutanée
	DDAF008	Dilatation intraluminale d'un vaisseau coronaire avec artériographie coronaire, avec pose d'endoprothèse, par voie artérielle transcutanée
	DDAF009	Dilatation intraluminale de 3 vaisseaux coronaires ou plus avec artériographie coronaire, avec pose d'endoprothèse, par voie artérielle transcutanée
<b>Résection pancréatique</b>		
<b>Sélection croisée : DP x GHM</b>		
<b>GHM v10</b>	Tous les GHM ayant la lettre 'C' en 3e position	
<b>x</b>		
<b>DP</b>	C25.0	Tumeur maligne de la tête du pancréas
	C25.1	Tumeur maligne du corps du pancréas
	C25.2	Tumeur maligne de la queue du pancréas
	C25.3	Tumeur maligne du canal pancréatique
	C25.4	Tumeur maligne du pancréas endocrine
	C25.7	Tumeur maligne d'autres parties du pancréas
	C25.8	Tumeur maligne à localisations contiguës du pancréas
	C25.9	Tumeur maligne du pancréas, sans précision

### Annexe 3 - Décomposition de la variance dans le cas de modèles multiniveaux logistiques

---

L'ICC (*Intra-Class Coefficient of Corrélation*) est la statistique la plus commune et la plus utilisée dans la modélisation multiniveaux car elle est informative et facilement compréhensible. Elle permet d'évaluer la part de variance du phénomène modélisé qui est attribuable aux variations de niveau 2, en rapportant simplement la variance du terme aléatoire de niveau 2 à la variance totale du modèle (c'est-à-dire la somme des variances de niveau 1 et de niveau 2).

Par exemple, un ICC = 0,2 signifie que 20 % de la variance du phénomène est dû à des variations entre unités de niveau 2 (les hôpitaux dans notre cas). Cette valeur peut aussi être perçue comme le coefficient de corrélation entre deux observations individuelles tirées au hasard dans une même unité de niveau 2.

Cependant, si l'ICC est facile à calculer dans le cas d'une variable continue, cela est plus délicat quand la variable modélisée est binaire : plusieurs

méthodes d'approximation du calcul de l'ICC coexistent dans ce cas. Nous avons retenu la plus simple et la plus usitée :

$$ICC = \frac{Var(u_0)}{Var(u_0) + \frac{\pi^2}{3}}$$

où  $u_0$  représente le terme aléatoire de niveau 2.

Nous utilisons aussi le *median odds-ratio* (MOR) qui est une statistique plus méconnue mais plus adaptée à un modèle multiniveaux logistique. Le MOR est la médiane de la distribution des valeurs des odds-ratios entre deux observations individuelles tirées au hasard dans deux unités de niveau 2 distinctes.

La formule de calcul est la suivante :

$$MOR = \exp\left(\sqrt{(2 \times Var(u_0))} \times \Phi_{Norm}^{-1}\left(\frac{3}{4}\right)\right).$$



## LE SERVICE DOCUMENTATION DE L'IRDES

---

### **Achats de publications**

#### **Sur place ou par courrier :**

IRDES  
Service Diffusion  
10, rue Vauvenargues  
75018 Paris

Horaires d'ouverture :

*Lundi au vendredi : 9 h 30 - 12 h / 14 h - 16 h*

### **Consultation du fonds documentaire**

**Sur rendez-vous tél. : 01.53.93.43.51**

Horaires d'ouverture :

*Lundi, mardi, jeudi: 9 h - 12 h 15*

### **Informations sur les travaux de l'IRDES**

Toute personne peut demander à être intégrée dans le fichier des correspondants de l'IRDES afin d'être régulièrement informée des dernières publications.

tél. : 01.53.93.43.17/06 - fax. : 01.53.93.43.50

## **INTERNET : E-MAIL & WEB**

---

Vous pouvez communiquer avec l'IRDES aux adresses suivantes :

#### **avec le service Diffusion**

*E-mail : publications@irdes.fr*

#### **avec le service Documentation**

*E-mail : documentation@irdes.fr*

#### **avec le service informatique des logiciels Eco-Santé**

*E-mail : ecosante@irdes.fr*

#### **www.irdes.fr**

*notre serveur Web*

L'IRDES met à votre disposition un serveur sur Internet

#### **Ce service vous permet d'obtenir en direct des informations sur l'IRDES :**

Présentation du centre et de l'équipe

Informations sur les enquêtes de l'IRDES

Informations sur les logiciels Eco-Santé

Consultation des bibliographies chronologiques et thématiques

Description du fonds documentaire

Commandes de rapports

## Volume d'activité et résultats des soins en France : une analyse multiniveaux des données hospitalières

Bien que la concentration de l'activité dans de grandes structures hospitalières soit souvent présentée comme un moyen d'améliorer la qualité des soins, à ce jour, aucune étude ne vérifie le lien entre volume d'activité et qualité des soins en France.

Cette étude teste l'existence et l'ampleur de la corrélation entre le volume d'activité et les résultats de soins hospitaliers en France pour huit prises en charges distinctes : chirurgie lourde (résection de cancer du côlon, résection pancréatique, pontage aorto-coronarien), chirurgie plus courante (appendicectomie, prothèse totale de hanche, pose de stent) ou prise en charge médicale (accident vasculaire cérébral, infarctus du myocarde). À partir des données du PMSI-MCO 2006, nous réalisons une modélisation multiniveaux logistique pour évaluer l'effet du volume d'activité d'un établissement sur la probabilité de réadmission et de décès à 30 jours, en contrôlant à la fois le profil clinique des patients pris en charge et les différences organisationnelles entre établissements.

Les résultats montrent qu'il y existe un lien significatif entre volume d'activité et résultats de soins pour la plupart des prises en charge, mais que l'ampleur et la forme de ce lien varient selon le niveau de technicité de la procédure. De plus, la relation est non linéaire : l'impact du volume sur les résultats de soins s'atténue au fur et à mesure que l'activité augmente. Cela suggère qu'il serait efficient de limiter le nombre d'établissements à très faible volume mais qu'il y aurait sans doute peu de bénéfice supplémentaire à concentrer l'activité au-delà d'un certain point.

**Mots-clefs :** France, hôpital, volume d'activité, qualité, résultats des soins, réadmission, mortalité, PMSI, modèle multiniveaux.

\*\*\*

## Hospital volume and outcomes of care in France: a multilevel analysis

Concentration of certain procedures in high-volume hospitals is increasingly being presented as a means of improving the quality of care. However, until now no study has verified the link between volume of activity and quality of the care in France.

This analysis tests the existence and the strength of the correlation between the volume and outcomes of care in France for eight conditions: complex surgery (colon cancer resection, pancreatic resection and coronary bypass), common surgery (appendectomy, total hip replacement, stenting) and medical conditions (stroke, myocardial infarction). Multilevel logistic regression models are estimated in order to establish the impact of hospital procedural volume on the probability of 30 days readmission and mortality, using hospital data from 2006. Multilevel modeling allows for organisational differences between hospitals to be controlled for as well as the differences in clinical profiles of patients treated.

The results show that there is a significant association between volume of activity and outcomes of care for most conditions, but the intensity and the functional form of the link differs by condition and depends on the technical complexity of the procedure/treatment. Moreover, the relation is not linear: the impact of volume on the outcomes flattens gradually as the activity increases. Therefore, it may be efficient to limit the number of hospitals with very low volume but there would be little additional benefit to centralize hospital activity beyond a certain point.

**Keywords:** France, hospital, volume, quality, outcomes, readmission, mortality, multilevel modeling