Elaboration d'indicateurs de mortalité post-hospitalière à différents délais avec prise en compte des causes médicales de décès

Agathe Mechinaud Lamarche - Vadel

▶ **To cite this version:**

Agathe Mechinaud Lamarche - Vadel. Elaboration d'indicateurs de mortalité post-hospitalière à différents délais avec prise en compte des causes médicales de décès. Santé publique et épidémiologie. Université Paris Sud - Paris XI, 2014. Français. NNT : 2014PA11T073 . tel-01165007

HAL Id: tel-01165007

https://theses.hal.science/tel-01165007

Submitted on 18 Jun 2015

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

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

UNIVERSITÉ PARIS-SUD

ÉCOLE DOCTORALE 420 :

SANTÉ PUBLIQUE PARIS SUD 11, PARIS DESCARTES

Laboratoire : INSERM-CépiDc

THÈSE DE DOCTORAT

SANTÉ PUBLIQUE - EPIDÉMIOLOGIE

par

Agathe MECHINAUD, LAMARCHE-VADEL

Elaboration d'indicateurs de mortalité post-hospitalière à différents délais avec prise en compte des causes médicales de décès

Date de soutenance : 02/12/2014

Composition du jury :

Directeur de thèse :	**Grégoire REY**	HDR (INSERM)
Co-directeur de thèse :	**Laurence MEYER**	PU-PH (Paris UPS)
Rapporteurs :	**Anita BURGUN**	PU-PH (Paris UPMC UPD)
	Cyrille COLIN	PU-PH (Lyon UCLB)
Examinateurs :	**Geneviève CHENE**	PU-PH (Bordeaux 2)
	Bernard BURNAND	Professeur (Lausanne, Suisse)

Remerciements

J’aimerais en premier lieu remercier Alfred Spira car c’est lui qui, dès 2006, m’a incitée à développer des travaux épidémiologiques sur des bases de données médico-administratives nationales. On peut dire aujourd’hui que mes activités en tant que praticien hospitalier au sein de son service au CHU Bicêtre AP-HP, partagées entre le recueil des données hospitalières et le déploiement de la certification électronique des causes de décès, ont ouvert la voie du travail de cette thèse. Je tiens à remercier ici aussi Marie Frank et Laetitia Cornoueil pour le sérieux et l’efficacité avec lesquels elles m’ont appris le fonctionnement du PMSI et pour les bons moments que nous avons partagés pendant quatre années.

Je tiens à exprimer ma gratitude à Gérard Pavillon et Eric Jougla pour la qualité de la collaboration que nous avons eue lors de la phase pilote du déploiement de la certification électronique des décès, sur Bicêtre puis sur l’AP-HP. Je les remercie aussi de m’avoir accueillie à l’INSERM en 2010 et confié le travail financé par le Ministère de la Santé sur lequel s’adosse cette thèse, ainsi que d'avoir participé à la mise en place et au suivi des phases 1 et 2.

Je souhaite remercier chaleureusement Grégoire Rey d’avoir dirigé ce travail avec une disponibilité, un dynamisme et une équanimité exceptionnels. J’ai vraiment apprécié la qualité et la facilité de nos échanges. J'adresse à Laurence Meyer mes plus sincères remerciements d'avoir accepté de co-encadrer cette thèse et de m'avoir, à chaque étape, apporté ses conseils méthodologiques et pragmatiques précieux, ainsi que son soutien moral et logistique à certains moments clés.

Je tiens à exprimer mes plus vifs remerciements à Marcus Ngantcha, qui a mis en œuvre les analyses sur les indicateurs à partir de mai 2013, lorsque j'ai pris à mi-temps le poste de responsable du pôle codage-CCOMS du CépiDc. Grand merci aussi à Walid Ghosn et à Karim Bounebache pour nos échanges statistiques. Plus généralement, j'ai le plaisir de remercier ici tous les membres du CépiDc pour les bons moments que nous avons partagés dans le service.

J'adresse aussi mes remerciements à toutes les personnes qui ont participé au projet AMPHI. Mes pensées vont particulièrement à Alain Weill de la CNAMTS, Yannick Lefèvre de l'ATIH, Céline-Motty-Monnereau de la DREES, et Marie-Annick Le Pogam et Catherine Grenier de la HAS, ainsi qu'à Lars Age Johansson, spécialiste suédois des données de mortalité.

Mes remerciements vont également à la direction de l'Ecole doctorale 420 pour l'organisation générale, et le suivi toujours personnalisé des doctorants. Merci aux Professeurs Anita Burgun et Cyrille Colin de m'avoir fait l'honneur d'accepter d'être rapporteurs de cette thèse et aux Professeurs Geneviève Chêne et Bernard Burnand de m'avoir fait l'honneur d'accepter d'être membre du Jury.

Je souhaite enfin exprimer toute ma reconnaissance à Guillaume, Akémi et Iénisseï d'avoir toujours respecté et soutenu ce travail.

Summary

The main objective of this PhD work was to investigate different methodological options for the elaboration of post hospital mortality indicators aiming at reflecting quality of care, in particular to identify the most relevant timeframes and to assess the contribution of the causes of death information.

In a first phase, the hospital discharge data of the French General health insurance scheme beneficiaries who died during the year following an hospital stay in 2008 or 2009 were linked to the cause of death register. The matching rate was 96.4%.

In a second phase, the hospital stays for which the underlying cause of death could be qualified as independent from the main diagnosis were identified with an algorithm and a software relying on international standards.

In a third phase, the method most widely used to assess in-hospital mortality (Dr Foster Unit method) was reproduced and used to construct hospital mortality indicators at 30, 60, 90, 180 et 365 days post-admission, on year 2009 (12 322 831 acute-care stays)..

As in other countries, in-hospital mortality revealed biased by discharge patterns in the French data: hospitals : short length-of-stay or high transfer-out rates for comparable casemix tend to have lower in-hospital mortality. The 60-day and 90-day indicators should be preferred to the 30-day indicator, because they reflect a larger part of in-hospital mortality, and are less subject to the incentives either to maintain patients alive until the end of the follow-up window or to shift resources away when this length of stay is reached. The contribution of the causes of death seems negligible in the context of hospital-wide indicators, but it could prove its utility in future health services research about specific indicators limited to selected conditions or procedures.

However, reservations about the relevance of hospital-wide mortality indicators aiming at assessing quality of care are described (limits of the statistical model and adjustment variables available, heterogeneity of the coding quality between hospitals). Further research is needed, in particular on the capacity of these indicators to reflect quality of care and on the impact of their public reporting.

To date, the use of hospital-wide mortality indicators needs to be extremely cautious.

Key words

Hospital mortality; Medico-administrative database; Record linkage; Cause of death; Quality indicators.

Résumé

L'objectif de cette thèse était d'investiguer différents choix méthodologiques, en particulier le choix du délai et la prise en compte des causes médicales de décès, dans l'élaboration des indicateurs de mortalité post-hospitalière visant à refléter la qualité des soins.

Dans une première phase, les données médico-administratives hospitalières des bénéficiaires du Régime Général (RG) de l'Assurance Maladie décédés dans l'année suivant une hospitalisation en 2008 ou 2009 ont été appariées aux causes de décès (base du CépiDc). Le taux d'appariement était de 96,4%.

Dans une deuxième phase les séjours pour lesquels la cause initiale de décès pouvait être qualifiée d'indépendante du diagnostic principal du séjour ont été repérés à l'aide d'un algorithme et d'un logiciel s'appuyant sur des standards internationaux.

Dans une troisième phase, le modèle le plus souvent utilisé à l'international pour évaluer la mortalité intra-hospitalière (modèle « de Jarman ») a été reproduit et utilisé pour construire des indicateurs de mortalité par établissement à 30, 60, 90, 180 et 365 jours post-admission, pour l'année 2009 (12 322 831 séjours PMSI-MCO des bénéficiaires du RG).

L'indicateur de mortalité intra-hospitalière s'est révélé biaisé par les pratiques de sortie des établissements (caractérisées par la durée moyenne de séjour et le taux de transfert vers d'autres établissements). Les indicateurs à 60 ou 90 jours post-admission doivent être préférés à l'indicateur à 30 jours car ils ont l'avantage d'inclure presque tous les décès intra-hospitaliers, limitant notamment les incitations à maintenir les patients en vie jusqu'à la fin de la période de suivi et/ou à cesser de leur dédier des ressources une fois ce terme atteint. L'utilisation des causes de décès en supprimant les décès indépendants change de façon négligeable les indicateurs de mortalité globale par établissement, toutefois elle pourrait être utile pour des indicateurs spécifiques, limités à certaines pathologies ou procédures.

Des réserves quant à la pertinence de ces indicateurs ont été décrites (limites du modèle et des variables d'ajustement, hétérogénéité de la qualité du codage entre les établissements), mettant en évidence la nécessité de recherches complémentaires, en particulier sur leur capacité à refléter la qualité des soins et sur l'impact de leur diffusion publique. A ce jour, l'interprétation des indicateurs de mortalité par établissement nécessite la plus grande prudence.

Mots clés

Mortalité intra-hospitalière ; Etablissement de santé ; Données médico-administratives ; Appariement ; Causes de décès ; Indicateurs de qualité.

Laboratoire d'accueil

Thèse préparée au Centre d'épidémiologie sur les causes médicales de décès, un des laboratoires de l'Institut national de la santé et de la recherche médicale.

CépiDc-Inserm
Hôpital Bicêtre
80 rue du Général Leclerc
Bâtiment La Force - Porte 58
94270 Le Kremlin-Bicêtre

Liste des productions scientifiques

Articles scientifiques :

Un article publié (Article 1, Annexe 6)

Automated comparison of last hospital main diagnosis and underlying cause of death ICD10 codes, France, 2008-2009. Lamarche-Vadel A, Pavillon G, Aouba A, Johansson LA, Meyer L, Jougla E, Rey G. BMC Med Inform Decis Mak. 2014 Jun 5;14(1):44.

Un article en révision pour la revue Medical Care (Article 2, Annexe 7)

Hospital comparisons based on mortality: revisiting the choice of post-admission timeframe and evaluating the contribution of the causes of death, France, 2009**.** Lamarche-Vadel A, Ngantcha M, Le Pogam MA, Ghosn W, Grenier C, Meyer L, Rey G.

Communications scientifiques :

Appariement de la base de donnée PMSI-MCO à celle des causes médicales de décès via le SNIIR-AM. Lamarche-Vadel, Rey G. Séminaire appariements sécurisés SFDS, Paris, janvier 2012.

Comparaison du diagnostic principal de la dernière hospitalisation et de la cause initiale du certificat de décès en 2008-2009, France. Lamarche-Vadel A, Pavillon G, Aouba A, Meyer L, Jougla E, Rey G. ADELF-EMOIS, Dijon, mars 2012.

Appariement du PMSI-MCO aux causes médicales de décès via le Sniiram (2008-2009), France. Lamarche-Vadel A, Weill A, Blotiere Po, Moty-Monnereau C, Jougla E, Rey G. ADELF-EMOIS, Dijon, mars 2012.

Appariement des données SNIIR-AM-PMSI et causes de décès. Lamarche-Vadel A, Jougla E, Rey G. Séminaire sur les systèmes d'information pour la santé publique, la surveillance et la recherche. HCSP, Paris, février 2013.

Rapports et documentation scientifiques :

Base AMPHI - Base de données pour l'Analyse de la Mortalité Post-Hospitalisation en France en 2008-2010 - recherche d'Indicateurs par établissement - Documentation. Lamarche-Vadel A, Jougla E, Rey G. CépiDc-Inserm, août 2013. Rapport remis à la Direction de la recherche, des études, de l'évaluation et des statistiques (DREES) et la Caisse nationale de l'assurance maladie des travailleurs salariés (CNAMTS).

AMPHI - Analyse de la Mortalité Post-Hospitalisation en France en 2008-2010 : recherche d'Indicateurs par établissement- Rapport final. Lamarche-Vadel A, Ngantcha M, Jougla E, Rey G. CépiDc-Inserm, janvier 2014. Rapport remis à la Haute autorité de santé (HAS), la DREES et la CNAMTS.

Table des matières

Table des matières ... *1*

Liste des tableaux ... *4*

Liste des figures ... *5*

Acronymes ... *7*

INTRODUCTION GENERALE ... 9

1. Contexte ... 9
3. Objectifs ... 14

PARTIE 1 : APPARIEMENT DES DONNEES INSERM-CEPIDC AUX DONNEES SNIIRAM et CONSTITUTION DE LA BASE DE DONNEES AMPHI ... 17

I. Introduction ... *17*
- a. Méthodes d'appariement de bases de données médico-administratives ... 17
- b. Contexte technique et juridique ... 21
- c. Objectifs ... 22

II. Matériel et méthode ... *23*
1. Appariement des données INSERM-CEPIDC aux données SNIIRAM ... 23
   - a. Données sources ... 23
   - b. Méthodes d'appariement du SNIIRAM-PMSI aux Causes de décès ... 24
   - c. Analyse de la représentativité de l'appariement ... 27
2. Constitution de la base de données AMPHI ... 27
   - a. Données SNIIRAM-PMSI ... 27
   - b. Données de causes de décès ... 28
   - c. Exclusions ... 28

III. Résultats ... *29*
1. Appariement des données INSERM-CEPIDC aux données SNIIRAM ... 29
   - a. Résultat de l'appariement SNIIRAM-Causes de décès ... 29
   - b. Représentativité de l'appariement ... 31
2. Constitution de la base de données AMPHI ... 35
   - a. Inclusions ... 35
   - b. Exclusions ... 35
   - c. Architecture ... 36
3. Taux d'appariement aux causes de décès dans la base AMPHI ... 36

IV. Discussion ... *37*
1. Conséquences pour l'étude de la base AMPHI et la construction d'indicateurs de mortalité par établissement ... 38
2. Perspectives : amélioration des appariements ultérieurs ... 38
   - a. Amélioration des variables d'appariement ... 39
   - b. Extension à d'autres régimes ... 39
   - c. Appariement probabiliste ... 40
3. Perspectives : développement d'une procédure pérenne d'appariement SNIIRAM-Causes de décès ... 40

V. Conclusion ... *41*

VI. Valorisation ... *42*

PARTIE 2 : COMPARAISON DU DIAGNOSTIC PRINCIPAL ET DE LA CAUSE INITIALE DE DECES VISANT A IDENTIFIER LES DECES POST-HOSPITALIERS 'INDEPENDANTS' 45

I. Introduction 45
1. Contexte 45
2. Objectif 46

II. Méthode 46
1. Comparaison de la cause initiale au diagnostic principal 46
a. Variables comparées 46
b. Liste de regroupements 47
c. Classification 47
d. Algorithme 48
2. Etude des facteurs de variation de la relation pour le dernier séjour des patients 51
a. Séjours étudiés 51
b. Méthodes statistiques 51

III. Résultats 52
1. Séjours étudiés 52
2. Lieu de décès intra/extra hospitalier 52
3. Age et sexe 53
4. Délai sortie-décès 53
5. Cause de décès 54
6. Région de domicile 55
7. Changement de définition du DP 56
8. Indépendance vs. cohérence 57

IV. Discussion 59
1. Points forts 59
2. Points faibles 59
3. Validité extrinsèque 60

V. Conclusion 60

VI. Valorisation 61

PARTIE 3 : ELABORATION D'INDICATEURS DE MORTALITE POST-HOSPITALIERE A DIFFERENTS DELAIS ET AVEC PRISE EN COMPTE DES CAUSES DE DECES 63

I. Introduction 63
1. Contexte 63
2. Objectifs 65

II. Matériel et Méthode 66
1. Données utilisées 66
a. Base AMPHI 66
b. Exclusions 66
2. Modèle utilisé 68
a. Modèle de référence pour la mortalité intra-hospitalière (« modèle de Jarman ») 68
b. Modèle AMPHI retenu après adaptations du modèle de référence 69
3. Définitions et représentation graphique : HSMR, outliers 73
a. Définition du HSMR 73
b. Définition classique des outliers et représentation graphique parfunnel plot 74
c. Proposition d'évolution de la définition d'outlier 75
4. Déclinaisons du modèle pour construire différents indicateurs de mortalité post-hospitalisation 77
a. En fonction du délai admission-décès 77
b. Sans tenir compte des décès étiquetés 'indépendants' 80
c. Paramètres des différents modèles 80

5. Analyse ... 81
a. Calcul du « taux de survivants » aux différents termes post-admission ... 81
b. Variabilité des HSMR ... 81
c. Comparaison mortalité intra-hospitalière et durée moyenne de séjour ou taux de transfert ... 81
d. Comparaison des HSMR aux différents délais par une approche analytique ... 82
e. Comparaison des HSMR aux différents délais par une approche pragmatique ... 84
f. Pondération par une fonction décroissante de la probabilité de décéder ... 84
g. Etude de la variabilité selon la taille et la catégoried'établissement ... 86

III. Résultats ... 88
1. Description de la base et calcul du « taux desurvivants» aux différents termes post-admission ... 88
2. Variabilité des HSMR ... 90
3. Comparaison mortalité intra-hospitalière et durée moyenne de séjour ou taux de transfert ... 91
4. Comparaison des HSMRaux différents délais par une approche analytique ... 92
5. Comparaison des HSMRaux différents délais par une approche pragmatique ... 93
6. Pondération par une fonction décroissante de la probabilité de décéder ... 94
7. Etude de la variabilité selon la taille et le type d'établissement ... 95

IV. Discussion ... 99
1. Représentativité des données disponibles ... 99
2. Discussion du modèle de construction des indicateurs ... 100
a. Discussion de la surdispersion observée ... 100
b. Discussion du modèle statistique ... 100
c. Discussion des séjours à exclure ... 101
d. Discussion de l'ajustement sur l'état de santé ... 102
e. Discussion de la prise en compte de la qualité de documentation du PMSI ... 104
f. Discussion d'une stratification sur le type d'établissement ... 105
3. Choix de l'indicateur le plus utile ... 106
a. Biais de sortie de l'indicateur intra-hospitalier ... 106
b. Limites de l'indicateur à 30 jours post-admission ... 106
c. Délai post-admission le plus pertinent ... 106
d. Apport des causes de décès ... 107
e. Pondération des séjours et des décès ... 107
f. Evaluation de la validité des indicateurspost-hospitaliers (perspectives) ... 108
4. Notion d'indicateur global par établissement ... 108

V. Conclusion ... 111

VI. Valorisation ... 112

CONCLUSION GENERALE ... 114

BIBLIOGRAPHIE ... 120

ANNEXES ... 127

I. Architecture de la base AMPHI ... 127

II. Exemples de pseudo certificats ... 129

III. Evaluation de la qualité de la modalité décès du mode de sortie PMSI ... 131
1. Méthode ... 131
2. Résultats ... 133
3. Conclusion ... 136

IV. Description des facteurs de variation de la mortalité faisant suite à une hospitalisation ... 137

V. Variabilité interrégionale des indicateurs ... 144

VI. Article 1 ... 146

VII. Article 2 ... 157

Liste des tableaux

Tableau 1. Résultat de l'appariement sans traitement particulier de la commune de domicile 29
Tableau 2. Résultat de la stratégie d'appariement en deux temps avec une prise en compte spécifique de la variable commune de domicile 30
Tableau 3. Taux d'appariement par âge et par sexe (décès 2008 et 2009) 31
Tableau 4. Relation DP/CI selon le lieu de décès intra/extra hospitalier 52
Tableau 5. Relation CI/DP selon la catégorie de cause initiale de décès (N=386 486) 54
Tableau 6. Relation CI/DP selon la région de domicile 55
Tableau 7. Relation CI/DP selon la l'année du séjour (comparaison V10/V11) 56
Tableau 8. Fréquence de l'indépendance entre DP et CI et risques relatifs (RR) (analyse uni et multivariée) selon l'âge, le genre, le délai sortie-décès, la durée de séjour, le nombre de séjours et la catégorie de CI 58
Tableau 9. Proportion de patients décédés selon la présence de soins palliatifs dans le RSA, aux différents délais ... 67
Tableau 10. Poids des 17 variables indicatrices du score de Charlson 79
Tableau 11. Paramètres des différents modèles 80
Tableau 12. Caractéristiques des séjours MCO 2009, France. 89
Tableau 13. Distribution des HSMR et du statut d'outlier dans les 1284 établissements de court séjour, en fonction du délai considéré, 2009, France. 90
Tableau 14. Association entre mortalité intra-hospitalière ou mortalité précoce après la sortie et la durée moyenne de séjour ou le taux de transfert à la sortie, 2009, France. 91
Tableau 15. Corrélation intra-classes entre mortalité précoce après la sortie et mortalité intra-hospitalière et entre mortalité à 30 jours post-admission et mortalité ultérieure, 2009, France. 92
Tableau 16. Comparaison des différents HSMR: coefficient de corrélation de Pearson, % de différence supérieure à 20% and significative, coefficient Kappa du statut d'outlier, 2009, France. 93
Tableau 17. Nombre et proportion d'établissements dont les 2 HSMR comparés (A et B) sont différents de plus de 20% et significativement différents 94
Tableau 18. Concordance du classement outlier haut /inlier/outlier bas à 2 DS (Kappa pondéré) des HSMR comparés (A et B) 94
Tableau 19. HSMR par type d'établissement aux différents délais 95
Tableau 20. HSMR par taille d'établissement aux différents délais 96
Tableau 21. HSMR à 30 jours post-admission : HSMR par type d'établissement, par tertile de taille et par tertile de taille / type d'établissement 97
Tableau 22. Tableau de contingence avec définition stricte du gold standard : délai sortie décès = 0 jour 133
Tableau 23. Adaptation du gold standard : effectifs et pertinence au regard du lieu de décès du certificat de décès 133
Tableau 24. Tableau de contingence avec définition adaptée du gold standard : délai sortie décès <= 0 ou 1 jour 134
Tableau 25. Sensibilité et spécificité par type d'établissement 134
Tableau 26. Liste des départements de métropole ayant une sensibilité inférieure à 0,98 135
Tableau 27. Proportion de patients décédés aux différents délais 137
Tableau 28. Proportion de patients décédés aux différents délais en fonction de l'âge (années) et du sexe 138
Tableau 29. Proportion de patients décédés aux différents délais en fonction de la CCS de la pathologie principale (80% des décès à 30jpa) 139
Tableau 30. Proportion de patients décédés aux différents délais en fonction du score de Charlson calibré sur les données AMPHI 141
Tableau 31. Proportion de patients décédés aux différents délais en fonction de la provenance 141
Tableau 32. Proportion de patients décédés aux différents délais en fonction du quintile de désavantage social de la commune de domicile 142
Tableau 33. Proportion de patients décédés aux différents délais en fonction du mois d'entrée approximé 142
Tableau 34. Proportion de patients décédés aux différents délais en fonction de la catégorie d'établissement 143
Tableau 35. Proportion de patients décédés aux différents délais en fonction de la région de l'établissement 143

Liste des figures

Figure 1. Stratégie d'appariement en deux temps 26
Figure 2. Taux d'appariement par département de domicile (décès 2008 et 2009) 32
Figure 3. Taux d'appariement en fonction du pourcentage de résidents étrangers par département 33
Figure 4. Taux de non appariement par établissement en fonction du nombre de décès/an 34
Figure 5. Algorithme de comparaison CI/DP 50
Figure 6. Relation CI /DP selon le délai sortie-décès (en mois) 53
Figure 7. Distribution des HSMR par établissement pour l'indicateur de mortalité à 30 jours de l'admission et courbes de définition du statut d'outlier 76
Figure 8. Architecture de la base AMPHI 128
Figure 9. Sensibilité de la modalité décès de la variable mode de sortie du PMSI-MCO des établissements en fonction de leur nombre annuel de décès 135
Figure 10. Indicateur de mortalité intra-hospitalier : distribution des HSMR par région 144
Figure 11. Indicateur de mortalité à 30 jours de l'admission : distribution des HSMR par région 145
Figure 12. Indicateur de mortalité à 365 jours de l'admission : distribution des HSMR par région 146

Acronymes

AHRQ : Agency for Healthcare Research and Quality

AMPHI : Analyse de la mortalité post-hospitalière : recherche d'indicateurs par établissement

ATIH : Agence Technique de l'information sur l'Hospitalisation

CépiDc : Centre d'épidémiologie sur les causes médicales de décès

CI : Cause initiale de décès

CIM : Classification internationale des maladies

CNAMTS : Caisse Nationale d'Assurance Maladie des Travailleurs Salariés

CNIL : Commission nationale informatique et liberté

CNAV : Caisse Nationale d'Assurance Vieillesse

DAS : Diagnostic associé significatif

DP : Diagnostic principal

DS : Déviation standard ou écart-type

DGOS : Direction Générale de l'Offre de Soins

DREES : Direction de la Recherche, des Etudes, de l'Evaluation et des Statistiques

GHM : Groupes homogènes de malades

HAS : Haute autorité de santé

HSMR : Hospital Standardized Mortality Ratio (Ratio normalisé de mortalité hospitalière)

IDS : Institut des données de santé

INSEE : Institut National de la Statistique et des Etudes Economiques

INSERM : Institut de la santé et de la recherche médicale

MCO : Médecine, Chirurgie, Obstétrique

PMSI : Programme de médicalisation des systèmes d'information

RG : Régime général

RSA : résumés de sortie anonymes

SAU : Service d'Accueil des Urgences

SNIIRAM : Système national d'information inter-régime de l'assurance maladie

INTRODUCTION GENERALE

1. Contexte

Au niveau international, les indicateurs de mortalité mesurés à l'échelle des établissements hospitaliers sont très utilisés depuis quelques dizaines d'années, en dépit de leurs nombreuses limites, pour évaluer et comparer la performance des établissements, dans un objectif d'amélioration de la qualité des soins (Boyce 1996; Schneider 2002; Mainz et al. 2004). Ainsi, le Royaume Uni, la Suède, les Pays-Bas, le Canada, les Etats-Unis, ou l'Australie éditent-ils en routine des indicateurs de mortalité par établissement (Jarman et al. 2010).

Par opposition aux indicateurs de processus (aussi appelés indicateurs de process) qui évaluent la qualité par la conformité à la norme des moyens utilisés, les indicateurs de mortalité appartiennent aux indicateurs de résultats (aussi appelés indicateurs d'outcome)(Donabedian 2005). Deux avantages majeurs de l'indicateur de résultat fondé sur la mortalité expliquent vraisemblablement sa prééminence : la mort est un état objectif facilement mesurable, et son enregistrement peut être directement dérivé de bases de données médico-administratives, sans nécessité de collecte spécifique. Cet indicateur peut ainsi porter, à très faible coût, sur l'ensemble des séjours hospitaliers.

Les indicateurs de mortalité par établissement sont fondés sur des comparaisons entre les valeurs observées pour chaque unité et une valeur attendue. Cette valeur attendue est la moyenne des unités, qui est considérée comme une norme acceptable dans le but de réduire les variations de pratiques entre les unités. Dans le cas des indicateurs de mortalité, le calcul doit permettre de tenir compte des caractéristiques des patients ayant une influence sur le risque de décès (âge, sexe, comorbidités, niveau socio-économique...), autrement dit, des différences de casemix des établissements. En effet, les mortalités brutes ne sont pas comparables et il est nécessaire de procéder à un ajustement sur les facteurs de risque de décès qui ne sont pas liés à la qualité des soins dispensés par l'établissement. Les indicateurs de mortalité hospitalière sont donc construits en utilisant un modèle statistique permettant de mesurer le risque moyen de décéder observé sur l'ensemble des établissements comparés, en tenant compte des caractéristiques des patients. Ce modèle statistique permet de calculer le nombre de décès attendu dans chaque établissement considéré, sous l'hypothèse qu'il a une mortalité moyenne. Pour un établissement, la valeur de l'indicateur est le ratio du nombre de décès observés sur le nombre de décès attendus. Ces indicateurs sont souvent désignés dans la littérature sous l'appellation HSMR (Hospital standardised mortality ratios). A partir de cette mesure, la règle usuelle est qu'un établissement ayant un HSMR

significativement supérieur à 1 est considéré en surmortalité, et un établissement ayant un HSMR significativement inférieur à 1 est considéré en sous mortalité.
Les modalités d'utilisation de ces indicateurs sont variables. Si le classement des établissements selon le niveau de leur HSMR peut être fait, il a été déconseillé en raison de l'instabilité du classement selon le modèle choisi (Shahian et al. 2010). La principale utilisation vise à identifier les établissements ayant une performance très différente de la moyenne. Ces établissement sont qualifiés d'outliers hauts si la mortalité observée y est beaucoup plus élevée qu'attendue, et d'outliers bas si elle est beaucoup plus faible qu'attendue.

Parmi les questions que posent encore les HSMR se trouve la définition de la mortalité. Johnson et al le soulignaient déjà en 2002, et il n'y a toujours, à l'heure actuelle, aucun consensus quant à la définition de la mortalité à retenir pour l'évaluation de la qualité des établissements (Johnson et al. 2002). La question se pose en termes de durée de suivi : dépendant de la durée de séjour (par exemple la mortalité intra-hospitalière) ou fixe (30, 90, 180 jours ...) ; ainsi qu'en termes d'événement marquant le début du compte temporel : admission du patient ou bien sortie du patient ? Enfin faut-il comptabiliser tous les décès, ou bien seulement certains d'entre eux en fonction de leur cause...

Historiquement, les premiers indicateurs développés à grande échelle ont mesuré la mortalité intra-hospitalière. Les décès intra-hospitaliers étant enregistrés dans la base de données hospitalière, celle-ci suffit pour calculer cet indicateur.

Cependant, dès 1988, Jencks et al. ont mis en évidence le fait que l'indicateur de mortalité intra-hospitalière dépend des habitudes de l'établissement concernant la sortie des patients, en particulier la durée de séjour (Jencks, Williams, and Kay 1988). Parmi des patients âgés couverts par l'assurance sociale Medicare, hospitalisés pour une des quatre pathologies fréquentes les plus létales (accidents vasculaire cérébral, pneumonie bactérienne, infarctus du myocarde ou insuffisance cardiaque congestive), ces auteurs ont montré que la durée de séjour est deux fois plus longue à New-York qu'en Californie, et que, si la mortalité intra-hospitalière est 25% plus élevée à New-York, la mortalité à 30 jours de l'entrée est au contraire légèrement plus élevée en Californie. Par ailleurs, l'indicateur de mortalité intra-hospitalière strict avantagerait les établissements qui transfèrent vers d'autres établissements les patients présentant une complication, ou les patients en phase terminale. Ce phénomène a par la suite pris le nom de biais de sortie (*discharge bias*) : les hôpitaux ayant une durée de séjour courte ou un taux de transfert élevé à la sortie, à case mix comparable, tendent à avoir une mortalité intra-hospitalière plus faible (O'Hara et al. 1996; Mullins et al. 1998; Carey et al. 2003; Seagroatt 2004; Kahn, Kramer, and Rubenfeld 2007). Cela a un impact significatif sur

l'évaluation de la performance hospitalière (Bottle, Jarman, and Aylin 2011b; Drye et al. 2012; Pouw et al. 2013). Pour éviter ce biais, il a été recommandé de tenir compte de tous les décès survenant pendant une fenêtre constante, c'est à dire une durée fixe post-admission (Rosenthal et al. 2000; Drye et al. 2012).

L'indicateur de mortalité à 30 jours de l'admission a été le plus utilisé jusqu'à présent que ce soit pour des indicateurs de mortalité spécifiques (Rosenthal et al. 2000; Drye et al. 2012), ou pour un indicateur couvrant 80% des décès d'un établissement. Mais si cette fenêtre peut être considérée comme un standard pour la mesure de la mortalité post-chirurgicale (car elle inclut la plupart des complications post-opératoires), sa pertinence pour évaluer la qualité des soins n'a jamais été étudiée. De plus, l'indicateur à 30 jours a été critiqué parce qu'il pourrait sous-estimer la mortalité hospitalière, dans la mesure où les patients mourant à l'hôpital plus de trente jours après l'admission sont considérés survivants. Pour cette raison, certains auteurs ayant étudié l'indicateur de mortalité à 30 jours ont proposé des alternatives. En Angleterre, le centre d'information sur la santé et les soins publie depuis Octobre 2011 le Summary hospital mortality index (SHMI), qui rend compte de tous les décès survenant pendant le séjour ou dans les trente jours suivant la sortie (Campbell et al. 2012). Aux Pays-Bas, Pouw et al ont suggéré de préférer un indicateur combinant la mortalité à trente jours et la mortalité intra-hospitalière (Pouw et al. 2013).

Etant donné les limites de l'indicateur intra-hospitalier et de l'indicateur à 30 jours de l'admission, il semble important de considérer des fenêtres constantes de plus de 30 jours post-admission. Or, si des indicateurs de mortalité hospitalière à 90, 180 et 365 jours post-admission ont déjà été étudiés pour des affections et des procédures cardio-vasculaires spécifiques (Garnick, DeLong, and Luft 1995; Johnson et al. 2002), les fenêtres constantes de plus de 30 jours post-admission n'ont fait l'objet d'aucune analyse récente et n'ont jamais été appliqués à la mortalité hospitalière globale. Soulignons que tout indicateur de mortalité post-hospitalière d'envergure nationale prenant en compte les décès après la sortie nécessite l'appariement des données hospitalières à une base de données contenant le statut vital des individus dans la période qui suit leur hospitalisation, et la date de décès des décédés.

Plusieurs auteurs ont souligné l'intérêt potentiel des causes de décès (Bottle, Jarman, and Aylin 2011a; Johnson et al. 2002) pour améliorer les indicateurs. Plus le délai considéré est long, plus la mortalité après la sortie risque d'être due à d'autres facteurs que la qualité des soins ou la sévérité du cas, et, par conséquent, de ne pas refléter la performance hospitalière (Slobbe et al. 2008). Un de ces autres facteurs est la survenue potentielle d'une cause de décès sans rapport avec la pathologie prise en charge ou le processus de soins, par exemple, un accident. C'est pourquoi il pourrait être

utile d'identifier ces décès 'indépendants' des pathologies traitées en hospitalisation, afin de les exclure des décès attribués à l'établissement. Cette procédure n'est cependant pas disponible en routine : compte tenu de la taille des bases de données considérées, cette identification devrait nécessairement être effectuée à l'aide d'une procédure automatisée. De plus, les indicateurs de mortalité post-hospitalière globaux utilisant les causes spécifiques de décès requièrent, pour les décédés, un appariement avec la base des causes de décès.

Dans ce contexte a émergé la question de la faisabilité en France d'un calcul en routine de HSMR pour les hôpitaux de court séjour, soutenue par une volonté institutionnelle forte. En effet, l'évaluation de la qualité des soins délivrés par les professionnels et les établissements de santé est devenue un objectif prioritaire pour le Ministère en charge de la santé et pour la Haute Autorité de Santé (HAS). En 2006, la Direction Générale de l'Offre de Soins (DGOS) et la HAS se sont engagées dans la généralisation d'indicateurs de qualité et de sécurité des soins en établissement de santé. Dans son discours sur le thème de la politique de santé et de la réforme du système de soins du 18 septembre 2008, le Président de la République avait souhaité « que chaque établissement analyse avec attention les causes des accidents liés aux soins prodigués en son sein » et « que soient rendus publics, pour chaque établissement de santé, quelques indicateurs simples comme le taux de mortalité ou le taux d'infections ». Un groupe d'experts piloté par la Direction de la Recherche, des Etudes, de l'Evaluation et des Statistiques du Ministère en charge de la santé (DREES) s'est réuni à plusieurs reprises en 2009 afin de répondre à la demande présidentielle de disposer d'indicateurs de mortalité en établissements de santé. Deux revues de littérature (Vallet et al. 2004; Januel 2011) ont été menées. A partir de juillet 2009, la loi «Hôpital, patient, santé et territoires» (HPST) a rendu obligatoire la diffusion publique d'une série d'indicateurs décrivant la qualité des soins prodigués par les établissements de santé avec comme double objectif la transparence à l'égard des usagers du système de soins et l'amélioration de la qualité des soins.

Prenant acte des limites de l'indicateur intra-hospitalier, de la nécessité de tenir compte des décès après la sortie, et de l'intérêt potentiel des causes de décès pour construire des indicateurs de mortalité par établissement visant à refléter la qualité des soins, le Ministère de la Santé, la Caisse Nationale d'Assurance Maladie des Travailleurs Salariés (CNAMTS) et le Centre d'épidémiologie sur les causes médicales de décès (CépiDc-Inserm) ont décidé de créer une base de données réunissant les données hospitalières individuelles, le statut vital dans l'année qui suit, et les causes de décès (des sujets décédés). Les données hospitalières de court séjour, dénommées PMSI-MCO (Programme de médicalisation des systèmes d'information en médecine, chirurgie, obstétrique), sont produites en routine par l'ensemble des établissements de court-séjour et sont intégrées au Système national d'information inter-régimes de l'Assurance maladie (SNIIRAM) depuis 2006. Le statut vital des

individus est disponible dans le SNIIRAM depuis 2008 pour les sujets affiliés au régime général de l'assurance maladie. Moyennant cette restriction de population, et une méthode de chaînage avec la base des causes de décès du CépiDc-Inserm, la base de données souhaitée est donc constituable.

Les missions de production de la base et d'élaboration d'indicateurs de mortalité post-hospitalière à différents délais avec prise en compte des causes médicales de décès m'ont été confiées, dans le cadre d'un partenariat de recherche entre le CépiDc-Inserm, mon organisme d'accueil, la DREES, la CNAMTS et la HAS. La base de données et l'étude liée à son exploitation dans le but d'évaluer la faisabilité d'indicateurs de mortalité post-hospitalière par établissement ont pris le nom de AMPHI, acronyme de « Analyse de la mortalité post-hospitalière : recherche d'indicateurs par établissement ». Cette appellation fait aussi référence au terme *amphithéâtre*, autrefois utilisé pour désigner le lieu de présentation des corps des personnes décédées à l'hôpital. Encadrée par le CépiDc, j'ai participé activement à l'obtention des autorisations de l'Institut des données de Santé (IDS) et de la Commission Nationale de l'Informatique et des Libertés (CNIL) à la fin de l'année 2010. Dans les locaux de la CNAMTS, j'ai mis en œuvre l'appariement SNIIRAM-CépiDc sous ses différentes variantes et mis en forme les données dans ce qui est devenu la base AMPHI, et ai rédigé sa documentation, ainsi que les différents rapports remis à la DREES aux trois phases de l'étude. Pour la comparaison du diagnostic principal du séjour à la cause initiale de décès, j'ai construit l'algorithme dans le cadre d'un travail collaboratif du CépiDc avec Lars Age Johansson, spécialiste international de la codification des décès, et ai mené toutes les analyses. Au début de la troisième phase de l'étude, en mai 2013, j'ai été recrutée à mi-temps sur le poste de Responsable du pôle codage médical du CépiDc et ai bénéficié dès lors de l'appui d'un statisticien à plein temps pour la construction des indicateurs de mortalité par établissement. J'ai étudié la bibliographie sur les indicateurs de mortalité par établissement et mené en permanence une analyse des résultats et les prises de décisions stratégiques. J'ai rédigé le rapport final de l'étude.

3. Objectifs

L'objectif principal de cette thèse est d'évaluer dans quelle mesure les données du SNIIRAM-PMSI et du CépiDc disponibles en France en 2010 permettent de proposer un indicateur de mortalité par établissement utile à l'évaluation de la qualité des soins.

Les **objectifs intermédiaires** se déclinent en trois parties:

Constituer la Base AMPHI en mettant en œuvre un appariement

Constituer par appariement une base de données contenant pour chaque bénéficiaire du Régime Général de l'Assurance Maladie ayant été hospitalisé en établissement MCO au cours de la période 2008-2009, les données du PMSI-MCO, le statut vital un an après le séjour et, pour les sujets décédés dans l'année qui a suivi une hospitalisation, le délai sortie-décès et les causes médicales du décès.

Identifier par une méthode automatisée les décès qui peuvent être qualifiés d'indépendants de la pathologie traitée pendant le séjour

Pour chaque séjour suivi d'un décès dans l'année suivant l'admission, comparer automatiquement le diagnostic principal à la cause initiale de décès afin d'identifier les décès pouvant être qualifiés d'indépendants du diagnostic principal.

Elaborer des indicateurs de mortalité post-hospitalière à différents délais en prenant en compte les causes médicales de décès, et en discuter l'intérêt pour l'évaluation de la qualité des soins

Cet objectif intermédiaire comprend les étapes suivantes :

- proposer un modèle d'ajustement à partir des données disponibles en France ;
- calculer différents indicateurs en faisant varier la variable d'outcome : mortalité intra-hospitalière et mortalité à différents délais de l'admission : 30, 60, 90, 180, 365 jours, avec et sans les décès qualifiés d'indépendants à l'étape précédente ;
- rechercher le biais de sortie de l'indicateur intra-hospitalier sur les données françaises ;
- comparer différents indicateurs de mortalité post-hospitalière globale à fenêtre fixe dans le but d'identifier le terme le plus pertinent ;
- évaluer l'apport des causes de décès pour éviter d'attribuer aux établissements des décès post-hospitaliers de causes indépendantes de la pathologie principale prise en charge ;
- émettre des recommandations sur l'utilisation des indicateurs de mortalité intra et post-hospitalière pour l'évaluation de la qualité des soins.

PARTIE 1 : APPARIEMENT DES DONNEES INSERM-CEPIDC AUX DONNEES SNIIRAM et CONSTITUTION DE LA BASE DE DONNEES AMPHI

I. Introduction

Afin d'étudier la mortalité post-hospitalière en France, il a été décidé de rapprocher, au niveau individuel, les données hospitalières de court séjour (PMSI-MCO) des données de mortalité (base CépiDc).

a. Méthodes d'appariement de bases de données médico-administratives

L'appariement de deux bases de données médico-administratives consiste à rapprocher les observations correspondant à un même individu. Il peut être direct ou indirect.

Appariement direct

Quand il existe dans chacune des bases une variable permettant d'identifier chaque individu, on parle d'appariement direct. Le Numéro d'identification au Répertoire (NIR) (ou numéro d'assuré social) est un exemple d'identifiant direct. Certains appariements peuvent être faits sur cette variable, moyennant un encadrement juridique impliquant la création d'un identifiant anonymisé spécifique de l'étude, et le recours à un tiers de confiance (Le Barbanchon and Sédillot 2011; Gensbittel and Riandey 2011).

En pratique, pour des raisons de confidentialité des données, les bases médico-administratives nationales sont anonymes et ne comportent pas le NIR. En revanche, certaines d'entre elles (SNIIRAM, et PMSI notamment) contiennent un identifiant patient commun fondé sur le NIR et appelé clé de chaînage (Trouessin et Allaert 1997; Quantin et al. 2008; Gensbittel et Riandey 2011). La clé de chaînage est constituée à partir du numéro d'assuré social de l'ouvrant droit et de la date de naissance et du sexe du bénéficiaire des soins. Cette clé est générée automatiquement au moyen d'un logiciel réalisant le hachage des informations selon la technique SHA (Standard Hash Algorithm), ibre d'utilisation et paramétré à l'aide de clés dont l'Assurance Maladie est propriétaire. L'algorithme utilisé porte le nom de FOIN (Fonction d'occultation des informations nominatives) et, pour ce qui concerne le chaînage dans le SNIIRAM et le PMSI, il est appliqué deux fois. La clé de chaînage permet en particulier de chaîner les différents séjours d'un même patient dans le PMSI et de chaîner le PMSI avec le SNIIRAM.

Appariement indirect

En l'absence d'une variable directement identifiante dans chacune des deux bases à apparier, l'appariement doit reposer sur un ensemble de variables (appelé par la suite variables

d'appariement) communes aux deux bases (nom, prénom ; date de naissance ou de décès ; sexe ; lieux de naissance, domicile ou décès...) dont la combinaison permet de discriminer les individus, c'est à dire idéalement d'identifier chaque individu de la population de manière unique. Il s'agit alors d'un ensemble indirectement identifiant, qui peut permettre de faire correspondre les observations de chaque base se rapportant au même individu. On parle alors d'appariement indirect.

L'appariement consiste donc à faire correspondre les observations de chaque base ayant la même combinaison de valeurs des variables d'appariement.

La quantité d'information présente dans l'ensemble des variables d'appariement doit être suffisante pour discriminer la plupart des individus : un nombre trop faible de variables est susceptible de donner la même combinaison de valeurs pour deux individus différents. Dans le cas des appariements reposant sur des dates de naissance et de décès, comme la probabilité de décéder augmente avec l'âge, les combinaisons les plus fréquentes se situent aux âges élevés.

Les différences de qualité des données des variables d'appariement entre les bases influencent également sensiblement les résultats d'un appariement indirect : par exemple, une erreur de saisie suffit à rompre la similarité de la combinaison pour un même individu et peut, en l'absence de règle de modulation, faire considérer à tort deux observations comme non appariées. Plusieurs facteurs peuvent expliquer que l'information présente dans les deux bases ne soit pas toujours identique pour un même individu :

- erreur dans l'une des bases (déclaration, saisie, codage ...) : pour palier à ces situations, de nombreuses "métriques" ont été développées, permettant de mesurer la proximité entre deux champs et de définir une version relaxée de la concordance des champs (par exemple métrique des similarités phonétiques (Soundex), métrique de Jaro (Jaro 1978), distance de Levenshtein (Elmagarmid, Ipeirotis, and Verykios 2007), métrique WHIRL (Cohen 1998)).
- hétérogénéité des formats nécessitant une étape préalable de préparation des données afin des les mettre sous une forme analogue (Exemple : le format des dates : 01/01/29 ou 1er janvier 1929).
- information dont la définition dans les deux bases n'est pas strictement identique : c'est le cas lorsque la capture de l'information est faite à des moments différents, pour des variables susceptibles d'évoluer dans le temps (changement d'adresse suite à un déménagement, changement de nom suite à un mariage ...).

Plus les variables communes sont nombreuses, plus la probabilité d'inconsistance de la même combinaison exacte entre les deux bases augmente. Le choix des variables à retenir pour un appariement dépend donc du nombre et de la qualité des variables disponibles.

Différentes règles de décision pour considérer deux observations comme appariées peuvent être développées. On distingue deux grandes catégories de méthodes : les méthodes déterministes, et les méthodes probabilistes (Roos and Wajda 1991). Les méthodes probabilistes utilisent explicitement des estimations de probabilités (*probabilités d'occurrence d'une combinaison de valeurs dans la première base et d'une autre combinaison dans la deuxième base, d'une part s'il s'agit du même individu et d'autre part s'il ne s'agit pas du même individu,* cf § Discussion- appariement probabiliste), alors que les méthodes déterministes s'appuient sur des règles de décision logiques, construites "à dire d'experts". Certaines études s'attachent à comparer les méthodes déterministes aux méthodes probabilistes (Gomatam et al. 2002; C. Quantin et al. 2005; Lebreton et al. 2014).

Appariements déterministes habituels du CépiDc

Le CépiDc pratique régulièrement des appariements déterministes pour enrichir les informations de suivi de cohortes avec les causes de décès.

Treize variables sont disponibles dans la base du CépiDc : jour, mois et année de naissance ; jour, mois et année de décès ; département et commune du lieu de naissance, département et commune de domicile ; département et commune du lieu de décès ; et sexe.

Dans sa pratique usuelle, le CépiDc utilise une méthode d'appariement déterministe permettant, sur un ensemble défini de variables d'appariement (souvent un sous-ensemble des 13 variables disponibles), de classer un cas de décès de la base à apparier à celle du CépiDc en :

- **Non trouvé** si 2 variables au moins discordent
- **Partiel** si toutes les variables sauf une concordent
- **Total** si toutes les variables concordent

De plus, un appariement partiel ou total est dit

- **Unique** si les variables concordent pour une seule observation de la base CépiDc
- **Multiple** si les variables concordent pour plus d'une observation de la base CépiDc

La règle de décision habituelle utilisée par le CépiDc est de considérer comme appariés tous les cas unique c'est à dire toutes les observations pour lesquelles les variables d'appariement sont toutes parfaitement identiques sauf éventuellement une variable de l'ensemble.

Appariement probabiliste

Les méthodes probabilistes d'appariement de bases de données cherchent à inclure dans le traitement des informations la production des règles de décision.

Leur cadre théorique a été posé par Fellegi et Sunter (Fellegi and Sunter 1969). Leurs travaux ont ensuite été étendus, en particulier par Jaro (Jaro 1995) pour l'approche AUTOMATCH, et Winkler pour des développements ultérieurs (Winkler 1994; Winkler 2006).

Le principe général des méthodes probabilistes consiste à calculer un score pour des combinaisons d'observations entre deux bases de données que l'on souhaite apparier, et de décider que des observations ne sont appariées que si le score de leur couple dépasse un certain seuil.

Ces scores sont calculés en prenant en compte :

- la probabilité que certaines variables soient identiques ou similaires sachant qu'il s'agit réellement de la même observation (ce qui revient à estimer la qualité de recopie de ces informations),
- la probabilité que certaines variables soient identiques ou similaires sachant qu'il ne s'agit pas de la même observation (ce qui, dans le cas simple d'indépendance des variables, se déduit simplement de la distribution des observations).

La variable sexe, par exemple, aura une très forte probabilité d'être identique dans différentes bases pour un même individu, mais aura également une forte probabilité (souvent proche de 1/2) d'être identique dans différentes bases pour des individus différents. En revanche, la variable commune de domicile aura une probabilité plus faible d'être identique dans différentes bases pour un même individu, mais aura une très faible probabilité d'être identique entre différents individus.

Ces scores peuvent par la suite prendre des formes plus ou moins complexes selon :

- qu'ils intègrent ou non l'hypothèse de non indépendance des variables entre elles. Des exemples de non indépendance sont nombreux. Il est légitime de supposer qu'une date de naissance comportant une erreur dans le mois, aura plus souvent aussi une erreur sur le jour, et également plus souvent une imprécision sur le lieu de naissance.
- qu'ils intègrent différentes métriques de proximité entre les valeurs. On peut supposer qu'une commune de domicile sera plus souvent mal reportée et confondue avec des communes géographiquement, ou orthographiquement voisines.

Il n'existe pas à ce jour de base de référence, dite aussi base d'apprentissage, permettant d'avoir la certitude d'une correspondance des observations du SNIIRAM avec celles du CépiDc. Dans ces conditions, il n'est pas possible d'estimer ces probabilités, ainsi que la dépendance entre les variables, à partir de méthodes statistiques usuelles.

Il est donc nécessaire de faire appel à deux types de méthodes (Elmagarmid, Ipeirotis, and Verykios 2007):

- L'évaluation qualitative, fondée sur la compréhension fine de la remontée de l'information de part et d'autre, des procédures de recopie, de transmission et de codage de l'information. Cela permet de raffiner des hypothèses a priori sur les probabilités d'erreurs (ou de discordance) dans les deux bases, et parfois d'avoir une appréciation de l'interdépendance entre les variables,
- La mise en œuvre d'une méthode dite d'apprentissage machine, un algorithme itératif calibrant des poids entre chaque variable ou combinaison de variables en recherchant la calibration permettant de retrouver le plus de combinaisons uniques entre les deux bases de données.

Lorsque la taille des bases de données est particulièrement importante, la comparaison de toutes les observations entre elles dans les deux bases entraîne un nombre total de combinaisons égal au produit du nombre d'observations dans les deux bases, et peut demander des ressources matérielles non mobilisables en pratique. C'est pourquoi une étape de l'algorithme consiste le plus souvent à déterminer un ensemble restreint d'observations à comparer dans les deux bases, en fixant par exemple certaines variables comme nécessairement identiques ("blocking"). Là aussi, le choix des variables et des conditions de blocking doit se faire sur la base de considérations a priori, liées au processus de production des données. Dans notre cas, par exemple, la date de décès est une information a priori très similaire entre la base du SNIIRAM et la base du CépiDc, puisqu'elle est alimentée par le même document (le bulletin d'état civil).

Enfin, de telles méthodes doivent avoir pour objectif l'estimation du nombre d'observations appariées à tort, et donc d'une mesure de la qualité finale de l'appariement plus fine que le seul taux d'observations appariées.

b. Contexte technique et juridique

En l'absence d'identifiant patient dans la base du CépiDc, celle-ci ne peut être appariée à une autre base que par une méthode indirecte portant sur un ensemble de variables indirectement identifiantes (dont les dates et lieux de naissance et de décès) ; or ces variables sont absentes des bases hospitalières nationales. Cependant, les bases hospitalières sont chaînées en routine avec le SNIIRAM, qui contient quelques variables indirectement identifiantes. L'appariement souhaité est donc potentiellement possible *via* le SNIIRAM.

Avant de pouvoir tenter techniquement cet appariement, il a été nécessaire de surmonter les obstacles juridiques légitimes qui encadrent l'utilisation des données sensibles que sont les données médicales à caractère personnel, d'autant plus sensibles qu'utilisées simultanément avec des variables indirectement identifiantes. Pour respecter la législation encadrant l'accès aux données du SNIIRAM, un protocole particulier a été défini, selon lequel l'appariement a dû être effectué dans les locaux de la CNAMTS, sous la responsabilité d'un médecin conseil. L'autorisation de l'Institut des

Données de Santé (IDS) a été obtenue le 24 novembre 2010, et celle de la Commission nationale de l'informatique et des libertés (CNIL), le 13 décembre 2010 (demande d'autorisation 1454315; décision DE 2010-051).

c. Objectifs

Cette partie avait comme objectif principal d'apparier les données Inserm-CépiDc aux données du SNIIRAM.

Cet objectif se décomposait en trois sous-objectifs :

- Elaborer la stratégie d'appariement la plus pertinente à partir des données observées et sous contraintes computationnelles,
- Mener un appariement indirect à l'aide des données disponibles pour les sujets décédés en 2008, 2009 et 2010
- Evaluer les variations de qualité de l'appariement et discuter leurs conséquences potentielles sur les analyses ultérieures.

L'appariement a ensuite permis de constituer une base de données contenant pour chaque séjour en établissement MCO au cours de la période 2008-2009, les données du PMSI-MCO, le statut vital du patient au moment de l'étude et, pour les sujets décédés dans l'année qui a suivi une hospitalisation, le délai sortie-décès et les causes médicales de décès.

II. Matériel et méthode

1. Appariement des données INSERM-CEPIDC aux données SNIIRAM

a. Données sources

Données SNIIRAM

Le SNIIRAM est le Système National d'Information Inter-régimes de l'Assurance Maladie. Créé en 1998 et déployé progressivement depuis 2004, c'est une base de données nationale anonyme à vocation médico-sanitaire. Il regroupe des données sur les bénéficiaires (âge, sexe, affiliation à la CMU-C, diagnostic de l'ALD, …), sur les consommations de soins en ville, sur les séjours en établissements hospitaliers, sur les pathologies traitées.

Pour l'appariement les données utiles sont les données d'état civil.
Les variables sexe, année et mois de naissance sont présentes dans le SNIIRAM. En revanche, pour des raisons de sécurité, le jour de naissance, la commune de naissance, et la commune de décès n'y figurent pas.
Pour la gestion des droits à l'assurance maladie et à l'assurance vieillesse, toutes les caisses des différents régimes de l'assurance maladie ont besoin de connaître l'affiliation et le statut vital de leurs assurés. Elles ont accès à cette information dans le Répertoire national inter-régimes des bénéficiaires de l'assurance maladie (RNIAM), qui est une copie du Répertoire National d'Identification des Personnes Physiques (RNIPP) complétée par le régime d'affiliation, et mise à jour quotidiennement. Cependant, au moment de l'étude AMPHI, seules les caisses primaires d'assurance maladie du Régime Général (hors sections locales mutualistes(dont les caisses des étudiants et de la fonction publique)) alimentaient de façon exhaustive l'information du statut vital et la date de décès des décédés dans le SNIIRAM. La date de décès étant nécessaire à l'appariement, l'étude AMPHI se restreint donc à cette population, qui représente 70% de la population française, et est gérée par la Caisse Nationale d'Assurance Maladie des Travailleurs Salariés.
Au moment de l'étude AMPHI, l'information sur le lieu de résidence n'était pas issue du référentiel bénéficiaire, mais du flux des prestations. Il s'agit normalement du *code INSEE* de la commune où se situe l'adresse de l'assuré social, au moment du dernier remboursement de soins. En pratique, cette variable est parfois codée en *code postal* et peut présenter des valeurs manquantes.

Base des causes de décès

La base du CépiDc comporte :

- les données déclarées à l'état civil et numérisées par l'INSEE: sexe ; jour, mois, année de naissance ; code INSEE du département et de la commune de naissance ; jour, mois, année de décès ; code INSEE du département et de la commune de décès ; code INSEE du département et de la commune de domicile (déclarés au moment du décès).
- les causes de décès mentionnées par le médecin certificateur sur le certificat de décès. Elles sont codées au CépiDc selon la 10ème révision de la Classification internationale des maladies (CIM10), volume 1. L'emplacement de la cause, tel qu'il a été renseigné par le médecin sur le certificat, est consigné par un numéro de ligne et un numéro de rang sur cette ligne.
- la cause initiale du décès telle que sélectionnée au CépiDc par codage automatique et/ou manuel, et selon les règles décrites dans le volume 2 de la CIM10.

b. Méthodes d'appariement du SNIIRAM-PMSI aux Causes de décès

En l'absence d'identifiant direct dans la base du CépiDc, la méthode d'appariement ne peut être qu'indirecte, et porter sur les huit variables disponibles communes au SNIIRAM et à la base CépiDc:

- Sexe,
- Mois et année de naissance
- Jour mois et année de décès
- Département et commune de domicile.

La variable commune de domicile présente dans le SNIIRAM a donné lieu à des difficultés d'appariement pour différentes raisons, en particulier :

- de nombreuses valeurs manquantes (16% en 2008, 4% en 2009)
- un mélange de codes INSEE et de codes postaux

Trois méthodes ont été utilisées : la méthode déterministe habituelle du CépiDc, une méthode déterministe avec des traitements particuliers de la commune de domicile, et une méthode probabiliste. Pour cette dernière méthode, seuls des tests d'appariement ont été effectués.

Méthode déterministe classique du CépiDc

La méthode d'appariement déterministe ordinairement utilisée par le CépiDc a été testée sur les huit variables disponibles. Elle a permis de prendre la mesure des problème posées par la variable commune de domicile.

Méthode déterministe avec traitements particuliers de la commune de domicile

Pour résoudre ce problème, une stratégie d'appariement en deux temps (Figure 1) a été retenue.

1er temps : appariement automatique sans la commune

Un appariement est fait sur les variables sexe ; mois et année de naissance ; jour mois et année de décès ; et département de domicile.

Pour chaque décès 2008,2009 ou 2010 de la base CNAMTS, un résultat d'appariement a ainsi été obtenu (Non trouvé, Partiel multiple, Total multiple, Partiel unique ou Total unique). Pour chaque appariement partiel, la variable divergente a été identifiée.
Un décès de la base CNAMTS a été considéré comme apparié si le résultat de la tentative d'appariement était unique (Total unique ou Partiel unique).

2ème temps : traitements spécifiques de la commune de domicile

Dans le deuxième temps, la variable commune de domicile a été utilisée pour

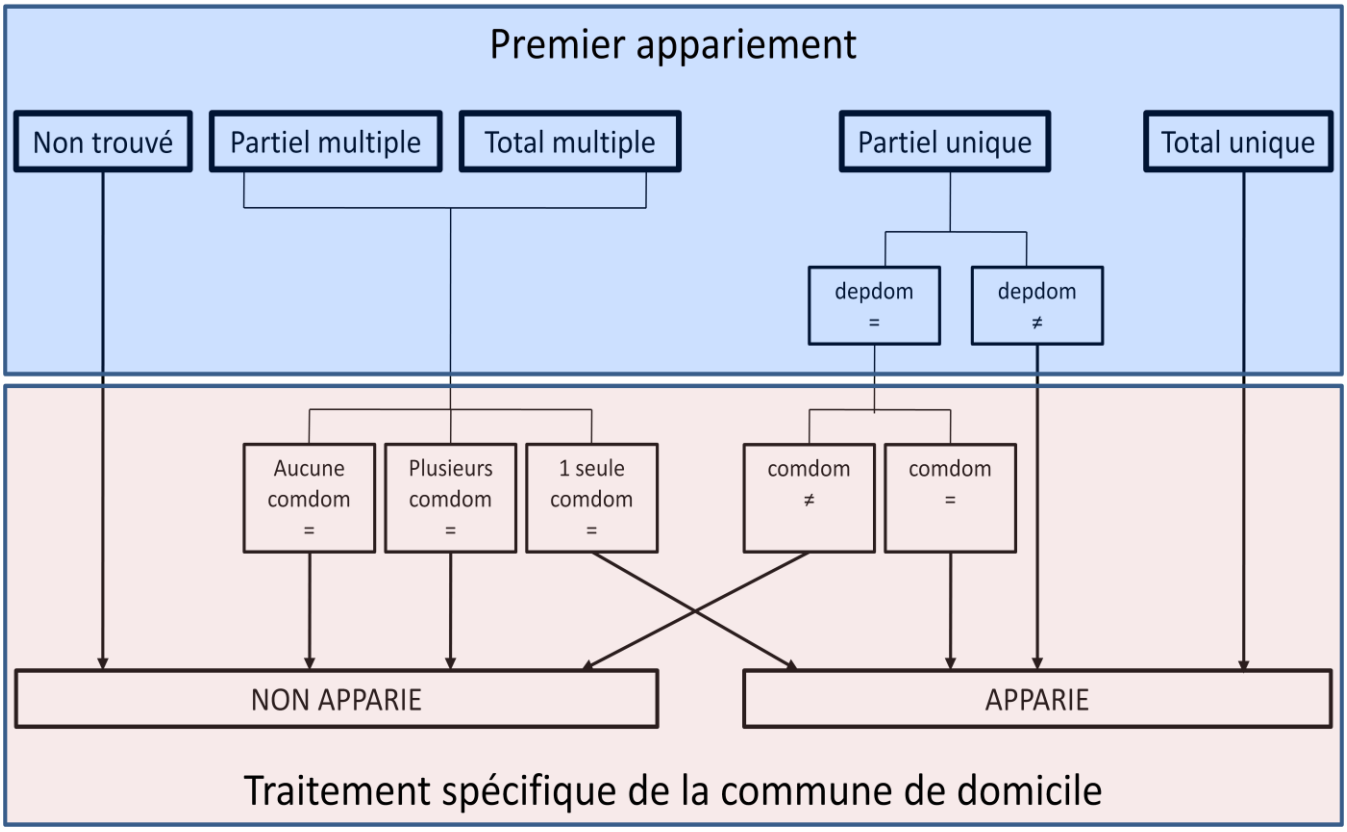
- départager les doublons (Total et Partiels multiples), c'est-à-dire les multiples décès de la base CépiDc dont les variables du premier appariement correspondent à celles du décédé de la base CNAMTS recherché (à une près pour les partiels multiples) : les valeurs indiquées pour la commune de domicile ont été comparées. Les codes commune de la base CépiDc sont tous des codes INSEE. Les codes commune de la base CNAMTS sont soit des codes n'existant que parmi les codes INSEE soit des codes n'existant que parmi les codes postaux, soit des codes mixtes (potentiellement INSEE, potentiellement postaux). Les cas où le code CNAMTS était égal soit au code CépiDc lui-même, soit au code postal correspondant à ce code INSEE ont été repérés.

- décider de considérer ou non les Partiels uniques comme appariés et ainsi limiter les risques d'appariement à tort : ils ont été considérés comme appariés si le code commune de domicile CNAMTS était égal soit au code CépiDc lui-même, soit au code postal correspondant à ce code INSEE (comdom =).

Les cas où la divergence responsable du classement en 'Partiel' portait sur le département de domicile (depdom ≠) ont également été conservés comme appariés, considérant qu'alors la divergence portait uniquement sur des informations très corrélées puisqu'elles sont toutes deux relatives au lieu de domicile.

Si les codes communes étaient différents et que la variable divergente n'était pas le département de domicile lors de l'appariement sans la commune, les Partiels uniques ont été considérés comme Non trouvés puisqu'ils présentaient des divergences sur deux informations différentes.

Figure 1. Stratégie d'appariement en deux temps



depdom : département de domicile
comdom : commune de domicile
= : la variable présente dans le SNIIRAM est équivalente à la variable présente dans la base CépiDc
≠ : la variable présente dans le SNIIRAM est différente de la variable présente dans la base CépiDc

Tests d'appariement probabiliste

Des tests d'appariement probabiliste ont été effectués avec le logiciel FRIL (Jurczyk et al. 2008).
Celui-ci s'est avéré difficile à utiliser avec les bases de données de grandes dimensions, y compris en faisant un blocking fort sur la date de décès.
Les poids attribués automatiquement semblaient aberrants (notamment faibles pour la commune de domicile et particulièrement élevés pour le sexe).
Du fait de ces difficultés et des bons résultats de la méthode déterministe avec traitements spécifiques de la commune de domicile, il a été décidé d'interrompre la recherche d'amélioration de l'appariement par des méthodes probabilistes.

c. Analyse de la représentativité de l'appariement

Les variations de taux d'appariement par âge, sexe, département de domicile et par établissement hospitalier ont été étudiées.

2. Constitution de la base de données AMPHI

La base AMPHI a été constituée à partir d'une extraction du SNIIRAM-PMSI appariée à la base des causes de décès.

a. Données SNIIRAM-PMSI

Le SNIIRAM est chaîné en routine avec les données hospitalières (ou PMSI) depuis 2006, par appariement direct sur un identifiant patient commun appelé clé de chaînage. Cette clé est par ailleurs utilisée pour le chaînage des différents séjours PMSI d'un même patient.
De ce mode d'identification des patients résultent deux exclusions ultérieures pour la base AMPHI :
- Pendant ses premiers mois de vie, l'enfant n'est pas toujours correctement rattaché à un ouvrant droit ce qui limite les possibilités de chaînage en cas de décès durant cette période et risque de biaiser les résultats.
- Compte tenu de son mode de constitution, la clé de chaînage est identique pour les jumeaux de même sexe tant qu'ils sont rattachés au même ouvrant droit (et au-delà, pour les enfants rattachés au même ouvrant droit s'ils sont de même sexe et qu'ils sont nés le même jour). Ceux-ci sont donc indiscernables au vu de la clé de chaînage. Il existe dans le SNIIRAM une variable *rang du jumeau* qui permet de discerner les deux enfants pour les soins. Cependant, cette variable n'existe pas dans le PMSI, dans lequel les deux enfants sont indiscernables. Pour cette raison, les jumeaux (rang>0 de la variable rang du jumeau) sont exclus de la base AMPHI.

La CNAMTS nous a transmis une base de données contenant les séjours PMSI-MCO 2008 et 2009 des bénéficiaires du Régime Général (hors SLM). Toutes les variables du PMSI-MCO (format de RSA (Résumé de sortie Anonymisé) respectivement 215 et 216, disponibles sur http://www.atih.sante.fr/index.php?id=000240000DFF) nous ont été transmises. Pour chaque séjour quelques variables issues du SNIIRAM étaient adjointes.

b. Données de causes de décès

Les variables d'état civil ayant servi à l'appariement n'ont pas été incluses dans la base AMPHI pour des raisons d'anonymisation.
La base des causes de décès est organisée en deux tables :
- une ***table des décès***, comportant une ligne par décédé, et les variables suivantes : le résultat de l'appariement, la variable divergente en cas d'appariement partiel, le lieu de décès mentionné sur le certificat de décès, l'année de décès, l'âge au décès, et le code CIM10 de la cause initiale du décès telle que sélectionnée au CépiDc par codage automatique et/ou manuel, et selon les règles décrites dans le volume 2 de la 10ème révision de la Classification internationale des maladies (CIM10).
- une ***table des causes de décès,*** comportant une ligne par cause de décès mentionnée par le médecin certificateur sur le certificat de décès. Les variables disponibles sont : le libellé de la cause, son code CIM10, et deux variables décrivant l'emplacement de la cause, tel qu'il a été renseigné par le médecin sur le certificat (numéro de ligne et numéro de rang sur cette ligne).

c. Exclusions

Ont été exclus de la base AMPHI :

- Les séjours PMSI inexploitables : séjours groupés en erreur (CM90) et prestations inter-hospitalières (PIH).
- Les séjours non pertinents pour l'analyse de la mortalité hospitalière (pas de décès) : Séances (CM28)
- Les jumeaux au sens SNIIRAM du terme et les résidents à l'étranger
- Les séjours en anomalie au regard de la date de décès car présentant des délais entrée-décès ou sortie-décès négatifs
- Quelques curiosités de la base PMSI telle que présente dans le SNIIRAM (doublons de l'AP-HP et AP-HM, qui sont enregistrés à la fois sous leur numéro FINESS juridique et géographique : seul les séjours enregistrés sous le numéro FINESS géographique ont été conservés), les doublons de RSA dont le premier caractère est un K …)

III. Résultats

1. Appariement des données INSERM-CEPIDC aux données SNIIRAM

L'appariement a été mené début 2011 pour les décédés en 2008 et en 2009,et au cours de l'été 2011 pour les décédés en 2010 (dès que la base CépiDc a été disponible).

a. Résultat de l'appariement SNIIRAM-Causes de décès

Le fichier des bénéficiaires du Régime Général décédés en 2008 et en 2009 comportait 722 749 décès, (357 689 en 2008 et 365 060 en 2009), représentant 66,1 % du nombre total de décès de la base du CépiDc (65,9% en 2008 et 66,6% en 2009). Le fichier de 2010 comportait 375 379 décès.

Méthode déterministe classique du CépiDc

Avec la méthode d'appariement ordinairement utilisée par le CépiDc, l'appariement sur les huit variables disponibles (sans traitement spécifique de la commune de domicile) donne en moyenne 73,6% seulement d'appariements « total uniques » pour les décès de 2008 et 2009 (cette méthode ayant été délaissée au profit de la méthode avec traitements spécifiques de la commune de domicile, elle n'a pas été reproduite pour les décès de 2010). Le pourcentage de décès considérés comme appariés, c'est-à-dire la somme des taux d'appariement total unique et partiel uniqueestde93,9% avec cette méthode (Tableau 1).

Tableau 1. Résultat de l'appariement sans traitement particulier de la commune de domicile

	2008		2009		Total	
	N	%	N	%	N	%
Non trouvé	16928	4,7%	18435	5,0%	35363	4,9%
Partiel multiple	4292	1,2%	4205	1,2%	8497	1,2%
Total multiple	221	0,1%	279	0,1%	500	0,1%
Partiel unique	88933	**24,9%**	57865	**15,9%**	146798	**20,3%**
Total unique	247315	**69,1%**	284276	**77,9%**	531591	**73,6%**
Total	**357689**	**100,0%**	**365060**	**100,0%**	**722749**	**100,0%**

N : Nombre de décès selon le résultat de l'appariement

Méthode déterministe avec traitements particuliers de la commune de domicile

Avec la stratégie d'appariement en deux temps avec traitements particuliers de la commune de domicile, le taux d'appariement des bénéficiaires du régime général décédés entre 2008 et 2010 est de 95,0% (Tableau 2).

Tableau 2. Résultat de la stratégie d'appariement en deux temps avec une prise en compte spécifique de la variable commune de domicile

		2008		2009		2010		Total	
		N	%	N	%	N	%	N	%
Non apparié		17825	5,0%	18714	5,1%	17977	4,8%	54516	5,0%
dont	anciennement								
	Non Trouvé	865	0,2%	1055	0,3%	670	0,2%	2590	0,2%
	Partiel unique	994	0,3%	1005	0,3%	701	0,2%	2700	0,2%
	Total ou Partiel multiple	15966	4,5%	16654	4,6%	16606	4,4%	49226	4,5%
Apparié		339864	95,0%	346346	94,9%	357402	95,2%	1043612	95,0%
dont	anciennement								
	Partiel unique	2167	0,6%	2439	0,7%	2134	0,6%	6740	0,6%
	Total ou Partiel multiple	7994	2,2%	9197	2,5%	9231	2,5%	26422	2,4%
	Total unique	329703	92,2%	334710	91,7%	346037	92,2%	1010450	92,0%
Total		357689	100,0%	365060	100,0%	375379	100,0%	1098128	100,0%

« Anciennement » : pour « lors de l'appariement sans la commune, lors du premier temps de la stratégie »

C'est donc cette méthode qui a été retenue.

b. Représentativité de l'appariement

Par âge et sexe

Le taux d'appariement est supérieur à 92% pour toutes les classes d'âge (Tableau 3).

Il n'y a pas de différence notable du taux d'appariement selon le sexe.

Tableau 3. Taux d'appariement par âge et par sexe (décès 2008 et 2009)

Age au décès	Sexe masculin		Sexe féminin		Total	
	N	%	N	%	N	%
Moins de 1 an	599	92,0%	433	91,9%	1032	92,0%
1 à 2 ans	415	94,3%	333	91,7%	748	93,2%
2 à 9 ans	784	92,5%	631	93,1%	1415	92,7%
10 à 19 ans	1789	93,6%	799	91,9%	2588	93,1%
20 à 29 ans	5038	92,1%	1702	91,3%	6740	91,9%
30 à 39 ans	7562	92,2%	3839	94,6%	11401	93,0%
40 à 49 ans	19146	94,7%	10786	96,3%	29932	95,3%
50 à 59 ans	43548	95,5%	21683	96,4%	65231	95,8%
60 à 69 ans	57309	94,9%	28000	96,1%	85309	95,3%
70 à 79 ans	84635	94,9%	58711	96,0%	143346	95,4%
80 à 89 ans	101089	95,0%	128697	94,6%	229786	94,8%
90 ans et plus	26531	95,0%	82145	94,2%	108676	94,4%
Total	**348445**	**94,9%**	**337759**	**95,0%**	**686204**	**94,9%**

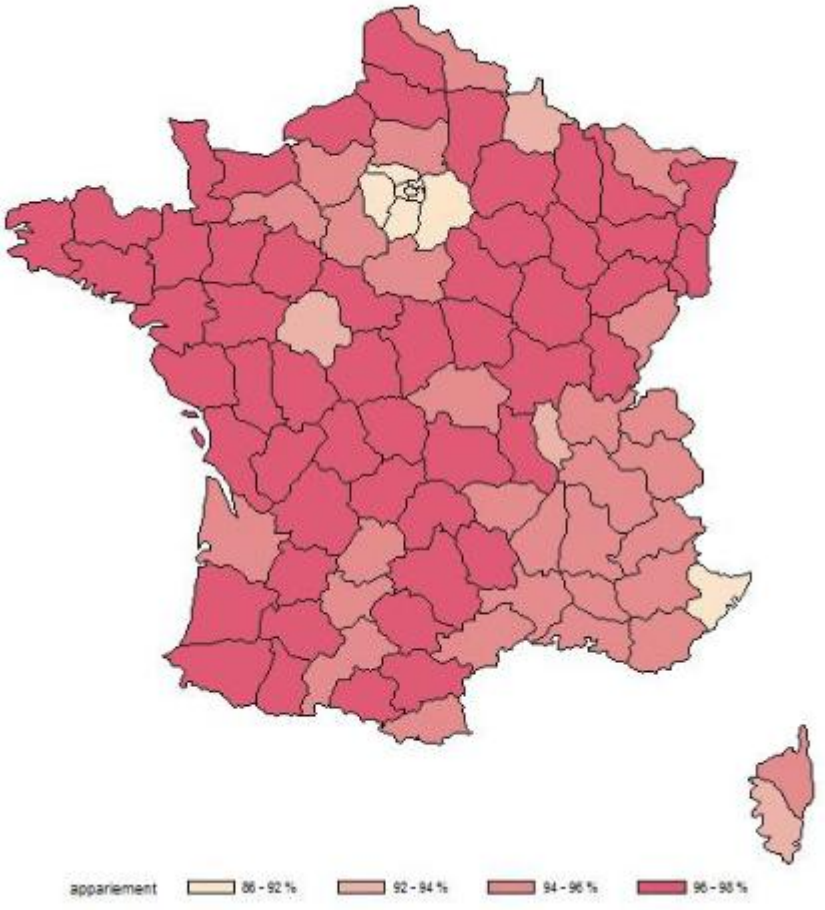
N : effectif par âge et par sexe

Par département de domicile

Le taux d'appariement n'est que de 27% pour les personnes domiciliées à l'étranger.

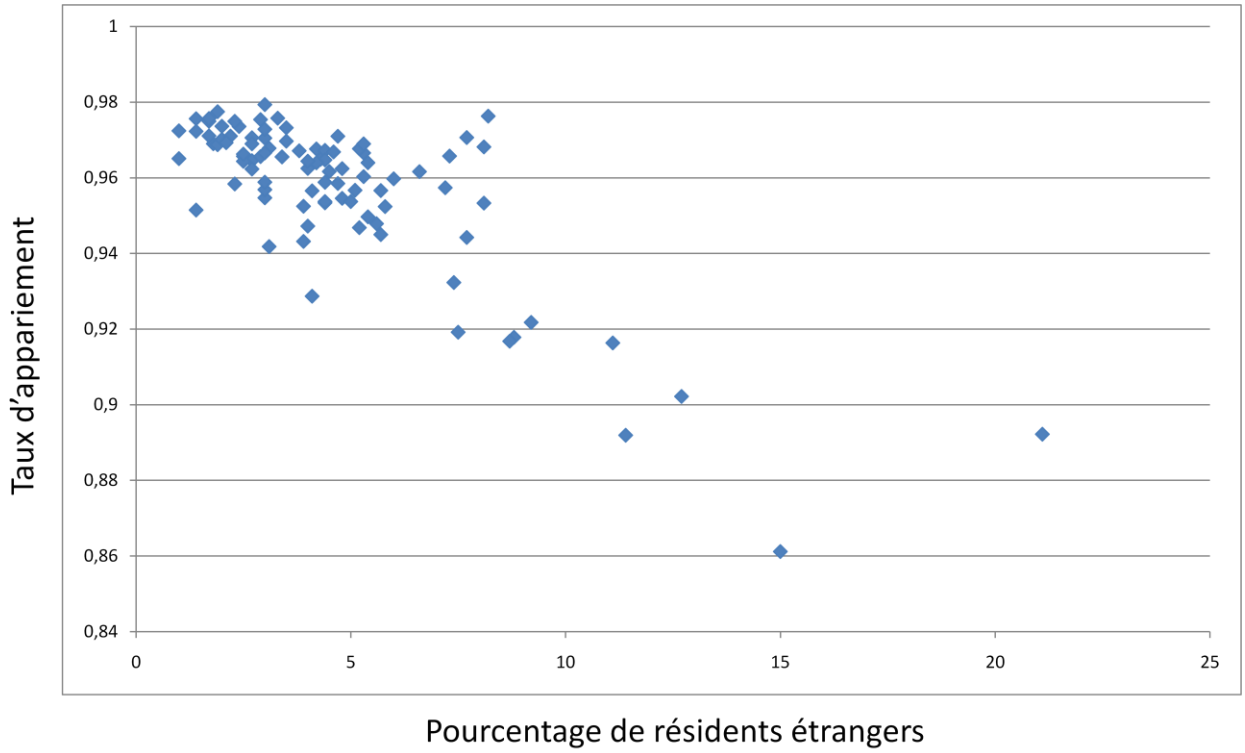
Le taux d'appariement est supérieur à 93% pour tous les départements de domicile à l'exception des Alpes-Maritimes et des départements de la région parisienne. En effet, le taux d'appariement le plus faible se situe à Paris (86%), puis en Seine-Saint-Denis, Hauts-de-Seine et Val-de-Marne (89-90%) et enfin dans les Yvelines, l'Essonne et le Val d'Oise (92%)(Figure 2).Il est de 92,2% dans les Alpes-Maritimes.

Figure 2. Taux d'appariement par département de domicile (décès 2008 et 2009)



A l'échelle des départements de domicile, le taux d'appariement est inversement associé au pourcentage de résidents de nationalité étrangère (non Français nés à l'étranger) (Figure 3).

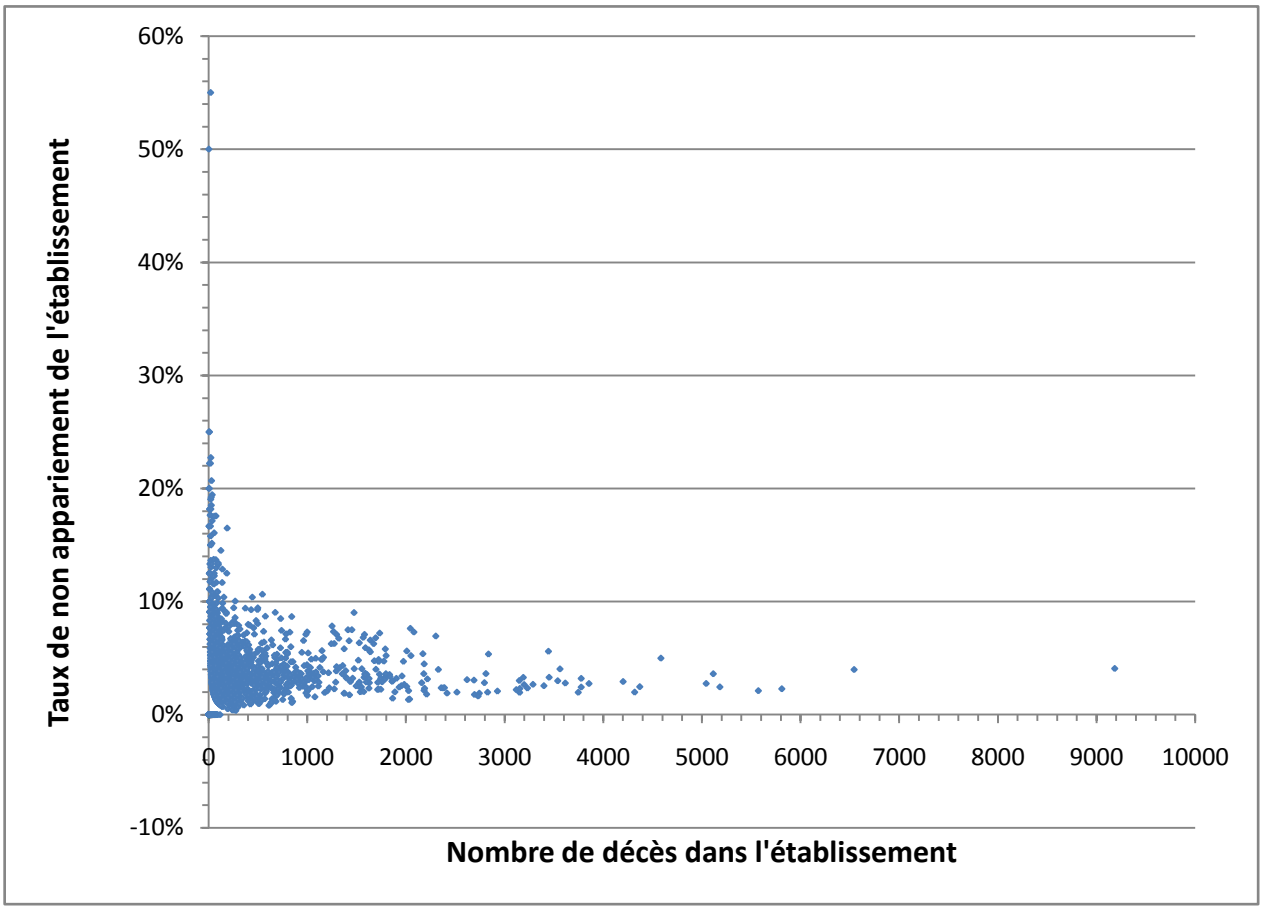
Figure 3. Taux d'appariement en fonction du pourcentage de résidents étrangers par département



Taux d'appariement par établissement

Les taux d'appariement par établissement sont très stables (Figure 4). Sur 1457 établissements fréquentés en 2008-2009 par un bénéficiaire du RG décédé en 2008-2009, seuls 67 présentent un taux d'appariement inférieur à 90% et 6 établissements un taux inférieur à 80%, dont un seul avec plus de 12 décès. A l'opposé, 531 établissements présentent un taux d'appariement supérieur ou égal à 98%.

Figure 4. Taux de non appariement par établissement en fonction du nombre de décès/an



Un point = un établissement (décès attribué au dernier établissement fréquenté en 2008-2009)

2. Constitution de la base de données AMPHI

a. Inclusions

Ont été inclus les bénéficiaires du régime général hospitalisés au moins une fois en court séjour (MCO) en 2008 ou 2009.

b. Exclusions

En 2008

Avant toute exclusion, 16 518 518 séjours concernaient des bénéficiaires du régime général.

Parmi ces séjours :

- 3 519 415 (21,3%) étaient des séances (CM28 en V11),c'est-à-dire des passages programmés en hôpital de jour (ces admissions sont toujours exclues des analyses de mortalité par établissement)
- 1 082 575 (6,6%) étaient des doublons de l'APHP et de l'APHM
- 69 236 (0,4%) comportaient au moins un code retour de génération de clé de chaînage invalide
- 52 189 (0,3%) étaient groupés en erreur (CM90en V11)
- 8 708 (0,05%) étaient des prestations inter-établissements
- 1 191 (0,01%) étaient des doublons de RSA dont le premier caractère est K
- 430 (0,002%) avaient un délai sortie-décès négatif
- 58 785 (0,4%) concernaient des jumeaux au sens SNIIRAM du terme (44% de moins de 1 an, 24% de 1 à 5 ans, 12% de 6 à 10 ans, 10% de 11 à 15 ans, et 10% de plus de 16 ans. Ratio garçon/fille = 1,17)
- 26 893 (0,2%) concernaient des 'résidents à l'étranger' (codes 099 ou 999 dans le SNIIRAM pour lesquels le taux d'appariement n'est que de 65%) ou dans les TOM (code 098 dans le SNIIRAM, pour lesquels le taux d'appariement est nul)

Certaines exclusions se retrouvent dans plusieurs catégories listées ci-dessus. Au total 4 519 256 (27,4%) séjours ont été exclus, essentiellement car il s'agissait de séances et de doublons.

La base AMPHI 2008 comporte donc 11 999 262séjours.

En 2009

Avant toute exclusion, 18 828 969 séjours concernaient des bénéficiaires du régime général.

Parmi ces séjours :

- 3 847 003 (20,4%) étaient des séances (CM28en V11)
- 1 074 442 (5,7%) étaient des doublons de l'APHP et de l'APHM
- 1 774 881 (9,4%) étaient groupés en erreur (CM90en V11) ; ce chiffre est plus élevé en 2009 qu'en 2008 car les 'RSA vides' ("RSA fictifs" correspondant à une partie de l'activité externe des établissements privés) n'ont pas été incorporés au SNIIRAM en 2008, mais l'ont été en 2009 ; cela n'a aucun impact sur la comparabilité des données des deux années dans la base AMPHI puisque ils sont groupés en erreur et sont donc exclus.
- 5 393 (0,03%) comportaient au moins un code retour de génération de clé de chaînage invalide
- 7 301 (0,04%) étaient des prestations inter-établissement
- 6 968 (0,04%) avaient eu lieu dans le centre hospitalier de Mayotte dont les séjours sont non exhaustivement intégrés au SNIIRAM (alors qu'ils sont dans le PMSI à compter de 2008). Par ailleurs, les décédés dans les suites de ces séjours ont été très faiblement appariés.

- 1 799 (0,01%) étaient des doublons de RSA dont le premier caractère est K
- 429 (0,002%) avaient un délai entrée-décès négatif
- 66 897 (0,4%) concernaient des jumeaux au sens SNIIRAM du terme (38% de moins de 1 an, 24% de 1 à 5 ans, 13% de 6 à 10 ans, 13% de 11 à 15 ans, et 12% de 16 à 25 ans. Ratio garçon/fille = 1,20)
- 36 451 (0,2%) concernaient des 'résidents à l'étranger' (codes 099 ou 999 dans le SNIIRAM pour lesquels le taux d'appariement n'est que de 65%) ou dans les TOM (code 098 dans le SNIIRAM, pour lesquels le taux d'appariement est très faible).

Certaines exclusions se retrouvent dans plusieurs catégories listées ci-dessus. Au total 6 500 015(34,5%) séjours ont été exclus.

La base AMPHI 2009 comporte donc 12 328 954séjours, et les informations sur le statut vital dans l'année suivant l'admission, donc potentiellement en 2010.

c. Architecture

Un document spécifique sur base AMPHI a été rédigé. Il détaille les bases de données sources, la méthode d'appariement, les séjours étudiés, l'architecture générale de la base, ses variables et ses conditions d'utilisation. L'architecture de la base AMPHI est décrite en annexe de cette thèse (Annexe 1).

3. Taux d'appariement aux causes de décès dans la base AMPHI

Pour les décédés de la base AMPHI, c'est-à-dire pour les bénéficiaires du RG décédés en 2008-2010 et hospitalisés en 2008-2009 dans l'année précédant leur décès, le taux d'appariement est de 96,4%.Ce taux est légèrement supérieur au taux constaté chez l'ensemble des décédés.

IV. Discussion

La réalisation effective de l'appariement et le taux d'appariement de 95,0% pour les bénéficiaires du Régime Général, atteignant 96,4% pour ceux hospitalisés dans l'année précédant leur décès sont très satisfaisants.

Malgré une probabilité a priori plus forte d'avoir des décès dont les informations indirectement identifiantes sont identiques aux âges élevés (parce que ces décès sont plus nombreux), il n'y avait pas plus d'appariements multiples (doublons) dans ces tranches d'âges. Les variables d'appariement utilisées (sexe ; mois et année de naissance ; jour, mois et année de décès ; département et commune de domicile) semblent ainsi globalement suffisantes pour discriminer les observations.

Cependant, les niveaux de taux d'appariement sont variables en fonction du lieu de résidence. L'existence, au niveau des départements, d'une corrélation écologique entre taux d'appariement faible et pourcentage de résidents étrangers élevé est vraisemblablement due à une moindre fiabilité d'enregistrement en France des données d'état civil des personnes de nationalité étrangère, qui entraînerait des appariements partiels voire non trouvés. La principale cause de non appariement à envisager est leur décès à l'étranger. Dans ce cas le décès est enregistré au RNIAM, et par suite dans le SNIIRAM, alors que la base du CépiDc ne comporte que les décès survenus sur le territoire français. Paris en particulier pose le problème d'un taux d'appariement de 87 % seulement. A son taux élevé d'appariements partiels et non trouvés, s'ajoute un problème d'appariements multiples (doublons) lié à la taille de sa population par commune (arrondissement) et aggravé par la fréquence des appariements partiels (pour lesquels l'information discordante laisse la place à de nombreux candidats).Cette distribution non uniforme des données non appariées est susceptible de biaiser des analyses.

Les biais associés à l'utilisation des causes de décès dans des analyses de mortalité sont très probablement faibles, et concernent le plus souvent moins de 10% des cas. Toutefois, lorsque l'étude concerne plus particulièrement des patients susceptibles de présenter des erreurs sur la déclaration des mois et années de naissance, notamment des patients nés à l'étranger, les analyses doivent être interprétées avec prudence.

Dans ces cas, des méthodes d'imputation ou de pondération peuvent être envisagées pour limiter les biais, mais elles devront être mises en œuvre pour des problématiques spécifiques car les causes de décès ne sont pas systématiquement manquantes au hasard. Une complexité additionnelle d'un tel redressement provient du fait que la distribution de la mortalité par cause n'est pas la même en région parisienne et dans les autres régions, en raison de l'absence systématique de renvoi d'information par l'Institut médico-légal (IML) de Paris.

Une même personne peut être représentée sous différentes clés de chaînage dans le SNIIRAM. En effet lorsqu'un événement entraîne un changement d'ouvrant droit pour un bénéficiaire, la clé de chaînage change (passage du rattachement à un parent à son propre statut d'ouvrant droit, veuvage, chômage, remariage ...). Ces cas sont repérables parmi les décédés car ils sont appariés à un même cas de la base CépiDc ; ils représententenviron1% des clés de sujets décédés. Comme il est impossible d'identifier ces changements d'identifiants pour les sujets non décédés, il n'a pas semblé souhaitable de supprimer ces doublons car cela serait susceptible de provoquer autant de biais que de les conserver. De plus, leur impact sur la base AMPHI est vraisemblablement faible. Avec l'identifiant bénéficiaire anonyme unique, qui a été introduit dans le SNIIRAM à partir de 2011, ce problème sera résolu. Cette nouvelle clé de chaînage reposant sur le Numéro INSEE Bénéficiaire attribué à la naissance remplacera l'identifiant actuel fondé sur le NIR de l'ouvrant droit couplé au sexe et à la date de naissance. Elle permettra de différencier des jumeaux de même sexe rattachés à un même ouvrant droit.

1. Conséquences pour l'étude de la base AMPHI et la construction d'indicateurs de mortalité par établissement

Pour les analyses ultérieures de la thèse, le défaut d'appariement dans certains départements et dans quelques rares établissements ne permettra pas de tenir compte des causes de décès pour les séjours des patients concernés. La conséquence sera de ne pas pouvoir identifier leur décès comme indépendants et donc de ne pas pouvoir les exclure des décès attribués à l'établissement. Cela représente donc un risque de surestimation de la mortalité par rapport aux autres établissements. L'envergure du problème ne semble cependant pas de nature à bouleverser les conclusions de l'étude AMPHI tirées sur les données disponibles.

En revanche, si les causes de décès s'avèrent contributives pour améliorer les indicateurs de mortalité par établissement et sont utilisées pour guider les investigations sur les établissements, une amélioration de l'appariement serait souhaitable. A défaut, on peut envisager d'exclure les établissements isolés à très faibles taux d'appariement de l'analyse. Pour les établissements des départements à faible taux d'appariement (Paris en particulier), des techniques de redressement pourraient être recherchées.

2. Perspectives : amélioration des appariements ultérieurs

Dans l'hypothèse d'une production en routine d'indicateurs de mortalité post-hospitalière par établissement nécessitant l'appariement aux causes de décès, différentes améliorations de l'appariement sont envisageables.

a. Amélioration des variables d'appariement

Amélioration de la qualité de la variable commune de domicile dans le SNIIRAM

Cette étude a soulevé plusieurs questions sur le codage du lieu de résidence dans le SNIIRAM et a fait émerger une volonté forte de la CNAMTS d'obtenir un codage plus fiable de la commune de domicile.

C'est pourquoi un nouveau mode d'alimentation de la variable commune de domicile a été mis en place, à partir cette fois du référentiel bénéficiaire et non plus du flux de prestations (la commune de domicile correspondait jusqu'alors à celle du destinataire du dernier règlement, en l'absence de tiers payant).

Obtention de variables d'appariement supplémentaires

L'utilisation de variables d'appariement supplémentaires disponibles dans les données du CépiDc et de l'Assurance Maladie, mais pas dans le SNIIRAM à ce jour - jour de naissance, commune de naissance ou commune de décès - pourrait permettre d'améliorer légèrement le taux d'appariement moyennant l'utilisation d'une méthode d'appariement différente. La mise à disposition de ces variables dans le SNIIRAM nécessiterait une modification substantielle mais techniquement possible.

Cependant, la CNIL y est très réticente car il s'agirait d'un contournement des garanties du SNIIRAM. Il faudrait pouvoir garantir la sécurité de ces données très sensibles et en limiter au maximum l'accès.

Même si le taux d'appariement déjà obtenu est élevé (96,4% en moyenne pour les décédés hospitalisés dans l'année précédant le décès), l'adjonction de variables supplémentaires pourrait se révéler utile pour minimiser les variations qui existent à l'échelle de certains départements.

b. Extension à d'autres régimes

Pour augmenter la représentativité nationale de la base AMPHI, l'extension de l'étude aux deux autres grands régimes après le Régime Général (RG), que sont la Mutualité Sociale Agricole (MSA) et le Régime de Salariés Indépendants (RSI), aurait été souhaitable. Cependant elle s'est révélée impossible car le statut vital n'est pas renseigné exhaustivement dans le SNIIRAM pour ces régimes en 2008 et 2009.

Pour d'éventuels appariements ultérieurs, il semble, d'après les évaluations récentes de la CNAMTS, que le statut vital des bénéficiaires de la MSA soit exhaustivement renseigné depuis 2010, mais qu'en revanche, ce ne soit pas encore le cas pour le RSI.

c. Appariement probabiliste

L'ajout de variables supplémentaires communes aux deux bases telles que le jour de naissance, la commune de naissance ou la commune de décès, apporterait une information nouvelle exploitable pour effectuer un appariement de meilleure qualité entre bases. Toutefois, appliquer des règles de décision similaires à celles utilisées dans cette étude (globalement, autoriser au plus la discordance d'une variable d'appariement) aboutirait probablement à une diminution du taux d'appariement.
En effet, on constate déjà que la plus grande partie des non appariés sont des "non trouvés" et non des "multiples". Autrement dit, l'apport de nouvelles variables avec la même méthode apporterait peu en pouvoir de discrimination, mais en revanche serait susceptible d'apporter de nouvelles erreurs qui augmenteraient la proportion de non trouvés.
Pour pallier à cette difficulté, d'autres méthodes d'appariement seraient à envisager. Compte tenu de la taille importante des bases de données traitées, il n'est pas envisageable d'avoir un traitement manuel d'appariement. L'expérience antérieure du CépiDc a par ailleurs montré que les démarches manuelles n'aboutissent pas à des résultats reproductibles, mais au contraire à des décisions arbitraires. En cas d'utilisation de variables supplémentaires, il faudrait donc utiliser des méthodes automatiques d'appariement probabiliste.

3. Perspectives : développement d'une procédure pérenne d'appariement SNIIRAM-Causes de décès

Une procédure pérenne d'appariement des identifiants SNIIRAM et CépiDc (sans transmission de variable médicale d'une institution à l'autre) est envisagée. La création de tables de correspondance des identifiants au CépiDc et à la CNAMTS permettrait de rapprocher les données SNIIRAM-PMSI et CépiDc pour des études spécifiques. Chaque demandeur recevrait un extrait des deux bases avec un identifiant commun spécifique à l'étude.
Pour voir le jour, ce projet nécessite encore des développements juridiques importants, mais l'appariement réalisé dans le cadre de cette thèse préfigure cet appariement en routine et c'est une perspective enthousiasmante pour la recherche en santé publique du fait de la richesse des bases de données qui vont ainsi pouvoir être constituées. Il faut souligner l'enjeu majeur qui réside dans la durée de l'archivage des données du SNIIRAM qui sera autorisé par le législateur, car le temps de latence entre un événement d'intérêt (diagnostic, intervention, consommation médicamenteuse) et son impact sur la létalité peut parfois être très long. On pense par exemple à l'intérêt que pourrait avoir une étude systématique de la mortalité en causes spécifiques après exposition au benfluorex

(avec calcul de la dose cumulée) ; ou à l'intérêt pour l'évaluation de l'efficacité et des risques de différentes méthodes thérapeutiques (traitement de l'obésité par exemple).

V. Conclusion

La base de données AMPHI ainsi constituée contient, pour chaque bénéficiaire du Régime Général de l'Assurance Maladie ayant été hospitalisé en établissement MCO au cours de la période 2008-2009, les données du PMSI-MCO ainsi que le statut vital au moment de l'étude et, pour les sujets décédés dans l'année qui a suivi une hospitalisation, le délai sortie-décès et les causes médicales de décès (les décès concernés pouvant donc avoir eu lieu entre 2008 et 2010).

Grâce à ce rapprochement des informations hospitalières et des causes de décès, l'étape suivante consistera à chercher si l'on peut identifier les décès que l'on peut qualifier d'*indépendants* du motif de l'hospitalisation, dans le but ultime de les exclure des décès *attribués* à l'établissement lors des calculs d'indicateurs de mortalité post-hospitalière.

VI. Valorisation

Trois communications orales:

Appariement de la base de donnée PMSI-MCO à celle des causes médicales de décès via le SNIIR-AM. Lamarche-Vadel, Rey G. Séminaire appariements sécurisés SFDS, Paris, janvier 2012.

Appariement du PMSI-MCO aux causes médicales de décès via le SNIIRAM (2008-2009), France. Lamarche-Vadel A, Weill A, Blotiere Po, Moty-Monnereau C., Jougla E, Rey G. ADELF-EMOIS, Dijon, mars 2012.

Appariement des données SNIIR-AM-PMSI et causes de décès. Lamarche-Vadel A, Jougla E, Rey G. Séminaire sur les systèmes d'information pour la santé publique, la surveillance et la recherche. HCSP, Paris, février 2013.

Documentation :

Base AMPHI - Base de données pour l'Analyse de la Mortalité Post-Hospitalisation en France en 2008-2010 - recherche d'Indicateurs par établissement - Documentation. Lamarche-Vadel A, Jougla E, Rey G. CépiDc-Inserm, août 2013. Rapport remis à la Direction de la recherche, des études, de l'évaluation et des statistiques (DREES) et la Caisse nationale de l'assurance maladie des travailleurs salariés (CNAMTS).

AMPHI - Analyse de la Mortalité Post-Hospitalisation en France en 2008-2010 recherche d'Indicateurs par établissement- Rapport final. Lamarche-Vadel A, Ngantcha M, Jougla E, Rey G. CépiDc-Inserm, janvier 2014. Rapport remis à la Haute autorité de santé (HAS), la DREES et la CNAMTS.

PARTIE 2 : COMPARAISON DU DIAGNOSTIC PRINCIPAL ET DE LA CAUSE INITIALE DE DECES VISANT A IDENTIFIER LES DECES POST-HOSPITALIERS 'INDEPENDANTS'

I. Introduction

1. Contexte

Pour étudier l'apport des causes de décès aux données du SNIIRAM-PMSI pour la construction d'indicateurs de mortalité post-hospitalière, le processus morbide qui a conduit au décès a été considéré.

Une comparaison de la cause de l'hospitalisation (le diagnostic principal) à la cause de décès a été menée, dans le but d'évaluer s'ils peuvent appartenir à un unique processus morbide, autrement dit s'ils sont cohérents ou bien 'indépendants'. Etant donné la taille des bases de données nationales, cette comparaison doit être mise en œuvre par une méthode automatique.

Les diagnostics hospitaliers ont déjà été comparés à la cause initiale de décès, dans quelques études seulement et dans un objectif d'évaluation de la qualité de la certification des décès (Gittelsohn and Senning 1979; Goldacre 1993; Johansson and Westerling 2000; Johansson and Westerling 2002; Hernández et al. 2011).En 2002, Johansson et Westerling ont proposé une méthode de comparaison de ces diagnostics, codés selon la version 9 de la Classification internationale des maladies et utilisant un système automatique développé pour la sélection de la cause initiale de décès. Ces systèmes, se conformant à des règles et des définitions internationales très précises, analysent l'enchaînement des événements conduisant au décès et testant des relations causales entre conditions médicales.

Iris (Pavillon et al. 2007; Pavillon and Johansson 2012), un logiciel de codage validé qui repose sur les standards internationaux actuels en matière de certification des décès (la CIM 10 (World Health Organisation 1993)), rend possible la mise à jour et l'extension de cette méthode.

2. Objectif

Les objectifs spécifiques de cette partie étaient les suivants :

- Établir une classification des relations entre diagnostic principal (DP) et cause initiale du décès (CI)
- Construire un arbre de décision permettant de mener la comparaison **automatiquement** (à l'aide du logiciel Iris),
- Effectuer la comparaison pour tous les séjours de la base AMPHI avec décès dans l'année suivant l'admission,
- Etudier les **facteurs de variation** de la relation entre DP et CI pour le dernier séjour du patient.

II. Méthode

1. Comparaison de la cause initiale au diagnostic principal

a. Variables comparées

La définition du diagnostic principal a changé en mars 2009, au moment du passage de la version 10 (V10) à la version 11 (V11) de la fonction groupage des groupes homogènes de malades (GHM). Avant cette date, le diagnostic principal correspondait au motif de prise en charge ayant mobilisé l'essentiel de l'effort médical et soignant au cours de l'hospitalisation. Depuis cette date, le diagnostic principal correspond au problème de santé qui a motivé l'admission du patient, déterminé à sa sortie.

Dans le PMSI, lorsque le diagnostic principal est un code Z, c'est-à-dire un code du chapitre XXI de la CIM 10- Facteurs influant sur l'état de santé et motifs de recours aux services de santé, l'affection prise en charge peut être mentionnée en *diagnostic relié*. Dans cette étude, lorsque le diagnostic principal PMSI était un code Z et qu'un diagnostic relié était mentionné, ce dernier a été retenu comme diagnostic principal (DP).

La cause initiale du décès est définie par l'OMS comme «la maladie ou le traumatisme qui a déclenché l'évolution morbide conduisant directement au décès ou les circonstances de l'accident ou de l'acte de violence qui ont entraîné le traumatisme mortel».

Au moment de l'étude, les deux variables sont codées selon la dixième révision de la Classification Internationale des Maladies (CIM 10).

Au-delà des questions de précision du codage, il faut souligner que, vu la différence des concepts sous-tendant les définitions du DP et de la CI, ces deux codes peuvent être corrects tout en étant

différents. Par exemple, dans le cas d'un patient hospitalisé pour une pneumopathie en phase terminale de cancer et décédé à l'hôpital, le DP serait la pneumopathie, la CI serait le cancer. Dans le PMSI, le cancer serait codé aussi, mais en diagnostic associé significatif.

Du fait du changement de définition, on peut s'attendre à ce que le diagnostic principal PMSI soit plus souvent identique à la CI en V11 qu'en V10 (c'est-à-dire après mars 2009), car en V11 le DP est toujours déjà présent à l'entrée, alors qu'en V10, il peut être une complication survenue pendant le séjour.

b. Liste de regroupements

Afin de ne pas tenir compte des différences non pertinentes liées à des degrés de précision, les codes ont été comparés au niveau d'une liste de regroupements (Lr). La liste retenue est fondée sur la *liste spéciale pour la mise en tableaux des causes de morbidité* (CIM10 volume1), qui comporte 298 catégories. Cependant, étant une liste de morbidité, celle-ci n'inclut pas les causes externes de mortalité. Pour cette raison, les 8 catégories de causes externes de mortalité de la *liste pour mise en tableaux des causes de mortalité* (CIM10 volume1) lui ont été ajoutées. Il en résulte une liste pour mise en tableaux des causes de morbi-mortalité en 306 catégories.

c. Classification

Quatre cas ont été distingués :

- **Similarité** : DP et CI se rapportent à la même pathologie, que les codes CIM10 soient strictement égaux ou bien que le niveau de précision diffère. Ils appartiennent à la même catégorie de la liste de regroupements (ex : DP= Hémorragie intracérébrale hémisphérique, corticale (I61.1), CI= Hémorragie intracérébrale, sans précision (I61.9) ; la catégorie de regroupement est la même pour les deux diagnostics).

- **Séquence acceptable**: DP et CI sont des pathologies différentes mais appartiennent à un processus morbide dont l'enchaînement causal est plausible et dans un sens cohérent. La CI étant définie comme l'événement ayant initié le processus morbide conduisant au décès, elle peut précéder le DP dans la séquence causale, même si la mort survient chronologiquement après l'hospitalisation. Ainsi, les cas de séquences acceptables correspondent aux situations où le DP est une conséquence de la CI (ex : DP=rupture de varices œsophagiennes, CI= cirrhose).

- **Indépendance** : DP et CI appartiennent à des processus morbides différents (ex : DP= Coxarthrose primaire, CI= Calcul de la vésicule biliaire avec cholécystite aiguë).

- **CI non informative**,(ex : CI= mort subite de cause inconnue (R96.0)).

Les cas de similarité et de séquence acceptable sont dits **cohérents**.

d. Algorithme

Afin de classer chaque relation CI-DP dans un de ces 4 cas, un algorithme permettant de comparer automatiquement CI et DP, en tenant compte de toutes les causes mentionnées sur le certificat de décès, a été créé (Figure 5). En quatre nœuds de cet algorithme, le résultat est donné par le résultat du traitement d'un pseudo-certificat dans le logiciel Iris.

Iris est un système permettant le codage des causes de décès (en CIM10) et la sélection automatique de la cause initiale de décès. Indépendant du langage, il repose sur des standards internationaux incluant les règles et recommandations de la CIM 10 et les tables de connaissance du MMDS (Mortality Medical Data System, www.cdc.gov/nchs/nvss/mmds/about_mmds.htm.)(Peters 1996).

La création de pseudo-certificats de décès mentionnant DP et CI (et parfois l'ensemble des causes mentionnées sur le certificat de décès), permet d'utiliser les fonctionnalités d'Iris pour évaluer l'acceptabilité des séquences causales. Cette méthode est une mise à jour et une extension de la méthode proposée par Johansson et Westerling (Johansson and Westerling 2002).

L'algorithme complet distingue en fait 10 cas qui se combinent ensuite pour rejoindre les 4 catégories de la classification mentionnées au paragraphe précédent. La correspondance est la suivante :
Similarité = I.1 + I.2 + I.3 + III.3
Séquence acceptable = II.1 + III.1
Indépendance = II.2 + III.2
CI non informative = III.4 + III.5

Les cas ne pouvant pas être analysés automatiquement sont rejetés par le logiciel. Il s'agit des séquences comprenant une notion de iatrogénie, des séjours dont le DP est un code Z (code du chapitre XXI de la CIM10) sans diagnostic relié mentionné, et les séjours dont le code du DP est un code astérisque (chapitre 3.1.3 de la CIM-10 Volume 2).

Dans un second temps, le DP, la CI et toutes les causes présentes sur le certificat de décès ont été transcrites en catégories de la liste de regroupements, afin d'éliminer les différences n'ayant pas ou ayant peu de signification.

Dans le parcours de l'algorithme, la première question était : "au niveau de la liste de regroupements, le DP est-il égal à la CI ?".

Si oui (Cas I.), la comparaison suivante était faite au niveau plus détaillé du code CIM 10. Les codes CIM10 du DP et de la CI pouvaient soit être strictement égaux (Cas I.1), soit inégaux mais cependant compatibles (CI étant plus spécifique que DP (Cas I.2.), ou DP étant plus spécifique que CI (Cas I.3)), ou différents –bien qu'appartenant à la même catégorie de regroupement (Cas I.3) [PC1].

Si non, la question suivante était « le DP est-il présent quelque part sur le certificat de décès, au niveau de la liste de regroupements ? ». En effet, les instructions de la CIM 10 stipulent que l'avis du médecin certificateur doit être pleinement considéré. C'est pourquoi, la localisation du DP en partie I ou en partie II a été prise en compte.

Si le DP était mentionné en partie II, il a été considéré comme n'ayant pas participé directement au processus ayant conduit au décès, mais comme une cause contributive indépendante (Cas II.2).

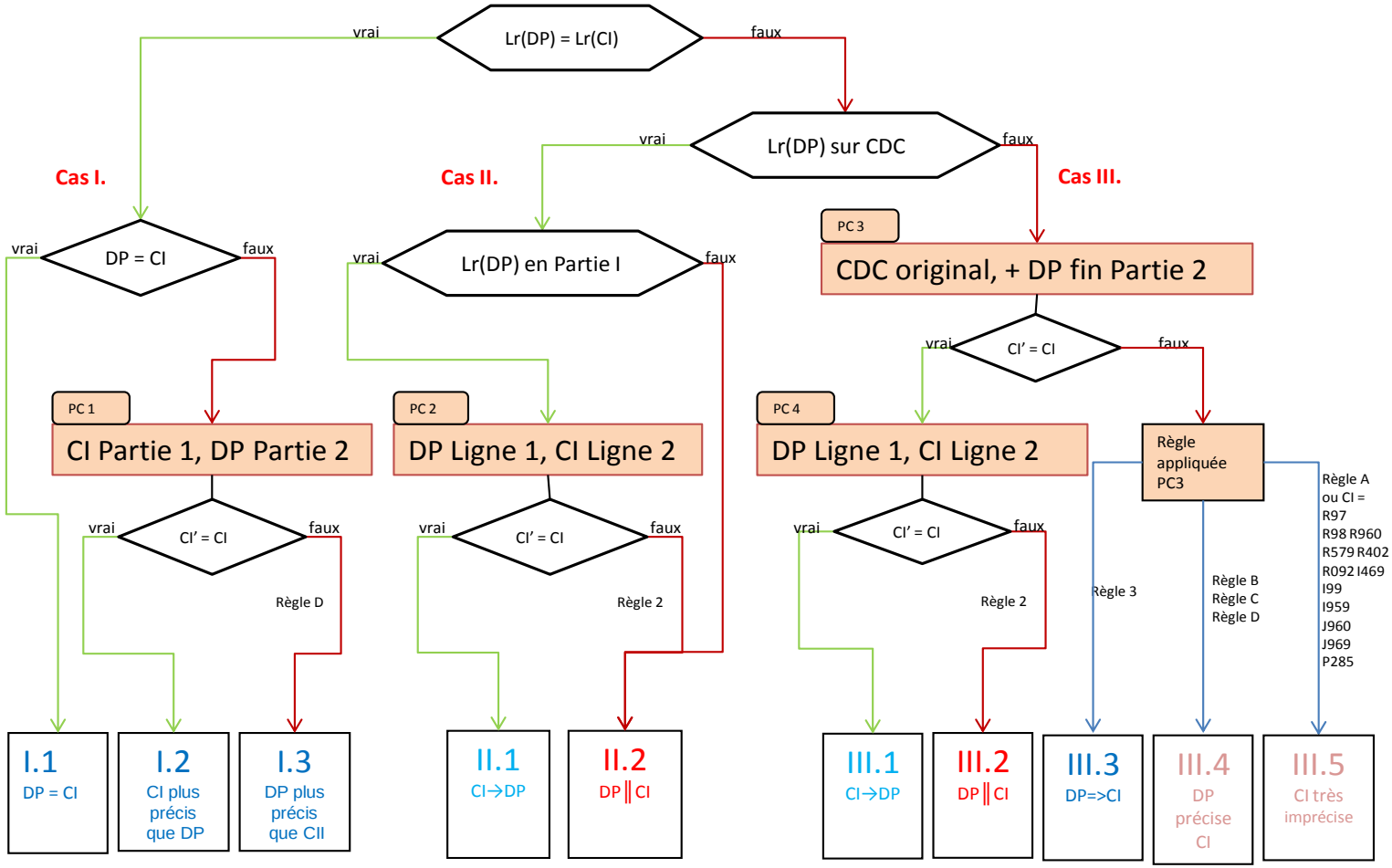
A l'inverse, si le DP était mentionné en partie I (tout en étant différent de la CI), un deuxième type de pseudo-certificat [PC2] a permis de tester si la CI pouvait avoir causé le DP (Cas II.1) ou non (Cas II.2).

Si le DP n'était mentionné nulle part sur le certificat de décès (au niveau de la liste de regroupements), nous avons cherché à savoir s'il avait pu avoir été omis (à tort) du certificat de décès [PC3]. De fait, la CI peut être une conséquence directe du DP (Cas III.3), ou bien une condition moins précise (Cas III.4 ou III. 5).

Si le DP n'était pas mentionné sur le certificat de décès sans raison évidente, la dernière question était de savoir si la CI pouvait avoir causé le DP (Cas III.1) ou non (Cas III.2) [PC4].

La relation CI/DP a ainsi été estimée pour tous les séjours suivis d'un décès dans l'année suivant l'admission. Une description et des exemples de pseudo-certificats sont donnés en annexe (Annexe 2).

Figure 5. Algorithme de comparaison CI/DP



Lr : liste de regroupements
CDC : certificat de décès
PC : pseudo-certificat
A→ B : A est une cause acceptable de B
A => B : B est une conséquence directe de A
A || B : A et B n'ont pas de relation causale évidente

Les pourcentages présentés ne tiennent pas compte des:
Exclus (Iatrogénie Code Z en DP Code asterisque)
Rejets IRIS

2. Etude des facteurs de variation de la relation pour le dernier séjour des patients

a. Séjours étudiés

Pour l'étude des facteurs de variation de la relation, seul le dernier séjour des patients (bénéficiaires du régime général) hospitalisés en 2008-2009 et décédés dans l'année suivant la sortie ont été étudiés. Pour les séjours de 2008, seul le mois de sortie était disponible alors que pour les séjours de 2009, le jour exact était connu. Comme le délai sortie-décès, qui est une variable d'intérêt, est imprécis pour les séjours de 2008, ceux-ci n'ont été considérés que lorsque le décès était intra-hospitalier ou survenait trois mois ou plus après la sortie.

b. Méthodes statistiques

Les décès intra-hospitaliers et extrahospitaliers ont été analysés séparément. La relation entre DP et CI a été étudiée en fonction de l'âge, du genre, du délai sortie-décès (en mois), de la catégorie de cause initiale (classifiée en grands chapitres : tumeurs (C00-D489), maladies de l'appareil neurosensoriel (G00-H959), maladies de l'appareil circulatoire (I00-I999), maladies de l'appareil respiratoire (J00-J999), maladies de l'appareil digestif (K00-K939), causes externes (V01-Y899), et une catégories pour les autres codes), de la région de domicile et de la définition du DP en vigueur (V10/V11). Parce qu'ils ne contiennent pas d'information sur les organes impliqués au début du processus létal, les CI imprécises (code CIM-10 R99, R960, R579, R402, R092, I469, I99, I959, J960, J969, ou P285) ont été exclues de la comparaison selon la catégorie de CI.

Les facteurs de risque d'indépendance vs. cohérence ont été analysés par des méthodes uni et multi-variées de régression log-binomiale (McNutt et al. 2003), après exclusion des cas non informatifs. Les risques relatifs (RRs) et leur intervalles de confiance à 95% ont été estimés, bruts et ajustés sur l'âge, le sexe, le délai sortie-décès, la durée de séjour, le nombre de séjours durant la dernière année de vie, et la catégorie de cause initiale. Pour chaque variable, la classe modale a été choisie comme classe de référence.

L'âge, le délai sortie-décès, la durée de séjour, et le nombre de séjours durant la dernière année de vie, ont été introduits en tant que variables continues pour pratiquer des tests de tendance (p-trend). Les analyses ont été menées sous SAS® version 9.3.

III. Résultats

1. Séjours étudiés

Les séjours étudiés comprennent 323 375 décès intra-hospitaliers et 98 085 décès extrahospitaliers.
La méthode fondée sur l'utilisation du logiciel Irisa classé la relation CI/DP automatiquement pour 91,7% des séjours étudiés. Les principales raisons de rejets étaient les DP non acceptés comme causes de décès (codes du chapitre XXI de la CIM, dits codes Z)(2,9%) et les cas impliquant une iatrogénie (3,2%).

2. Lieu de décès intra/extra hospitalier

DP et CI étaient cohérents dans 88,8% des décès intra-hospitaliers et 72,9% des décès extrahospitaliers (Tableau 4).
Les cas d'indépendance et de CI non informative étaient comme attendu plus fréquents pour les décès extrahospitaliers que pour les décès intra-hospitaliers : 19,5% vs. 8,5% et 7,6% vs.2,7% respectivement.

Tableau 4. Relation DP/CI selon le lieu de décès intra/extra hospitalier

Relation CI/DP	Décès intra-hospitaliers n=298 083	Décès extrahospitaliers n=88 403
Similarité (a)	40,2%	23,1%
Séquence Acceptable (b)	48,6%	49,8%
Sous total Cohérence (a+b)	88,8%	72,9%
Indépendance	8,5%	19,5%
CI non informative	2,7%	7,6%
Total	100,0%	100,0%

3. Age et sexe

Globalement, l'indépendance augmentait avec l'âge. Toutefois, la proportion de cas indépendants était la plus faible dans la classe des 15-34 ans pour les décès intra-hospitaliers et la plus élevée dans cette même classe pour les décès extrahospitaliers.

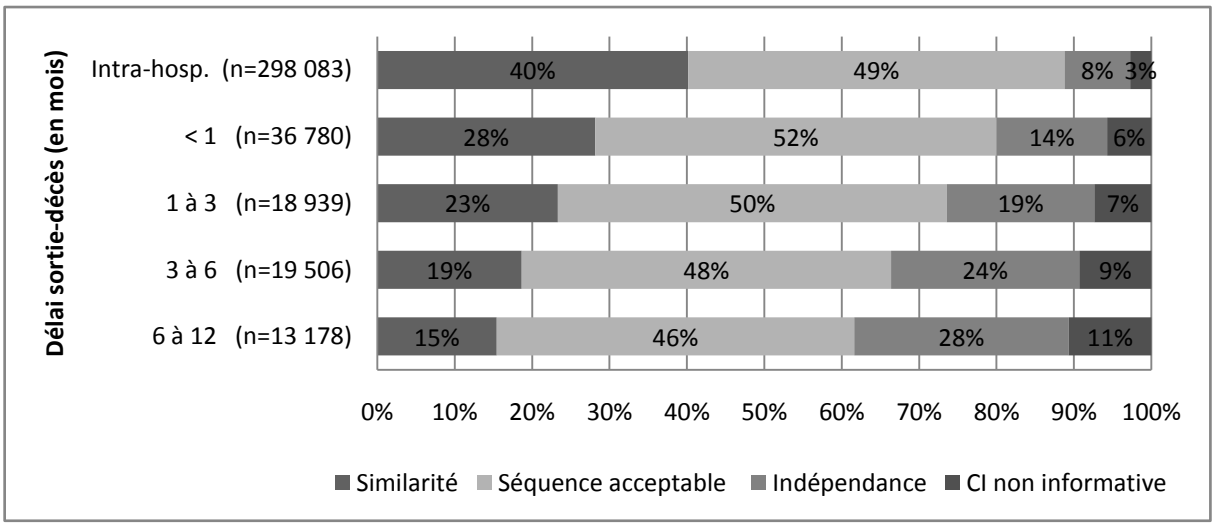
La CI était plus souvent non informative pour les décès survenant après 85 ans que pour les décès avant cet âge : 4,8% vs. 2,1% en intra-hospitalier et 10,2% vs. 6,0% en extrahospitalier. La CI était plus souvent non informative pour le sexe féminin, mais ce résultat est largement atténué après ajustement sur l'âge.

4. Délai sortie-décès

On observait une baisse de la cohérence avec l'allongement du délai, ce chiffre passant progressivement de 88,8% pour les décès intra-hospitaliers à 61,6% pour les décès survenant plus de 6 mois après la sortie, due à la baisse des cas de similarité, le pourcentage de séquences acceptables restant stable (Figure 6).

Les proportions de cas d'indépendance et de CI non informative augmentaient avec le délai sortie-décès. DP et CI étaient indépendants pour 8,5% des décès intra-hospitaliers et 27,7% des décès survenus entre 6 et 12 mois après la sortie du dernier séjour. La proportion de CI non informative atteignait 10,7% pour les décès survenant entre 6 et 12 mois après la sortie.

Figure 6. Relation CI /DP selon le délai sortie-décès (en mois)



5. Cause de décès

Lorsque la CI était une tumeur, la cohérence atteignait 93,7% et le DP du dernier séjour était plus souvent similaire à la CI (54,9%) (Tableau 5). Pour les autres catégories de CI, la similarité variait de 17,9% pour les maladies de l'appareil neurosensoriel à 37,7% pour les maladies de l'appareil digestif. Pour les décès de cause externe, les règles de codage respectives impliquent que le DP soit un code du chapitre XIX de la CIM 10 et la CI un code du chapitre XX. Pour cette raison DP et CI ne peuvent jamais être similaires. Ces cas ont été détectés comme des séquences acceptables par l'algorithme proposé.

Tableau 5. Relation CI/DP selon la catégorie de cause initiale de décès (N=386 486)

Catégorie de CI	Similarité	Séquence acceptable	Indépen-dance	CI non informative
Tumeurs (C00-D489)	54,9%	38,8%	6,2%	0,1%
M. de l'appareil neurosensoriel (G00-H959)	17,9%	65,0%	16,5%	0,7%
M. de l'appareil circulatoire (I00-I999)	30,4%	53,6%	13,9%	2,0%
M. de l'appareil respiratoire (J00-J999)	27,8%	53,7%	10,8%	7,7%
M. de l'appareil digestif (K00-K939)	37,7%	47,0%	13,4%	1,9%
Causes externes (V01-Y899)	0,0%	83,4%	15,4%	1,2%
Autres	18,7%	60,1%	17,9%	3,3%

M. : maladies

Codes CIM 10 imprécis exclus (R99,R960,R579,R402,R092,I469,I99,I959,J960,J969,P285)

6. Région de domicile

Il n'y pas de différence notable entre les régions de domicile (Tableau 6).

Tableau 6. Relation CI/DP selon la région de domicile

Région	N	Similarité	Séquence acceptable	Indépendance	CI non informative
Alsace	11 844	33,5%	51,8%	12,1%	2,6%
Aquitaine	19 358	36,6%	47,9%	11,2%	4,3%
Auvergne	8 971	34,0%	50,7%	11,7%	3,7%
Basse-Normandie	9 773	37,6%	48,0%	10,7%	3,8%
Bourgogne	12 174	34,3%	50,8%	11,0%	4,0%
Bretagne	18 316	37,3%	47,9%	11,2%	3,7%
Centre	17 080	36,7%	48,4%	11,1%	3,9%
Champagne-Ardenne	9 497	38,3%	47,3%	10,6%	3,8%
Corse	1 743	39,5%	45,7%	10,0%	4,8%
Franche-Comté	7 830	33,5%	52,0%	11,0%	3,5%
Haute-Normandie	13 299	37,2%	48,8%	10,6%	3,4%
Ile-de-France	58 667	38,6%	46,9%	10,6%	3,9%
Languedoc-Roussillon	14 853	36,7%	47,6%	11,5%	4,2%
Limousin	5 070	39,8%	43,7%	12,4%	4,1%
Lorraine	15 723	35,1%	50,5%	10,7%	3,7%
Midi-Pyrénées	15 381	36,3%	48,5%	10,6%	4,6%
Nord-Pas-de-Calais	27 742	33,5%	52,1%	11,0%	3,4%
Pays de la Loire	19 613	36,1%	50,2%	10,4%	3,4%
Picardie	13 961	34,8%	50,2%	10,7%	4,3%
Poitou-Charentes	10 158	37,4%	47,6%	11,0%	4,0%
Provence-Alpes-Côte-d'Azur	33 947	35,2%	49,2%	10,7%	4,9%
Rhône-Alpes	33 913	37,5%	47,8%	11,6%	3,1%
Total	378 913	36,4%	48,8%	11,0%	3,9%

7. Changement de définition du DP

La proportion d'indépendance varie très peu avec le changement de définition du DP au moment du passage à la Version 11 de la fonction groupage des GHM (1ermars 2009) (Tableau 7). On constate une augmentation de l'ordre de un demi-point seulement des cas où la cause initiale de décès et le diagnostic principal sont similaires tant pour les décès intra-hospitaliers que pour les décès post-hospitaliers, allant dans le sens attendu (le DP ne pouvant plus être une complication survenue pendant le séjour, il est plus souvent similaire à la CI).La fréquence de l'indépendance varie de moins d'un point, à la hausse pour les décès intra-hospitaliers, et à la baisse pour les décès post-hospitaliers.

Tableau 7. Relation CI/DP selon l'année du séjour (comparaison V10/V11)

Période	N	Similarité	Séquence acceptable	Indépendance	CI non informative
Décès intra-hospitaliers					
Nov-Dec 2008	25 033	39,2%	49,5%	8,1%	3,2%
Nov-Dec 2009	25 635	39,7%	48,7%	8,9%	2,8%
Décès post-hospitaliers					
Nov-Dec 2008	66 879	27,3%	47,2%	19,6%	5,8%
Nov-Dec 2009	66 973	28,0%	47,0%	18,5%	6,6%

8. Indépendance vs. cohérence

Après exclusion des cas non informatifs, DP et CI avaient une relation d'indépendance dans 8,7% des décès intra-hospitaliers (Tableau 8). Cette proportion était plus élevée après 65 ans, pour les séjours longs (p-trend<.0001), et les autres causes de décès que les tumeurs. Les résultats ajustés étaient similaires et révèlent une tendance à l'accroissement de l'indépendance lorsque le nombre de séjours au cours de la dernière année de vie augmentait.

Pour les décès extrahospitaliers, DP et CI avaient une relation d'indépendance dans 21,1% des cas. Cette proportion était particulièrement élevée pour la classe des 15-34 ans, ou pour les décès de cause externe. L'indépendance était associée positivement avec le délai sortie-décès (p-trend<.0001), et négativement avec la durée de séjour (p-trend<.0001) et le nombre d'hospitalisations dans la dernière année de vie (p-trend<.0001). Après ajustement sur l'âge, le sexe, la durée de séjour, le nombre de séjours dans l'année précédant le décès, et la catégorie de CI, la force de ces associations diminuait mais les associations avec le délai sortie-décès et avec la catégorie de CI autre que tumeur restaient notables. Après ajustement, l'âge 15-34 ans n'était plus associé à un risque accru d'indépendance.

Tableau 8. Fréquence de l'indépendance entre DP et CI et risques relatifs (RR) (analyse uni et multivariée) selon l'âge, le genre, le délai sortie-décès, la durée de séjour, le nombre de séjours et la catégorie de CI

	Décès intra-hospitaliers				Décès extrahospitaliers			
	n	Indépendance	RR	RRa	n	Indépendance	RR	RRa
	289904				81688			
Age (années)								
1-14	1010	5,2%	0.58*	0.57*	154	11,7%	0.59*	0.52*
15-34	3576	4,8%	0.52*	0.55*	917	24,9%	1.26*	0.87*
35-64	71556	7,1%	0.78*	0.87*	14562	21,6%	1.09*	1.10*
65-84	143413	9,1%	1	1	36314	19,8%	1	1
>85	70349	9,7%	1.07*	0.97*	29741	22,5%	1.14*	0.96*
p-trend			<.0001	<.0001			0.0961	<.0001
Genre								
Masculin	158793	8,8%	1	1	39582	20,8%	1	1
Féminin	131111	8,6%	0.98	0.93*	42106	21,5%	1.03*	0.98
Délai sortie-décès (mois)								
]0-1]					34678	15,1%	1	1
]1-3]					17548	20,6%	1.36*	1.31*
]3-6]					17691	26,8%	1.77*	1.53*
]6-12]					11771	31,0%	2.05*	1.62*
p-trend							<.0001	<.0001
Durée de séjour (jours)								
[0-1[	22622	3,9%	0.39*	0.33*	8677	23,5%	1.21*	1.19*
[1-3]	73259	6,8%	0.67*	0.60*	15722	23,2%	1.19*	1.09*
[4-9]	73751	9,2%	0.92*	0.87*	20983	22,0%	1.13*	1.06*
[10-29]	89435	10,1%	1	1	30028	19,4%	1	
>30	30837	11,4%	1.13*	1.16*	6278	17,9%	0.92*	0.98
p-trend			<.0001	<.0001			<.0001	<.0001
Nombre de séjours dans l'année précédant le décès								
1	96470	8,6%	0.96*	0.90*	31150	23,5%	1.30*	1.08*
2-3	105464	9,0%	1	1	30037	23,2%	1	1
4-5	46523	8,8%	0.98	1.08*	11522	22,0%	0.81*	0.96
>6	41447	8,0%	0.89*	1.12*	8979	19,4%	0.72*	1.03
p-trend			<.0001	<.0001			<.0001	<.0001
Catégorie de cause initiale								
Tumeurs	122824	5,4%	1	1	29807	9,8%	1	1
M. neurosensorielles	9456	11,3%	2.11*	2.33*	5900	25,0%	2.55*	2.33*
M. app. circulatoire	71702	10,1%	1.88*	2.21*	21872	27,9%	2.84*	2.71*
M. app. respiratoire	19894	9,3%	1.74*	1.93*	4067	23,2%	2.36*	2.28*
M. de l'appareil digestif	19796	11,7%	2.18*	2.51*	2470	29,1%	2.97*	2.85*
Causes externes	13126	9,4%	1.74*	2.32*	5453	30,7%	3.12*	2.71*
Autres	33106	14,9%	2.78*	3.15*	12119	28,2%	2.88*	2.68*

RRa: ajusté sur âge, sexe, durée de séjour, nb de séjours dans l'année précédant le décès, catégorie de CI.
* p<0,05 ; M. : maladies

IV. Discussion

1. Points forts

Une définition formelle du concept de l'indépendance entre la principale pathologie traitée lors d'un séjour hospitalier et la cause de décès a été proposée ici. Nous avons implémenté une méthode largement automatisée, reproductible et fondée sur l'application de standards internationaux pour évaluer cette indépendance, en adaptant le logiciel international Iris, développé pour une autre utilisation.

L'augmentation de l'indépendance avec l'âge, notamment pour les décès intra-hospitaliers, est vraisemblablement à mettre en relation avec la plus grande fréquence de poly-pathologies aux âges élevés et paraît logique. De même pour l'augmentation de l'indépendance quand le délai sortie-décès augmente.

2. Points faibles

La qualité de l'appréciation de l'indépendance devrait être évaluée à l'aide d'une expertise manuelle. Il semble que la méthode tende à considérer facilement comme acceptables des combinaisons de diagnostics, sous-estimant certains cas d'indépendance.

A contrario, certains cas sont étiquetés indépendants alors que les deux codes seraient similaires si l'un d'entre eux n'était pas erroné. Par exemple, l'enregistrement de deux tumeurs primitives distinctes mais de localisations très proches (ex colon et rectum, qui ne tombent pas dans la même liste de regroupements). Ces cas pourraient être identifiés et considérés comme similaires dans le cadre d'un développement plus élaboré.

Dans le même ordre d'idées, certains cas peuvent avoir été étiquetés indépendants, parce que le DP et la CI l'étaient, alors que la CI pouvait être cohérente avec l'un des diagnostics associés. La cause initiale de décès était alors indépendante du diagnostic principal, mais cohérente avec des pathologies prises en charge durant l'hospitalisation. Ce phénomène est potentiellement plus marqué pour les décès intra-hospitaliers et explique l'importance relativement inattendue des séjours se soldant par un décès dont la cause est étiquetée indépendantes du DP. Il serait théoriquement possible (bien que très lourd à réaliser en pratique à l'heure actuelle) de comparer les causes de décès à chacun des diagnostics mentionnés pendant le séjour hospitalier. Cela aurait pour conséquence de diminuer la fréquence de l'indépendance entre séjour et cause de décès.

Enfin, pour 8,3% des séjours, la relation n'a pas pu être évaluée, ce qui représente une limite à l'utilisation de cette méthode, qui nécessiterait de plus amples développements.

3. Validité extrinsèque

Nos résultats sont cohérents avec ceux de l'étude suédoise : 89% de cohérence pour les décès intra-hospitaliers dans les deux pays, et 71% en France contre 68% en Suède pour les décès extrahospitaliers (Johansson and Westerling 2002).

Dans l'étude suédoise, une investigation des dossiers médicaux pour quelques décès intra-hospitaliers a montré que l'incohérence était souvent due à des erreurs de certification. Notre algorithme permet de distinguer les cas où la CI est manifestement non informative, ce qui devrait limiter ce phénomène. Cependant, seul un retour aux dossiers pourrait permettre d'évaluer la fréquence des erreurs de codage du DP ou de la CI conduisant à une erreur de classification de la relation.

V. Conclusion

Cette méthode de classification est une étape indispensable dans ce travail d'analyse de la mortalité post-hospitalière, afin de ne pas attribuer aux établissements les décès post-hospitaliers vraisemblablement indépendants des pathologies prises en charge et des soins, qui sont d'autant plus fréquents que le délai post-hospitalier considéré est long. Dans cette optique, la notion d'indépendance n'a d'intérêt que pour les décès survenant après la sortie du séjour considéré. Pour les séjours intra-hospitaliers, l'indépendance entre la cause initiale de décès et le diagnostic principal serait très vraisemblablement marginale si la comparaison avec la cause initiale avait pu être menée avec tous les diagnostics associés mentionnés au cours du séjour, ou si les causes de décès compétitives de la cause initiale étaient prises en compte. Pour cette raison seuls les décès extrahospitaliers étiquetés indépendants seront considérés comme tels dans la troisième partie de la thèse.

En marge des objectifs de la thèse, l'étude de la relation CI/DP a permis d'évaluer la capacité des données du PMSI seules à refléter les causes de décès. Les résultats conduisent à une mise en garde contre l'utilisation du DP du PMSI comme proxy de la cause initiale de décès : en intra-hospitalier, même au niveau de la liste de regroupements, DP et CI ne sont similaires que dans 40% des cas. Notons cependant que la cohérence des deux informations est élevée (89%), du fait de la fréquence des séquences causales acceptables (49%).

Ce travail a également permis d'évaluer la qualité de la modalité décès du mode de sortie PMSI (cf. Annexe3).

VI. Valorisation

Un article (Article 1, Annexe 6)

Automated comparison of last hospital main diagnosis and underlying cause of death ICD10 codes, France, 2008-2009. Lamarche-Vadel A, Pavillon G, Aouba A, Johansson LA, Meyer L, Jougla E, Rey G. BMC Med Inform Decis Mak. 2014 Jun 5;14(1):44.

Une communication orale :

Comparaison du diagnostic principal de la dernière hospitalisation et de la cause initiale du certificat de décès en 2008-2009, France. Lamarche-Vadel A, Pavillon G, Aouba A, Meyer L, Jougla E, Rey G. ADELF-EMOIS, Dijon, mars 2012.

Documentation :

AMPHI - Anayse de la Mortalité Post-Hospitalisation en France en 2008-2010 recherche d'Indicateurs par établissement- Rapport final. Lamarche-Vadel A, Ngantcha M, Jougla E, Rey G. CépiDc-Inserm, janvier 2014. Rapport remis à la Haute autorité de santé (HAS), la DREES et la CNAMTS.

PARTIE 3 : ELABORATION D'INDICATEURS DE MORTALITE POST-HOSPITALIERE A DIFFERENTS DELAIS ET AVEC PRISE EN COMPTE DES CAUSES DE DECES

I. Introduction

1. Contexte

Suite à une demande présidentielle, et dans le mouvement général de généralisation d'indicateurs de qualité et de sécurité des soins en établissement de santé soutenu par la loi «Hôpital, patient, santé et territoires» (HPST) de 2009, la France s'est engagée dans la construction d'indicateurs standardisés de mortalité par établissement, en cherchant à identifier les plus pertinents pour l'évaluation et l'amélioration de la qualité des soins prodigués par les établissements de court séjour.

Etant donné les limites de l'indicateur intra-hospitalier et de l'indicateur à 30 jours de l'admission exposées en introduction générale, il est apparu important de considérer des fenêtres constantes de plus de 30 jours après l'admission, ce qui n'a jamais été fait pour un indicateur de mortalité globale.

Cependant, plus le délai considéré est long, plus la mortalité après la sortie risque d'être due à d'autres facteurs que la qualité des soins (par exemple un accident), et la deuxième phase de cette étude a eu pour objectif d'identifier les décès 'indépendants' de la pathologie traitée en hospitalisation, afin de pouvoir construire des indicateurs qui n'attribuent pas ces décès aux établissements.

Un autre reproche fait aux indicateurs de mortalité par établissement utilisés pour évaluer la qualité des soins est le fait de considérer tous les décès hospitaliers au même plan, alors que les décès survenant dans un établissement peuvent avoir des probabilités de survenue très différentes. Beaucoup de décès sont "quasi-inévitables" (Girling et al. 2012; Campbell et al. 2012). Il risque alors d'être difficile de mettre en évidence les décès dont la probabilité de survenue est très faible (potentiellement plus évitables), car ils sont "dilués" au sein des nombreux décès très probables. Pour cette raison, il apparait également intéressant de tester un indicateur pondérant les décès par une fonction décroissante de leur risque de survenue.

Parmi les facteurs de variation de la mortalité entre différents établissements, le volume de cas traités (et donc la taille de l'établissement) ainsi que le type d'établissement (public/privé, universitaire …) ont été largement étudiés dans la littérature. Comme ces variations de mortalité

entre types d'établissement pourraient être dues à des différences de qualité des soins, ce ne sont pas des facteurs sur lesquels il convient d'ajuster les modèles visant à construire des indicateurs de mortalité reflétant la qualité des soins. Il est néanmoins important de savoir dans quelle mesure la mortalité diffère entre types d'établissements dans notre base d'étude, pour évaluer l'opportunité d'une stratification des analyses. En effet, si la sévérité des cas (non prise en compte par l'ajustement) ou la qualité du codage des diagnostics différaient fortement entre types d'établissements, l'analyse simultanée de l'ensemble des établissements conduirait à des résultats biaisés.

2. Objectifs

Les objectifs détaillés de cette 3ème phase, la plus importante de l'étude, étaient de:

1) proposer un modèle d'ajustement de la mortalité intra-hospitalière à partir des données disponibles en France

2) développer des indicateurs de mortalité post-hospitalière globale pour différents délais admission-décès : 30, 60, 90, 180, 365 jours post-admission

3) tester la présence d'un biais de sortie de l'indicateur intra-hospitalier sur les données françaises (c'est à dire étudier les associations entre la mortalité intra-hospitalière et la durée moyenne de séjour ou le taux de transfert au niveau établissement)

4) décrire la proportion de décès intra-hospitaliers survenant après 30 jours post-admission, afin d'évaluer la limite de l'indicateur à 30 jours

5) comparer différents indicateurs de mortalité post-hospitalière globale à fenêtre fixe (30, 60, 90, 180, et 365 jours de l'admission) dans le but d'identifier la fenêtre la plus pertinente

6) évaluer l'apport des causes de décès utilisées pour éviter d'attribuer aux établissements des décès post-hospitaliers de causes indépendantes de la pathologie principale prise en charge

7) évaluer l'intérêt d'un indicateur pondérant les décès par une fonction décroissante de leur risque de survenue

8) étudier la variabilité de la mortalité post-hospitalière globale selon le type d'établissement (taille, catégorie)

9) émettre des recommandations sur les délais admission-décès à privilégier pour l'étude de la mortalité post-hospitalière globale et sur leurs modalités d'utilisation.

10) lister les obstacles qui seraient à surmonter (restrictions légales, disponibilité des données, …) dans l'optique d'une éventuelle production en routine.

II. Matériel et Méthode

1. Données utilisées

a. **Base AMPHI**

Les séjours retenus pour la construction d'indicateurs par établissement sont les séjours 2009 de la base AMPHI. Pour mémoire, les séjours de 2008 ne sont pas exploitables pour les analyses faisant intervenir le délai admission-décès. En effet, ces durées sont imprécises en raison de la méconnaissance du jour exact de sortie (seul le mois est connu).

Etant issus de la base AMPHI, ces séjours concernent :

- le PMSI-MCO hors séjours groupés en erreur (CM90) et séances (CM28),
- les bénéficiaires du régime général hors sections locales mutualistes (70% de la population et des séjours MCO).

b. Exclusions

Pour cette étude de la mortalité post-hospitalisation, quelques exclusions supplémentaires ont porté sur :

- les séjours des **enfants de moins de un an** à l'entrée, en raison de la faible exhaustivité de l'enregistrement de leur date de décès dans le SNIIRAM à la date de l'étude (en particulier les moins de 2 mois),

- les séjours dont le diagnostic principal (DP) indique que les patients **arrivent décédés à l'hôpital** (DP en R95, R98, R99, R96.0, R96.1; 503 séjours, soit 0,005% des séjours), ou sont des **donneurs d'organes** (DP en Z52, 987 séjours, soit 0,01% des séjours). Pour ces derniers, il est actuellement impossible de distinguer les donneurs décédés des donneurs vivants ; il conviendrait par conséquent de réaliser une étude spécifique concernant les donneurs vivants.

- les séjours comprenant une mention de **Soins palliatifs** (code Z51.5 en DP ou en diagnostic associé, moins de 0,9% des séjours) car l'objectif des soins palliatifs est d'accompagner les patients vers le décès. Le niveau de mortalité relatif à ces séjours ne peut donc être considéré comme un élément d'évaluation de la qualité des soins.

Notons toutefois que 43% des séjours ayant un DP «soins palliatifs» ne se terminent pas par un décès intra-hospitalier (Tableau 9).

Le codage des soins palliatifs est très vraisemblablement correct du fait :

- de la bonne valorisation de ces séjours, qui incite à penser que les établissements ont intérêt à identifier ces situations (pas de sous codage).

- de la bonne définition de la catégorie et des contrôles réalisés par l'Assurance Maladie(pas de surcodage).

- les séjours dans les **hôpitaux locaux** (195 établissements, 25 981 séjours, soit 0,2% des séjours). Avec la fermeture des lits de médecine et de soins de suite, les hôpitaux locaux ont évolué vers la prise en charge des personnes âgées dans les zones rurales isolées. Ces structures étant très particulières quant à leur case-mix, leur inclusion dans la base AMPHI de référence nationale pour l'estimation de l'indicateur de mortalité intra et post-hospitalière a été considérée comme non pertinente.

Au final, la base d'étude comporte 11 526 545 séjours (7 655 075 patients), répartis dans 1 284 établissements de court-séjour (MCO).

Tableau 9. Proportion de patients décédés selon la présence de soins palliatifs dans le RSA, aux différents délais

Mention de soins palliatifs	Nb séjours	% séjours	Proportion de patients décédés en/à				
			Intra-hosp	30 jpa	90 jpa	180 jpa	365 jpa
En DAS	37 241	0,3%	42,2%	46,3%	71,3%	81,3%	88,2%
En DP	66 438	0,6%	56,7%	57,9%	82,7%	89,9%	93,9%
Aucune	11 526 545	99,1%	1,0%	1,6%	3,3%	4,9%	7,3%
Total	11 630 224	100,0%	1,5%	2,1%	3,9%	5,6%	8,0%

DAS : le RSA comprend la mention de soins palliatifs (Z51.5) en diagnostic associé significatif

DP : le RSA comprend la mention de soins palliatifs (Z51.5) en diagnostic principal

Jpa : jours post-admission

2. Modèle utilisé

Dans un premier temps, le modèle d'ajustement développé en Angleterre par Brian Jarman pour la mortalité intra-hospitalière, dit « modèle de Jarman » est décrit. Ensuite, nous avons proposé des adaptations et améliorations afin de disposer d'un modèle d'analyse de la mortalité intra-hospitalière française.

a. Modèle de référence pour la mortalité intra-hospitalière (« modèle de Jarman »)

Le modèle pris comme référence est le modèle développé par Brian Jarman dans sa dernière version publiée (Aylin, Bottle, and Middleton 2012) (datant de 2012 et reprenant le document technique d'octobre 2011). Il s'agit d'un ensemble de régressions logistiques permettant d'estimer la probabilité attendue de décéder au cours de chaque séjour, en fonction :

- de la catégorie de pathologie principale prise en charge (une régression par catégorie)
- des variables d'ajustement (mêmes variables pour chaque régression logistique).

Périmètre des séjours pris en compte

Le modèle de Jarman n'utilise qu'une sélection des séjours pour estimer la probabilité attendue de décès intra-hospitalier par établissement :

Dans un premier temps, les séjours de la base nationale sont classés dans l'une des 259 catégories du Clinical Classification System (CCS) en fonction de leur diagnostic principal. La classification CCS a été développée par l'Agency of Healthcare Research and Quality (AHRQ) aux Etats-Unis, et une table de correspondance entre les codes CIM10 et les catégories CCS est disponible sur le site de l'AHRQ (http://www.hcup-us.ahrq.gov/toolssoftware/beta/icd_10_beta.jsp). Ensuite, les catégories CCS sont ordonnées par nombre de décès décroissant. Celles qui comprennent le plus de décès et couvrent 80% des décès de la base nationale sont retenues. Les autres ne sont pas considérées : le périmètre du modèle est défini par l'appartenance du diagnostic principal à l'une des catégories CCS retenues. En Angleterre, 56 catégories CCS sont utilisées (couvrant 83% des décès intra-hospitaliers en 2011).

Variable expliquée : décès intra-hospitalier

Les décès sont identifiés par la modalité « décès » de la variable « mode de sortie » du séjour.

Paramètres d'ajustement

Les variables incluses dans les modèles logistiques de chaque CCS sont les suivantes :

- Sous-catégorie CCS de la pathologie principale (subdivisions de catégorie CCS proposées par l'AHRQ pour une classification plus fine. Voir http://hcup-us.ahrq.gov/toolssoftware/ccs/ccsfactsheet.jsp),
- Sexe du patient,
- Age du patient à l'admission (en classes de 5 ans jusqu'à 90 ans, puis une classe "90 ans et plus"),
- Quintile de désavantage social de la zone de résidence du patient (fondé sur l'indice de Carstairs (Morris and Carstairs 1991) pour les données anglaises),
- Comorbidités prises en charge durant le séjour du patient (diagnostic secondaires seulement): elles sont mesurées par le score de Charlson (Bottle and Aylin 2011), calibré pour la population anglaise, avec inclusion de quelques codes CIM10 supplémentaires dans certaines catégories, et traité en tant que variable continue (le score est borné entre 0 et 50),
- Type d'admission du patient (programmée (*elective* ou en urgence),
- Source d'admission,
- Nombre d'hospitalisations en urgence dans les 12 mois précédant le séjour considéré,
- Mention de soins palliatifs (code Z51.5) dans un champ de diagnostic quel qu'il soit,
- Mois d'admission du patient,
- Interaction entre l'âge à l'admission et le score de Charlson si elle est significative,
- Année de sortie de l'établissement.

b. Modèle AMPHI retenu après adaptations du modèle de référence

Le modèle de Jarman a été reproduit, avec les améliorations et adaptations suivantes.

Lorsque des choix entre différentes modalités d'introduction des variables dans le modèle étaient nécessaires, ceux-ci ont été basés sur l'optimisation de deux indicateurs de performance des modèles:

- la statistique de Hosmer-Lemeshow : Khi-deux d'adéquation sur 10 classes entre nombre de décès observés et nombre de décès prédits par le modèle (Hosmer and Lemeshow 2000).
- le critère de Schwarz (ou BIC : Bayesian Information Criterion) : log-vraisemblance pénalisée par une fonction du nombre de paramètres inclus dans le modèle (Schwarz 1978).

Périmètre des séjours pris en compte

Afin de couvrir 100% des séjours, la méthode proposée par l'Australian Institute of Health and Welfare (Ben-Tovim et al. 2009), et reprise en France par l'ATIH (Lefebvre et al. 2012) a été utilisée pour prendre en compte les 20 % de décès restants, qui sont répartis dans plus de 200 catégories

CCS. Il s'agit d'un regroupement de ces catégories en fonction des risques de décès qui y sont observés (donc sans logique médicale), afin de créer 10 groupes de nombres de décès égaux.

Variable expliquée : terme du décès

Dans les données médico-administratives anglaises et françaises, les décès intra-hospitaliers sont identifiés par la modalité « décès » de la variable « mode de sortie » du séjour. Pour l'étude de la mortalité post-hospitalière en France, la variable expliquée retenue a été le statut vital à un délai donné de l'entrée dans le séjour (cf. paragraphe II.4.).

Pathologie principale

Lorsque le diagnostic principal était un code de prise en charge (chapitre XXI de la CIM10) et que le diagnostic relié (DR) était renseigné, c'est ce dernier qui a été retenu comme pathologie principale. En l'absence de DR, c'est le diagnostic principal qui était retenu. Dans la suite du document, le terme « diagnostic principal »sera employé dans le sens de pathologie principale (DP ou DR).

La catégorie CCS de la pathologie principale a été déterminée à l'aide de la table de correspondance obtenue auprès de l'AHRQ (voir http://www.hcup-us.ahrq.gov/toolssoftware/beta/icd_10_beta.jsp). De cette manière, 42 catégories CCS couvrent 80% des décès intra-hospitaliers dans la base AMPHI (période 2009-2010).

Sous-catégorie CCS

Dans le modèle de Jarman, au sein de chaque catégorie CCS, un ajustement sur les subdivisions spécifiques de cette catégorie de l'AHRQ est effectué. Cela permet de tenir compte de l'hétérogénéité des risques de mortalité liée aux différentes pathologies qui peuvent coexister au sein d'une même catégorie CCS. Cependant, il n'existe pas de version officielle des sous-catégories CCS pour la CIM10.

En l'absence d'explication de cette subdivision dans un article scientifique ou un rapport disponible, un échange par mail avec Brian Jarman nous a permis d'utiliser la méthode qu'il a mise en œuvre dans un cas similaire. Il s'agit, pour chaque catégorie CCS (ou regroupement de catégories), de créer des sous-catégories (au nombre de 9 au maximum) selon le risque observé de mortalité pour chaque code CIM10. Les codes CIM10 composant une catégorie CCS sont ainsi répartis dans les neuf sous-catégories (au maximum) sur des critères statistiques.

Age et sexe

Le polynôme fractionnaire de l'âge le plus prédictif des valeurs empiriques a été recherché. Développés à la fin des années 90 sur la base des polynômes ordinaires, les polynômes fractionnaires ont l'avantage d'autoriser des puissances décimales ou négatives (dans un ensemble compris entre -2 et 3 le plus souvent) leur permettant de se rapprocher au plus près de la distribution empirique et de ce fait d'améliorer la prédiction de celle-ci(Royston and Sauerbrei 2008). Les critères d'adéquation de l'ensemble des modèles se rapportant aux polynômes fractionnaires de degrés 1 et 2 ont été étudiés et nous avons abouti au choix du polynôme fractionnaire de degré 2 maximisant l'adéquation suivant : $\beta_1 \cdot \sqrt{age} + \beta_2 \cdot \sqrt{age} \cdot \log(age)$. C'est sous cette forme que l'âge a été introduit dans toutes les analyses.

Score de Charlson

Les codes CIM10 retenus par Quan en 2005 (Quan et al. 2005) ont servi à identifier les comorbidités présentes parmi les diagnostics associés significatifs (DAS) de chaque séjour, codés en CIM10.
Les poids calculés par Quan en 2011 (Quan et al. 2011) et validés sur les données françaises de mortalité intra-hospitalière ont été utilisés pour calculer le score de Charlson.

Interaction âge-Charlson

Deux termes d'interaction ont été introduits dans la régression logistique. Ils correspondent aux produits de chacun des deux termes du polynôme fractionnaire de l'âge avec le score de Charlson.

Proxy reflétant le niveau socio-économique

L'indice de désavantage social de la commune de domicile FDep (Rey et al. 2009) a été utilisé comme proxy du niveau socio-économique du patient. Il prend en compte 4 variables : le revenu médian par ménage, la part des diplômés du baccalauréat dans la population de 15 ans et plus, la part des chômeurs et la part des ouvriers dans la population active.
Deux informations sur la commune de domicile sont disponibles dans la base AMPHI : la première issue du SNIIRAM, la seconde issue du PMSI-MCO.
La commune de domicile du bénéficiaire du SNIIRAM présente trois défauts qui en limitent l'usage : la commune de domicile peut changer après l'hospitalisation, et on ne dispose pas de l'historique dans le SNIIRAM ; elle est assez fréquemment indisponible (16% de valeurs manquantes en 2008 et 4% en 2009), et quelques codes sont erronés (des codes postaux ayant parfois été enregistrés à la place des codes INSEE prévus). Pour cette raison, c'est l'information sur le domicile (code géographique de résidence) présente dans le RSA de la base nationale PMSI-MCO qui a été retenue.
L'indice de désavantage social est disponible à l'échelle des communes (36 458 communes). Le code géographique PMSI (5996 codes) est constitué de regroupement de communes. Il a donc fallu

calculer l'indice à cette échelle. Une table de correspondance commune-code géographique PMSI a pour cela été construite, en combinant une table de correspondance commune-code postal et code postal-code géographique PMSI. L'indice a par la suite été calculé à cette échelle comme la moyenne pondérée par la population des indices des communes qui composent chaque code géographique PMSI.

Dans la mesure où cela améliorait l'adéquation des modèles, cette variable d'ajustement a été introduite dans les modèles par CCS en tant que variable continue, alors que le modèle de Jarman utilise des quintiles de désavantage social.

Mois d'admission

La variable « mois d'admission » n'est pas directement disponible dans la base AMPHI. En revanche, les variables « mois de sortie » et « durée de séjour » (en jours) le sont et ont permis de reconstituer un « mois d'admission approximé ».

L'étude de cette variable a montré deux phénomènes : une surmortalité pour les admissions hivernales (possiblement pour des raisons de gravité plus grande) et une surmortalité pour les admissions au mois d'août. Cette dernière est vraisemblablement liée au fait que les admissions programmées sont moins fréquentes ce mois-là comparativement aux admissions en urgence qui représentent des prises en charge plus lourdes ou pour des cas plus sévères. En raison de l'impossibilité de repérer les admissions en urgence dans les données françaises disponibles en 2009, l'ajustement sur le mois d'entrée semble pertinent en tant qu'ajustement sur la gravité.

Mode d'admission/provenance

Pour des raisons de pertinence à la fois médicale et statistique, il a été décidé après une discussion avec l'ATIH et la HAS de distinguer les 5 modalités suivantes pour la variable « mode d'admission/provenance » introduite dans les régressions logistiques :

- domicile sans passage par les urgences,
- domicile avec passage par les urgences,
- transfert d'un autre établissement MCO,
- transfert en provenance d'hospitalisation à domicile ou d'une unité de soins de suite-réadaptation.
- transfert en provenance d'une unité de soins de longue durée, d'une unité psychiatrique ou provenance d'un substitut de domicile (structure médico-sociale).

Autres différences par rapport au modèle de Jarman

Contrairement au modèle de Jarman, nous n'avons pas tenu compte des 3 variables suivantes:

1) Mention de soins palliatifs en DP, DR ou DAS (ces séjours ont été exclus).
2) Type d'admission programmée vs. en urgence (variable non disponible) ;
3) Nombre d'entrées en urgence dans les 12 mois précédant le séjour considéré (variable non disponible) ;

En effet, il n'existe pas dans le PMSI-MCO de variable équivalente à la notion anglaise d'admission *programmée / en urgence*. L'approximation par la notion entrée *via les urgences* n'a pas été retenue pour éviter d'introduire un biais pour les établissements non dotés d'un Service d'Accueil des Urgences (SAU). En effet, bien qu'accueillant régulièrement des patients de manière non programmée, ceux-ci n'auraient pas d'entrées *via les urgences.* De plus, même dans les établissements avec SAU, les services peuvent accueillir des patients en urgence sans passage par les urgences.

3. Définitions et représentation graphique : HSMR, outliers

Dans toutes les analyses ultérieures (repérage d'outliers, modèles de régression, calculs de coefficients de corrélation intra-classes) on suppose que le nombre de décès observés suit une loi de Poisson et que le nombre de décès attendu est connu.

a. Définition du HSMR

Le modèle permet d'estimer pour chaque séjour la probabilité attendue de décès.
Pour chaque établissement, chaque région, ou chaque type d'établissement, le nombre de décès attendu est égal à la somme des probabilités de décès pour les séjours considérés.
Le HSMR est alors défini comme le rapport nombre de décès observés / nombre de décès attendus.
Ainsi, le HSMR d'un établissement (une région, une catégorie d'établissement) mesure le facteur multiplicatif moyen entre son niveau de mortalité et le niveau de mortalité moyen sur l'ensemble de la base.
Un HSMR supérieur à 1 signifie que la mortalité de l'établissement (la région, la catégorie d'établissement) est supérieure à celle de l'ensemble de la base. Un HSMR inférieur à 1 signifie que la

mortalité de l'établissement (la région, la catégorie d'établissement) est inférieure à celle de l'ensemble de la base.

Cependant, cette mesure est entourée d'une imprécision statistique intrinsèque. Celle-ci est attribuable au phénomène aléatoire que représente la survenue d'un décès en présence d'un risque de mortalité sur une durée donnée. Cette imprécision est d'autant plus importante que le nombre de décès attendu est faible. Un intervalle de confiance du HSMR est calculé à partir de l'hypothèse d'une variance de Poisson du nombre de décès observé, sans intégrer la variance due à l'imprécision du calcul du nombre de décès attendu.

Mesure de la surdispersion

Nous faisons l'hypothèse que le nombre de décès par établissement suit une loi de Poisson. Ainsi, pour un nombre de décès attendu donné (E_i), le nombre de décès observés est le résultat d'un tirage aléatoire dont la variance est, en l'absence de variabilité du risque de mortalité par établissement, E_i. Cependant, l'objet de notre approche consiste justement à identifier la variabilité du risque de mortalité par établissement. Cette variabilité se surajoute à la variance de Poisson, et est appelée surdispersion. On peut en donner une estimation de la façon suivante à l'aide du chi-deux de Pearson :

$$\hat{\phi} = \frac{1}{n}\sum_i \frac{(O_i - E_i)^2}{E_i}$$

où i est un établissement et n le nombre total d'établissements.

Il apparait dans cette formule que la surdispersion est une moyenne du ratio entre dispersion empirique observée (mesurée par l'écart quadratique) et dispersion attendue (variance théorique sous l'hypothèse de Poisson) (Spiegelhalter 2005b)

b. Définition classique des outliers et représentation graphique par funnel plot

Un **funnel plot** est un graphique sur lequel chaque établissement est représenté par un point dont l'abscisse correspond au nombre de décès attendu dans cet établissement et l'ordonnée à la valeur de son HSMR. L'ensemble des établissements constitue un nuage de points.

Des courbes de contrôle en entonnoir (*funnel*) délimitent les valeurs minimales et maximales correspondant à la variation poissonnienne de la répartition des HSMR. En traits pleins bleus sont dessinées les limites 2 déviations standard (2DS) (ou 2 écarts-type) par rapport à l'espérance 1. Pour chaque choix de limites, trois zones sont délimitées (Spiegelhalter 2005a) :

- une zone à l'intérieur de l'entonnoir : la valeur observée n'est pas significativement différente de 1. Les établissements sont dits « ***inliers » ;***
- une zone supérieure : le HSMR est significativement supérieur à 1 (avec un risque d'erreur alpha de 2,5% pour les limites 2DS). Les établissements dans ce cas sont dits « ***outliers hauts » ;***
- une zone inférieure : le HSMR est significativement inférieur à 1 (avec un risque d'erreur alpha de 2,5% pour les limites 2DS). Les établissements dans ce cas sont dits « ***outliers bas »***.

Les limites sont calculées autour du logarithme du HSMR. Elles présentent en cela un caractère multiplicatif.

Or, de nombreux d'établissements (souvent de très petite taille) présentent un nombre observé de décès nul. En appliquant strictement des limites multiplicatives, ces établissements ressortent systématiquement comme outliers bas, même lorsque la probabilité de survenu d'un nombre de décès nul est supérieure à 2,5%. Selon la distribution de Poisson, cette probabilité est atteinte pour les établissements dont le nombre de décès attendu est inférieur à 3,7. De façon à ne pas classer à tort comme outliers bas ces petits établissements n'enregistrant aucun décès, ces cas ont été classés comme inliers.

c. Proposition d'évolution de la définition d'outlier

Nous avons proposé une nouvelle définition des outliers pour obtenir des limites de contrôle opérationnelles (différentes de celles proposées par Spiegelhalter (D. J. Spiegelhalter 2005c) qui dépendent seulement de la variance de Poisson, et pas de la variance observée, qui traduit l'hétérogénéité de la mortalité des différents établissements de la base. En effet, faire dépendre les limites de contrôle de la variance observée revient à considérer que la variance supplémentaire, par rapport à la variance attendue de Poisson, la surdispersion, est uniquement attribuable à un défaut d'ajustement de modèle qu'il faut compenser. Or, la surdispersion doit au moins pour partie être attribuable à des différentiels de qualité des soins, et ceux-ci doivent pouvoir être détectés pour chaque établissement indépendamment de la variabilité de la qualité des soins des autres établissements.

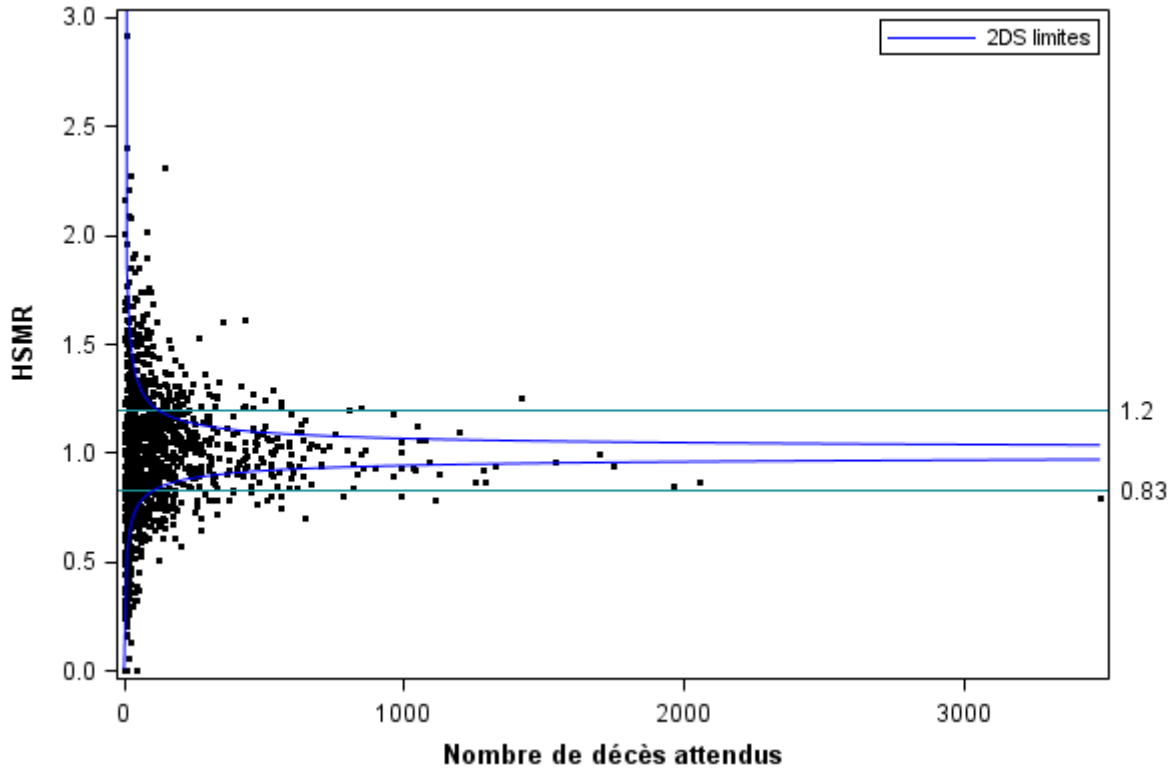
Ces limites de contrôles sont définies au-delà de la limite de 2 déviations standard de Poisson (non surdispersées), en ajoutant la condition que le HSMR des outliers doit en plus dévier de plus de 20% par rapport à la moyenne. Autrement dit en plus d'être en dehors des limites 2DS, un outlier haut doit avoir un HSMR> à 1,2, et un outlier bas doit avoir un HSMR< à 0,83 (1/1,2) (Figure 7). Le choix du seuil 20% a été fait en considérant qu'un excès de risque de mortalité supérieur à 20% était inacceptable.

La déviation standard (DS) est estimée comme celle obtenue sous l'hypothèse nulle, si O, le nombre de décès observés, suit une loi de Poisson de paramètre E, le nombre attendu de décès. Alors, DS=1/E et la limite supérieure (respectivement inférieure) est égale à exp(1+2DS) (respectivement exp(1-2DS)).

Un outlier haut est défini comme une observation au-dessus de la courbe 2DS et de la ligne 1,2.

Un outlier bas est défini comme une observation en dessous de la courbe -2DS et de la ligne 1/1,2=0,83.

Figure 7. Distribution des HSMR par établissement pour l'indicateur de mortalité à 30 jours de l'admission et courbes de définition du statut d'outlier



4. Déclinaisons du modèle pour construire différents indicateurs de mortalité post-hospitalisation

Dans le modèle de Jarman, la variable expliquée est le décès intra-hospitalier et l'indicateur qui en découle est un indicateur de mortalité intra-hospitalière. Afin de construire différents indicateurs de mortalité post-hospitalière, le modèle retenu pour la mortalité intra-hospitalière a été reproduit en modifiant la variable expliquée : en considérant différents délais admission-décès (en prenant en compte tous les décès) ; en considérant les mêmes délais admission-décès mais sans compter les décès qualifiés d'indépendants (cf. Partie II) ; enfin en considérant les mêmes délais admission-décès et en utilisant une pondération pour mettre particulièrement en évidence les *décès non attendus* (décès ayant une probabilité de survenue faible en raison des caractéristiques du patient et de ses pathologies).

a. En fonction du délai admission-décès

Le modèle a été reproduit en faisant varier le terme auquel la mortalité est observée par rapport à la date d'entrée en hospitalisation (en utilisant le statut vital présent dans la base SNIIRAM), permettant le calcul des HSMR à 30, 60, 90, 180 et 365 jours post-admission (respectivement 30 jpa, 60 jpa, 90 jpa, 180 jpa et 365 jpa).

Pour chacun de ces modèles :

1. Le score de Charlson a été calibré sur le risque de décès au délai considéré sur les données AMPHI:
- Conformément au score de Charlson original (Charlson et al. 1987), 17 comorbidités ont été retenues.
- Les codes CIM10 retenus dans (Quan et al. 2005) ont servi à identifier les comorbidités présentes parmi les diagnostics associés significatifs (DAS) de chaque séjour.
- Le poids de chacune des 17 comorbidités a été estimé sur la base des séjours étudiés à l'aide d'une régression logistique, avec ajustement sur l'âge et le sexe. Les résultats de cette calibration sur les données françaises ont été comparés aux poids originaux de Charlson et à ceux calculés dans (Quan et al. 2011)(Tableau 10).
- Le score de Charlson de chaque séjour a été calculé en faisant la somme des coefficients beta des comorbidités présentes lors du séjour.
Le score de Charlson a été introduit dans les modèles en tant que variable continue.

2. Les catégories CCS couvrant 80% des décès ont été identifiées (53 catégories CCS à 30 jours de l'entrée, et 70 catégories à 365 jours de l'entrée).

3. Les 10 regroupements de catégories CCS restantes ont été constitués en fonction du risque de décès constaté au délai considéré.

4. Les sous-catégories CCS ont été générées en fonction du risque de décès au délai considéré.

Comme le nombre de catégories CCS couvrant 80% des décès varie selon le délai considéré, le modèle complet comporte un nombre différent de régressions logistiques aux différents délais : 63 (53+10) à 30 jours de l'entrée et 80 (70+10) à 365 jours de l'entrée (Tableau 11).La C-stat et le Khi2 de Hosmer-Lemeshow ont été calculés pour chaque modèle afin d'évaluer leur pouvoir de discrimination et leur adéquation.

Tableau 10. Poids des 17 variables indicatrices du score de Charlson

Variable indicatrice	Poids original	Poids mis à jour	Calibration AMPHI à 30 jours de l'entrée		à 365 jours de l'entrée	
	[Charlson 1987]	[Quan 2011]	Coefficient beta	Odds-ratio	Coefficient beta	Odds-ratio
Diabète sans complication chronique	1	0	0,01	1,03	0,11	1,11
Maladie vasculaire périphérique	1	0	0,03	1,06	0,16	1,17
Diabète avec complications chroniques	2	1	0,03	1,06	0,22	1,25
Maladie rhumatologique	1	1	0,07	1,14	0,27	1,32
Ulcère gastroduodénal	1	0	0,13	1,3	0,19	1,21
Maladie pulmonaire chronique	1	1	0,14	1,31	0,34	1,41
Infarctus du myocarde	1	0	0,19	1,46	0,08	1,08
Néphropathie	2	1	0,23	1,57	0,7	2,01
SIDA/VIH	6	4	0,23	1,59	0,52	1,69
Démence	1	2	0,27	1,7	0,78	2,18
Accident vasculaire cérébral	1	0	0,28	1,74	0,3	1,35
Insuffisance cardiaque congestive	1	2	0,43	2,37	0,74	2,09
Hémiplégie ou paraplégie	2	2	0,46	2,53	0,94	2,56
Maladie bénigne du foie	1	2	0,53	2,86	1,29	3,62
Toute tumeur maligne	2	2	0,64	3,61	1,89	6,64
Maladie du foie modérée ou sévère	3	4	0,9	6,06	1,94	6,95
Tumeur solide métastatique	6	6	1,05	8,13	3,2	24,49

b. Sans tenir compte des décès étiquetés 'indépendants'

L'un des objectifs de cette thèse est d'évaluer l'apport des causes de décès à la construction d'indicateurs de mortalité pos-hospitalière. Dans cette optique, la notion d'indépendance n'a d'intérêt que pour les décès survenant après la sortie du séjour considéré. Pour cette raison seuls les décès extrahospitaliers étiquetés indépendants lors de la deuxième partie de la thèse ont été considérés indépendants dans cette troisième partie. De cette manière, 1,0% des décès étaient étiquetés indépendants à 30 jours de l'entrée et 14,2% à 365 jours post-admission.

Cinq indicateurs de mortalité post-hospitalière ne tenant pas compte de ces décès étiquetés indépendants du diagnostic principal (les sujets ne sont alors pas considérés comme décédés) ont été construits : HSMR à 30, 60, 90, 180 et 365 jours post-admission (respectivement 30 jpa sans indép, 60 jpa sans indép, 90 jpa sans indép, 180 jpa sans indép et 365 jpa sans indép).

c. Paramètres des différents modèles

Tableau 11. Paramètres des différents modèles

Modèle	Nombre de catégories CCS80% *	Nombre de groupes de diagnostics	Nombre de paramètres estimés	C Stat	Hosmer-Lemeshow
Intra-hospitalier	42	52	1458	0.948	154.2
Tous décès					
30 jpa	53	63	1779	0.936	240.4
60 jpa	59	69	1897	0.932	143.0
90 jpa	63	73	2118	0.928	466.8
180 jpa	66	76	2226	0.924	600.4
365 jpa	70	80	2350	0.921	353.2
Sans les décès considérés indépendants					
30 jpa	50	60	1699	0.941	140.5
60 jpa	55	65	1790	0.936	112.3
90 jpa	58	68	1975	0.934	94.3
180 jpa	60	70	2057	0.931	148.9
365 jpa	63	73	2157	0.928	116.2

5. Analyse

Pour ces analyses, 11 indicateurs sont étudiés : le HSMR intra-hospitalier, et les HSMR à 30, 60, 90, 180, et 365 jours post-admission avec et sans les décès indépendants sont étudiés (mais pas les indicateurs pondérés).

a. Calcul du « taux de survivants » aux différents termes post-admission

A chaque terme (30, 60, 90, 180 jours post-admission), le « taux de survivants » a été calculé comme la proportion des décès intra-hospitaliers survenant plus tard que ce terme, parmi l'ensemble des décès intra-hospitaliers dans l'année suivant l'admission. Il est calculé sur l'ensemble de la base.

b. Variabilité des HSMR

La variabilité des HSMR avec la nouvelle définition des outliers a été décrite par l'indicateur intra-hospitalier, et les indicateurs complets à 30, 60, 90, 180, et 365 jours post-admission.

Pour chacun de ces indicateurs, sont présentés :
- le HSMR médian avec pondération par le nombre de décès attendu et l'espace inter quartile,
- le pourcentage d'établissements outliers bas et hauts avec la nouvelle définition parmi les 1284 établissements étudiés.

c. Comparaison mortalité intra-hospitalière et durée moyenne de séjour ou taux de transfert

Un modèle de Poisson a été utilisé pour étudier au niveau établissement l'association entre la mortalité intra-hospitalière et la durée moyenne de séjour d'une part, et le taux de transfert d'autre part afin de rechercher le biais de sortie dans les données françaises. De même, l'association de la *mortalité Précoce après la sortie* (définie au paragraphe « approche analytique » ci-après) avec les caractéristiques de l'établissement a été étudiée à l'aide d'un modèle de Poisson.

d. Comparaison des HSMR aux différents délais par une approche analytique

Pour comparer les différents HSMR pour un même établissement, dans un premier temps, une approche analytique a été utilisée dans le but de distinguer la contribution de chaque intervalle de temps.

Pour pouvoir comparer des ensembles disjoints, nous avons construit des « indicateurs par intervalle » [début-fin du suivi] en divisant les différents HSMR :

- Pour étudier le lieu de décès (spécifiquement pendant les 30jours suivants la sortie), nous avons comparé l'intervalle [admission-sortie] (appelé Intra-hospitalier 30jpa) à l'intervalle [sortie-30jpa] (appelé *Précoce après la sortie*)
- Pour étudier le moment du décès, nous avons comparé [0-30jpa] à[31jpa-60jpa], [61jpa-90jpa], [91jpa-180jpa], et[181jpa-365jpa].

Pour les termes 60, 90, 180 et 365 jours post-admission appelés "f" (comme fin), nous avons calculé le nombre de décès prédit pour chaque hôpital, sachant que le patient était en vie au terme précédent, appelé "d" (comme début), avec la formule suivante :

$$E_H^{f/d} = \sum_{\substack{s \in H, \\ s\ est\ vivant\ \text{à}\ d\ jours}} \frac{p_s^f - p_s^d}{1 - p_s^d}$$

où H est un hôpital, et *s* est un des séjours de l'hôpital.

Nous avons comparé les « indicateurs par intervalle » en utilisant des coefficients de corrélation intra-classes. Comparé au coefficient de corrélation de Pearson, le coefficient de corrélation intra-classes permet de considérer l'espérance du HSMR plutôt que sa valeur observée et ainsi de soustraire l'influence de la variance de Poisson des calculs, afin de ne considérer quel les covariations signifiantes.

Construction du coefficient de corrélation intra-classes :

Soient « i » un établissement et « d » un indicateur. $HSMR_{i,d}$ est défini comme le ratio du nombre de décès observés ($O_{i,d}$) sur le nombre de décès attendus ($E_{i,d}$). Le coefficient de corrélation intra-

classes (ICC) décrit ici a pour objectif de mesurer la corrélation entre les espérances de $HSMR_{i,d}$ pour deux établissements différents.

$E_{i,d}$ est considéré connu. Connaissant le paramètre $\lambda_{i,d}$, $O_{i,d}$ est supposé suivre une Loi de Poisson($\lambda_{i,d}$). Pour ce calcul, nous faisons de plus l'hypothèse que $\log(\lambda_{i,d}/E_{i,d})$, le logarithme de l'espérance de $HSMR_{i,d}$, suit une distribution normale. Le calcul de cette corrélation est effectué en utilisant un modèle mixte de Poisson log-linéaire avec des effets aléatoires dont la matrice de variance-covariance est non structurée.

Le modèle peut être représenté de la façon suivante :

$$(O_{i,d}|\alpha, u_{i,d}) \sim Poisson(\lambda_{i,d})$$

$$\log(\lambda_{i,d}) = \alpha + u_{i,d} + \log(E_{i,d})$$

$$\begin{pmatrix} u_{i,1} \\ u_{i,2} \end{pmatrix} \sim N(0, \Sigma),\ \Sigma = \begin{pmatrix} \sigma_1^2 & \rho \\ \rho & \sigma_2^2 \end{pmatrix}$$

Avec i= 1, …, n hôpitaux

d=1, 2,les deux indicateurs

N= le nombre total d'observations (N= n x 2)

On obtient :

$Corr(\log(E(HSMR_{i,1}/\lambda_{i,1})), \log(E(HSMR_{i,2}/\lambda_{i,2}))) = \rho$, correspondant à la corrélation entre les logarithmes des espérances de $HSMR_{i,d}$ pour chaque hôpital i.

e. Comparaison des HSMR aux différents délais par une approche pragmatique

Pour comparer les différents HSMR pour un même établissement, dans un deuxième temps, une approche pragmatique a comparé directement les valeurs des indicateurs tels qu'ils seraient utilisés pour suivre la mortalité hospitalière.

Les HSMR suivants ont été comparés deux à deux pour chaque établissement :

- HSMR à 30 jpa / HSMR intra-hospitalier
- HSMR à 60jpa, 90jpa, 180jpa, et 365jpa / (30jpa),
- A chaque délai (30, 60, 90, 180, 365 jpa) : HSMR sans les décès indépendants / HSMR tous décès

Pour cela, trois critères différents ont été utilisés :

- le coefficient de corrélation de Pearson ;

- la proportion d'établissements dont les 2 HSMR comparés sont différents de plus de 20% et significativement différents.

- le coefficient de Kappa pondéré (méthode Fleiss-Cohen) pour mesurer la concordance du statut d'outlier, c'est-à-dire du classement outlier bas/inlier/outlier haut à 2 DS. La concordance a été considérée excellente pour les coefficients supérieurs à 0,80 ; substantielle pour les coefficients compris entre 0,80 et 0,60 ; modérée entre à 0,60 et 0,40 ; et médiocre en dessous de 0,40.

f. Pondération par une fonction décroissante de la probabilité de décéder

Dans le calcul classique des HSMR, il existe un effet de dilution des décès très inattendus dans les nombreux décès très attendus, lié au fait que chaque décès a le même poids. Par exemple le HSMR d'un établissement qui aurait une fréquence anormalement haute de décès très inattendus (i.e. dont la probabilité de décès p_s est très faible) (ex. : p_s=0.0001 et 7 décès observés alors que 1 attendu) et par ailleurs une forte activité avec des décès attendus (ex. : p_s= 0.95 et 300 décès attendus, correspondant aux décès observés) aurait un HSMR de 307/301= 1,02, donc moyen.

Pour pallier ce problème, nous proposons de pondérer chaque décès (observé comme attendu) par une fonction $f(p_s)$, pour recalculer le HSMR pondéré pour un établissement i comme :

$$HSMR_i = \frac{\sum_{s \in S_i} f(p_s) \cdot DC_s}{\sum_{s \in S_i} f(p_s) \cdot p_s}$$

où s est un séjour parmi l'ensemble S_i de l'établissement, DC_s est une variable indicatrice égale à 1 si un décès survient dans l'intervalle d'observation après le début du séjour, 0 sinon.

Trois fonctions ont été testées, il s'agit de :

- $f_1(p_s) = (1 - p_s)$,
- $f_2(p_s) = 1 / p_s$,
- $f_3(p_s) = - \log(p_s)$.

Les résultats obtenus en utilisant la fonction f_1 sont très proches des résultats obtenus sans pondération. En effet, les probabilités de décéder étant généralement faibles, la fonction f_1 attribue en pratique des poids très proches de 1 à l'essentiel des décès. Par exemple, elle attribue un poids différent de moins de 1% entre un séjour pour lequel p_s est très faible (de l'ordre de 10^{-6}) et un séjour pour lequel p_s est non négligeable (de l'ordre de 1/100). Les résultats ne sont donc pas présentés pour cette pondération.

Les résultats obtenus en utilisant la fonction f_2 sont peu exploitables. En effet, en surpondérant des évènements rares, l'utilisation de cette fonction engendre une variabilité statistique très importante des HSMR obtenus. La précision statistique ne permettait ainsi pour pratiquement aucun établissement de distinguer des écarts significatifs de la mortalité de 50% par rapport à la moyenne. Les résultats ne sont donc pas non plus présentés pour cette pondération.

Enfin, nous avons utilisé la fonction f_3, dont l'effet de la pondération est intermédiaire entre f_1 et f_2 et offre un compromis acceptable concernant l'impact de la pondération et de variance des HSMR. Ce sont donc les résultats issus de la pondération par la fonction $f_3$qui sont présentés dans le rapport, sous l'appellation "HSMR pondéré".

Cette dernière pondération revient à attribuer un poids d'une unité supérieure (en partant de 0 lorsque p_s=1) lorsque p_s est de 10 fois inférieur (ex. : log(1/10) = 1, log(1/100) = 2, log(1/1000) = 3, …).

Trois indicateurs de mortalité post-hospitalière utilisant ce système de pondération ont été construits : HSMR pondérés à 30, 90 et 365 ours post-admission (respectivement 30 jpa pondéré, 90 jpa pondéré et 365jpa pondéré)

g. Etude de la variabilité selon la taille et la catégorie d'établissement

Pour étudier la variabilité des indicateurs par type d'établissement, trois regroupements ont été considérés :

- la **catégorie d'établissement**, en cinq classes, selon la typologie utilisée par l'ATIH et le SNIIRAM :
  - CLCC : Centre de Lutte Contre le Cancer,
  - PSPH : Participant au Service Public Hospitalier,
  - Privé : Structure hospitalière appartenant au privé,
  - CHR, APHP, APHM : Centre Hospitalier Régionaux, Assistance-Publique-Hôpitaux de Paris et Assistance Publique-Hôpitaux de Marseille,
  - CH et SIA : Centre Hospitalier et Service Inter-Armées.

- la **taille de l'établissement**, présentée en tertile ou en décile suivant les analyses. La répartition des établissements a été faite après classement des établissements de la base d'étude par nombre de séjours croissant, les bornes ont été déterminées afin que chaque tertile (/décile) contienne le même nombre de décès attendus.

Les bornes définies par les tertiles sont les suivantes:
  - Petits établissements : nombre de séjours ≤10 294,
  - Moyens établissements : nombre de séjours appartenant à l'intervalle]10 294 – 21 223],
  - Grands établissements : nombre de séjours > 21 223.

De façon identiques, les bornes définies par les déciles sont : 4 464, 7 779, 10 844, 13 859, 17 592, 21 382, 27 548, 40 027, et 59 570 séjours.

- la **combinaison de la catégorie d'établissement et de la taille** de l'établissement (14 classes car il n'existe pas de grands CLCC dans la base).

Pour chaque indicateur, et pour chaque classe, le nombre de décès attendu (E_c) et le nombre de décès observés (O_c) sont comptabilisés et le HSMR (O_c/E_c), ainsi que son intervalle de confiance poissonien à 95% ont été calculés.

Le HSMR intra-hospitalier et les HSMR post-hospitaliers à 30, 90 et 365 jours, ont été décrits pour chaque catégorie d'établissement, et chaque tertile de taille. Le HSMR par catégorie/taille d'établissement a été décrit pour l'indicateur à 30 jours de l'entrée.

Pour les indicateurs de mortalité intra-hospitalière et post-hospitalière à 30 jours et à 365 jours de l'entrée, la répartition des HSMR de chaque région est représentée graphiquement sur un funnel plot (Annexe 5).

Toutes les analyses ont été faites avec le logiciel SAS (version 9.3), sauf les calculs de coefficients de corrélation intra-classes, pour lesquels le package lme4 du logiciel R (version 3.1.1) a été utilisé

III. Résultats

Une analyse descriptive des facteurs de variation de la mortalité faisant suite à une hospitalisation dans la base d'étude est donnée en annexe (Annexe 4).

1. Description de la base et calcul du « taux de survivants» aux différents termes post-admission

La base d'étude comprenait 11 526 545 séjours MCO de l'année 2009 (concernant 7 655 075 patients) (Tableau 12). Parmi ces séjours, 838 465 concernaient des patients décédés (à l'hôpital ou hors de l'hôpital) dans l'année suivant leur admission. La durée moyenne de séjour (DMS) globale était de 3,4 jours, (écart interquartiles(EIC) [2.1-4.6]), et la DMS des patients décédés dans l'année suivant leur admission était deux fois plus longue (7,3 jours). Le taux de transfert à la sortie (TTS) était globalement de 7,5% (IQR [3.2%-12.2%]).

Le taux brut de mortalité intra-hospitalière était de 1,0%. Alors que seulement 0,8% des séjours durent plus de 30 jours, 7,8% des décès intra-hospitaliers ont lieu plus de 30 jours après l'admission. Ainsi, 7,8% des patients mourant à l'hôpital seraient considérés comme survivants par l'indicateur de mortalité à 30 jours. De la même manière, respectivement 1,5% et 0,5% des patients seraient considérés comme survivants par l'indicateur à 60 jours et l'indicateur à 90 jours.

Les taux brut de mortalité post-hospitalière à délai fixe s'échelonnent entre 1,6% à 30 jours post-admission et 7,3% à 365 jours, et de 1,5% à 6,3% quand les décès considérés indépendants sont exclus.

Tableau 12. Caractéristiques des séjours MCO 2009, France.

Caractéristiques des séjours		
Séjours de tous les patients (N=11 526 545)		
Proportion d'hommes	44,2%	
Age moyen en années (DS)	50,3	(23,3)
DMS en jours (DS)	3,4	(6,5)
Proportion de séjours ≤ 30 jours	99,2%	
Taux de transfert à la sortie	7,5%	
Séjours de patients décédés dans les 365 jours p.a. (N=838 465)		
Proportion d'hommes	43,1%	
Age moyen en années (DS)	71,3	(15,7)
DMS en jours (DS)	7,3	(11,1)
Proportion de séjours ≤ 30 jours	96,2%	
Taux de transfert à la sortie	8,2%	
Proportion de 'survivants'* parmi les patients décédés à l'hôpital (N=116 085)		
A 30 jpa	7,8%	
A 60 jpa	1,5%	
A 90 jpa	0,5%	
A 180 jpa	0,05%	
Proportion de décès	**Tous décès**	**Sans les décès considérés indépendants**
Intra-hospitalier	1,0%	1,0%
A 30 jpa	1,6%	1,5%
A 60 jpa	2,5%	2,3%
A 90 jpa	3,3%	3,0%
A 180 jpa	4,9%	4,3%
A 365 jpa	7,3%	6,3%

DS : déviation standard
DMS : durée moyenne de séjour
jpa : jours post-admission
* la proportion de 'survivants' à un terme donné après l'admission est définie comme la proportion de décès intra-hospitaliers survenant après ce terme.

2. Variabilité des HSMR

Les valeurs des HSMR et la distribution du statut d'outlier différaient selon le délai considéré (Tableau 13). Les HSMR intra-hospitaliers variaient largement entre les hôpitaux, avec un écart interquartiles de 0,51 à 1,09,et une valeur minimale de 0,85 pour la moitié des établissements. Plus d'un hôpital sur trois (36,3%) étaient des outliers bas selon cet indicateur. Pour les indicateurs à délai fixe, l'écart interquartiles des valeurs des HSMR tendait à diminuer aux délais plus longs et autour de 20% des établissements étaient des outliers bas. La proportion d'outliers haut avoisinait les 10% et décroissait après 90 jours post-admission.

Tableau 13. Distribution des HSMR et du statut d'outlier dans les 1284 établissements de court séjour, en fonction du délai considéré, 2009, France.

	Valeur du HSMR		Statut d'outlier	
HSMR	**Médiane pondérée***	**EIQ**	**Outlier bas**	**Outlier haut**
Intra-hospitalier	0,99	[0,85 –1,14]	20,4%	9,7%
30 jpa	0,98	[0,88 – 1,1]	16,1%	11,3%
60 jpa	0,99	[0,89 –1,09]	16,8%	11,3%
90 jpa	0,99	[0,91 – 1,08]	18,1%	10,6%
180 jpa	0,99	[0,92 – 1,07]	20,3%	8,0%
365 jpa	1,00	[0,93 – 1,06]	17,5%	5,8%

HSMR : Hospital standardised mortality ratio
EIQ : écart interquartile
jpa : jours post-admission
* Médiane pondérée par le nombre de décès attendu

3. Comparaison mortalité intra-hospitalière et durée moyenne de séjour ou taux de transfert

Le HSMR intra-hospitalier était associé positivement à la durée moyenne de séjour (DMS), avec une augmentation de 3% de la valeur du HSMR pour une augmentation de 1 jour de DMS ; il était associé négativement avec le taux de transfert à la sortie, avec une diminution de 4% de la valeur moyenne du HSMR pour une augmentation de 10 points du taux de transfert (Tableau 14). A l'inverse, la mortalité précoce après la sortie était corrélée négativement avec la DMS, et positivement avec le taux de transfert.

Tableau 14. Association entre mortalité intra-hospitalière ou mortalité précoce après la sortie et la durée moyenne de séjour ou le taux de transfert à la sortie, 2009, France.

Mortality Indicator	Hospital characteristics	RR**	IC 95%
Intra-hospitalier	DMS (jours)	1,03	[1,02-1,04]
	Taux de transfert à la sortie	0,96	[0,94-0,98]
Précoce après la sortie*	DMS (jours)	0,97	[0,96-0,99]
	Taux de transfert à la sortie	1,04	[1,02-1,06]

HSMR : Hospital standardised mortality ratio
DMS : durée moyenne de séjour ; RR : risque relatif
IC 95% : intervalle de confiance à 95%
* La mortalité précoce après la sortie est définie par la mort survenant entre la sortie et 30 jpa
** le RR indique la variation de la valeur du HSMR pour une augmentation d'un jour de DMS ou de 10 points du taux de transfert à la sortie.

4. Comparaison des HSMR aux différents délais par une approche analytique

L'approche analytique a révélé une association positive bien que faible (0,28) entre la mortalité intra-hospitalière 30 jpa et la mortalité précoce après la sortie (Tableau 15). Le coefficient de corrélation intra-classes entre les indicateurs par intervalle [0-30 jpa] et [31-60 jpa] était très élevé (0,93). L'association s'atténuait progressivement pour les intervalles plus tardifs, en restant forte(0,85) jusqu'à [61-90 jpa].

Tableau 15. Corrélation intra-classes entre mortalité précoce après la sortie et mortalité intra-hospitalière et entre mortalité à 30 jours post-admission et mortalité ultérieure, 2009, France.

Indicateur 1	Indicateur 2	ICC	IC 95%
Précoce après la sortie*	**Intra-hospitalier 30jpa**	0,28	[0,21 – 0,37]
[31-60 jpa]	**[0-30 jpa]**	0,93	[0,91 – 0,96]
[61-90 jpa]	**[0-30 jpa]**	0,85	[0,81 – 0,89]
[91-180 jpa]	**[0-30 jpa]**	0,76	[0,71 – 0,81]
[181-365 jpa]	**[0-30 jpa]**	0,67	[0,61 – 0,72]

ICC : coefficient de corrélation intra-classes
IC 95% : intervalle de confiance à 95%
* La mortalité précoce après la sortie est définie par la mort survenant entre la sortie et 30 jpa

5. Comparaison des HSMR aux différents délais par une approche pragmatique

Le HSMR intra-hospitalier était modérément corrélé au HSMR à 30 jours post-admission (coefficient de Pearson = 0,65) et les valeurs des HSMR différaient de plus de 20% pour 24,3% des établissements. La concordance de ces deux HSMR concernant le statut d'outlier était modérée (Kappa =0,54 [0,54-0,55]) (Tableau 16).

Inversement, les HSMR à 30 et à 60 jours post-admission étaient fortement corrélés (coefficient de Pearson = 0,92) et les valeurs des HSMR différaient de plus de 20% pour seulement 3,0% des établissements. Leur concordance était excellente (Kappa=0,80 [0,80–0,81]). L'association restait substantielle à 90 jours mais chutait à 180 jours, et plus encore à 365 jours.

Quel que soit le délai considéré, les HSMR ne tenant pas compte des décès considérés comme indépendants de la principale pathologie traitée durant le séjour ont fourni des résultats très proches des indicateurs prenant tous les décès en compte.

Tableau 16. Comparaison des différents HSMR: coefficient de corrélation de Pearson, % de différence supérieure à 20% and significative, coefficient Kappa du statut d'outlier, 2009, France.

HSMR 1	HSMR 2	Coefficient de corrélation de Pearson	Diff> 20% *	Coefficient Kappa **	
			% d'hôpitaux	Coef.	IC 95%
Intra-hospitalier	**30 jpa**	0,65	24,3%	0,54	[0,54 – 0,55]
60 jpa	**30 jpa**	0,92	3,0%	0,80	[0,80 – 0,81]
90 jpa	**30 jpa**	0,90	6,4%	0,71	[0,71 – 0,72]
180 jpa	**30 jpa**	0,82	12,3%	0,44	[0,44 – 0,45]
365 jpa	**30 jpa**	0,74	14,7%	0,31	[0,30 – 0,31]
30 jpa sans Indép	**30 jpa**	0,98	0,2%	0,94	[0,94 – 0,94]
60 jpa sans Indép	**60 jpa**	0,98	0,2%	0,91	[0,91 – 0,91]
90 jpa sans Indép	**90 jpa**	0,98	0,6%	0,89	[0,89 – 0,89]
180 jpa sans Indép	**180 jpa**	0,98	0,7%	0,84	[0,83 – 0,84]
365 jpa sans Indép	**365 jpa**	0,97	0,7%	0,85	[0,85 – 0,86]

jpa : jours post-admission

sans Indép : sans les décès indépendants

* Diff>20% est définie comme la proportion d'hôpitaux dont le ratio HSMR1 sur HSMR2 est plus grand que 0,2 ou plus petit que 1/0,2 et statistiquement significatif.

**Coefficient Kappa pondéré du statut d'outlier : outlier haut/inlier/outlier bas

6. Pondération par une fonction décroissante de la probabilité de décéder

A un délai donné, la pondération modifie peu les résultats : elle modifie rarement le HSMR d'un établissement de plus de 20% (Tableau 17), au maximum dans 2,4% des cas (proportion observée à 180 et 365 jours de l'entrée), et la concordance est excellente (de l'ordre de 0,85) (Tableau 18).

Tableau 17. Nombre et proportion d'établissements dont les 2 HSMR comparés (A et B) sont différents de plus de 20% et significativement différents

HSMR A	HSMR B	% d'étab / diff HSMR > 20 % *	Nb étab / diff HSMR > 20 % *
30jpapondéré	30jpa	0,7	7
90jpapondéré	90jpa	2,0	19
365jpapondéré	365jpa	2,4	23

* établissements dont les 2 HSMR comparés sont différents de plus de 20% et significativement différents (parmi les établissements dont le nombre de décès attendu est supérieur à 20 à 30 jours de l'entrée)

Tableau 18. Concordance du classement outlier haut /inlier/outlier bas à 2 DS (Kappa pondéré) des HSMR comparés (A et B)

HSMR A	HSMR B	Kappa pondéré 2DS	
		Coef.	IC95%
Pondéré 30jpa	30 jpa	0,86	[0,84 - 0,88]
Pondéré 90jpa	90jpa	0,84	[0,82 - 0,87]
Pondéré 180jpa	180jpa	0,82	[0,80 - 0,84]
Pondéré 365jpa	365jpa	0,81	[0,79 - 0,84]

7. Etude de la variabilité selon la taille et le type d'établissement

Les HSMR calculés par type d'établissement présentent des différentiels relativement faibles, inférieurs à 11% de la mortalité moyenne quel que soit le délai considéré (Tableau 19). Les variations entre les HSMR intra-hospitaliers et à 30 jours peuvent s'interpréter comme partiellement attribuables à des différentiels de durée de séjour et de pratiques de transfert. Ainsi, les établissements privés passent d'une sous-mortalité (HSMR de 0,92) en intra-hospitalier à une mortalité moyenne à 30 jours, tandis que les CHR, APHP, APHM connaissent la situation inverse (HSMR de 1,00 en intra-hospitalier et de 0,94 à 30 jours). Les variations entre les HSMR à 30 jours et les HSMR à 365 jours peuvent s'interpréter comme des différentiels de suite de parcours de soins et de conditions sociales plus ou moins favorables selon l'établissement fréquenté. Ainsi, le HSMR privé repasse en sous-mortalité à 0,95. La situation des CLCC, toujours en surmortalité, peut indiquer une limite de l'ajustement en fonction de la sévérité du cancer à l'entrée dans le séjour.

Tableau 19. HSMR par type d'établissement aux différents délais

Type d'établissement	HSMR				
	Intra-hosp	30jpa	90jpa	180jpa	365jpa
CHR, APHP, APHM	1,00	0,94*	0,95*	0,97*	0,99*
PSPH	0,89*	0,94*	0,97*	0,98*	0,99*
prive	0,92*	1,01*	0,97*	0,94*	0,95*
CH et SIA	1,03*	1,04*	1,04*	1,04*	1,04*
CLCC	1,08*	1,05*	1,03*	1,06*	1,11*

HSMR : Ratio Standardisé de Mortalité Hospitalière
CLCC : Centre de Lutte Contre le Cancer
PSPH : Participant au Service Public Hospitalier
Privé : Structure hospitalière appartenant au privé
CHR, APHP, APHM : Centre Hospitalier Régionaux, Assistance-Public des Hôpitaux de Paris et Assistance Publique des Hôpitaux de Marseille
CH et SIA : Centre Hospitalier et Service Inter-Armées
Intra-hosp : Intra-hospitalier
jpa : jours post-admission dans le séjour
* significatif au seuil 5%

Les différentiels de HSMR selon la taille de l'établissement (en nombre de séjours) sont relativement faibles, inférieurs à 8% de la mortalité moyenne quel que soit le délai considéré (Tableau 20). Les plus

petits établissements apparaissent en très légère surmortalité lorsqu'un indicateur post-hospitalier est considéré, mais en sous mortalité avec l'indicateur intra-hospitalier. Les 12 plus grands établissements sont en constante sous mortalité, mais ce phénomène s'atténue aux délais les plus élevés.

Tableau 20. HSMR par décile de taille d'établissement aux différents délais

Taille d'établissement[1]	Nb étab	HSMR				
		intra-hosp	30jpa	90jpa	180jpa	365jpa
Décile 1	505	0,96*	1,03*	1,03*	1,03*	1,02*
Décile 2	277	0,94*	1,03*	1,02*	1,00	0,99*
Décile3	159	1,02*	1,02*	1,01	1,00	0,99*
Décile4	108	1,02*	1,00	0,99	0,99*	0,99*
Décile 5	84	1,05*	1,03*	1,02*	1,00	0,99*
Décile 6	52	1,02*	1,00	1,00	1,00	1,01*
Décile 7	40	1,03*	1,02*	1,01	1,02*	1,02*
Décile 8	28	1,00	0,98*	1,00	1,01	1,02*
Décile 9	19	1,03*	0,97*	0,97*	0,98*	0,99*
Décile 10	12	0,93*	0,92*	0,94*	0,96*	0,98*

[1]Etablissements classés par nombre de séjours croissants, bornes déterminées pour que chaque décile contienne le même nombre de décès attendus
Nb étab : nombre d'établissements dans le décile considéré
HSMR : Ratio Standardisé de Mortalité Hospitalière
jpa : jours post-admission dans le séjour
* significatif au seuil 5%

Alors que la taille de l'établissement est négativement et faiblement associée au HSMR à 30 jours (Tableau 21), le sens et l'amplitude de cette association varient selon le type d'établissement. Les grands établissements de types CHR, APHP et APHM et Privé présentent notamment un niveau de mortalité supérieur aux petits établissements de ces même types.

Tableau 21. HSMR à 30 jours post-admission : HSMR par type d'établissement, par tertile de taille et par tertile de taille / type d'établissement

	O_c	E_c	HSMR	IC95%
Type d'établissement				
CHR, APHP, APHM	46724	49930	0,94	[0,93 - 0,94]
PSPH	9859	10450	0,94	[0,92 - 0,96]
prive	30485	30194	1,01	[1,00 - 1,02]
CH et SIA	96498	93079	1,04	[1,03 - 1,04]
CLCC	4362	4162	1,05	[1,02 - 1,08]
Tertile de taille d'établissement				
Grands	73677	75841	0,97	[0,96 - 0,98]
Moyens	60030	59319	1,01	[1,00 - 1,02]
Petits	54221	52655	1,03	[1,02 - 1,04]
Tertile de taille / type d'établissement				
CHR, APHP, APHM				
Grands	43180	45863	0,94	[0,93 - 0,95]
Moyens	3100	3482	0,89	[0,86 - 0,92]
Petits	444	586	0,76	[0,68 - 0,84]
PSPH				
Grands	3238	3302	0,98	[0,95 - 1,01]
Moyens	2271	2603	0,87	[0,83 - 0,91]
Petits	4350	4545	0,96	[0,93 - 0,99]
Privé				
Grands	2101	1874	1,12	[1,08 - 1,17]
Moyens	14226	14147	1,01	[0,99 - 1,02]
Petits	14158	14173	1,00	[0,98 - 1,02]
CH et SIA				
Grands	25158	24802	1,01	[1,00 - 1,03]
Moyens	39589	38242	1,04	[1,03 - 1,05]
Petits	31751	30034	1,06	[1,05 - 1,07]
CLCC				
Moyens	844	845	1,00	[0,93 - 1,07]
Petits	3518	3316	1,06	[1,03 - 1,09]

Oc : Nombre de décès observés dans la catégorie
Ec : Nombre de décès attendus dans la catégorie
HSMR : Ratio Standardisé de Mortalité Hospitalière
IC 95% : Intervalle de confiance à 95 % du HSMR
CLCC : Centre de Lutte Contre le Cancer
PSPH : Participant au Service Public Hospitalier
Privé : Structure hospitalière appartenant au privé
CHR, APHP, APHM : Centre Hospitalier Régionaux, Assistance-Publique des Hôpitaux de Paris et Assistance Publique des Hôpitaux de Marseille
CH et SIA : Centre Hospitalier et Service Inter-Armées

Pour les indicateurs de mortalité intra-hospitalière et post-hospitalière à 30 jours et à 365 jours de l'entrée, la répartition des HSMR de chaque région est représentée graphiquement sur un funnel plot (Annexe 5).

IV. Discussion

Conformément à l'objectif de l'étude AMPHI des indicateurs de mortalité post-hospitalière ont été élaborés dans la perspective d'une évaluation de la qualité des soins des établissements hospitaliers. Le modèle le plus souvent utilisé à l'échelle internationale pour la mortalité intra-hospitalière a été reproduit, moyennant quelques adaptations aux données médico-administratives disponibles dans la base des séjours PMSI MCO de 2009 en France, et modifié afin de construire des indicateurs de mortalité post-hospitalière avec et sans prise en compte des causes de décès. Un système de pondération a été testé. Les indicateurs à 30, 60, 90, 180 et 365 jours post-admission ont été étudiés. Ces modèles ont pris en compte, dans toute la mesure du possible, les différences de case-mix (âge, sexe, indice de désavantage social, pathologie principale, certaines pathologies associées ...) entre les établissements, pour tenir compte des facteurs de variation de la mortalité post-hospitalière par établissement non liés à la qualité des soins. Au niveau établissement, il existe une corrélation du niveau de mortalité intra-hospitalière à la durée moyenne de séjour et au taux de transfert à la sortie. Respectivement 7,8%, 1,5% et 0,5% des patients mourant à l'hôpital seraient considérés comme survivants par les indicateurs à 30, 60 et 90 jours post-admission. Tant en termes de valeur du HSMR que du classement en outlier, les HSMR à 60 et à 90 jours donnent des résultats très similaires à ceux du HSMR à 30 jours, alors que ce n'est pas le cas pour les indicateurs à 180 et à 365 jours. L'exclusion des décès qui peuvent être considérés comme indépendants de la pathologie principale traitée lors du séjour au vu des causes de décès mentionnées sur le certificat de décès modifient à peine les indicateurs.

1. Représentativité des données disponibles

L'étude concerne la majeure partie de la population française (70%), mais pas la totalité.

En effet, le statut vital des patients et la date de décès des décédés n'étaient disponibles dans le SNIIRAM que pour les bénéficiaires du Régime Général (hors sections locales mutualistes) à la date de l'étude. Les fonctionnaires, les étudiants, les travailleurs indépendants et travailleurs agricoles notamment ne sont pas inclus. Cela pourrait poser problème si des établissements recevaient en majorité des patients qui ne relèvent pas de ces régimes, car alors l'indicateur perdrait en puissance statistique. Par ailleurs, l'utilisation des HSMR pour refléter la mortalité globale des établissements repose sur l'hypothèse que les soins prodigués sont identiques en fonction du régime d'assurance maladie des patients. Cette hypothèse est plausible. Il serait néanmoins souhaitable de calculer les indicateurs sur la totalité de la population.

Le statut vital et la date de décès sont également disponibles pour les bénéficiaires de la Mutualité Sociale Agricole (5% de la population) depuis 2010, et le seront dans un avenir proche pour les bénéficiaires du Régime Social des Indépendants (5% de la population). La prise en compte des informations de ces bénéficiaires devrait améliorer la représentativité des indicateurs produits.

2. Discussion du modèle de construction des indicateurs

a. Discussion de la surdispersion observée

Malgré l'ajustement sur l'âge, le sexe, le score de Charlson, un proxy du niveau socio-économique, le mois d'admission et la provenance du patient, les proportions d'établissements outliers (hauts et bas) sont très élevées par rapport à celles qu'on attendrait sous l'hypothèse d'un risque de mortalité identique pour tous les établissements dans des conditions de case-mix comparables. Par exemple, au seuil 2 DS, 11,3% des établissements sont outliers hauts selon l'indicateur à 30 jours de l'entrée.

Sous l'hypothèse de la pertinence du modèle de base (modèle statistique, séjours exclus, ajustement sur l'état de santé ...), cette surdispersion correspondrait par construction à des différences de qualité des soins et les établissements outliers hauts seraient ceux à investiguer.

Certaines limites du modèle retenu peuvent cependant expliquer une partie de la surdispersion, qu'il serait faux d'attribuer à la qualité des soins : modélisation statistique, qualité de l'ajustement sur les caractéristiques et l'état de santé des patients ...

b. Discussion du modèle statistique

Le modèle anglais dit « de Jarman », qui consiste en une série de régressions logistiques, a été retenu.

La principale critique statistique qui peut être faite à ce type de modèle est le caractère séquentiel et non simultané de l'estimation de l'ensemble des paramètres. En effet, pour des raisons de faisabilité computationnelle, le modèle utilise plusieurs étapes pour estimer des paramètres qui interagissent entre eux. Le score de Charlson par exemple est estimé sans ajustement ou stratification sur la CCS. Pour les dix regroupements de catégories CCS couvrant les 20% de décès restants, la stratification est fondée sur un risque brut de décéder, sans ajustement sur l'âge, le sexe ou la gravité. D'une façon plus générale, les paramètres retenus dans le modèle ne le sont pas par une procédure intégrée qui aurait pour objectif de rechercher la combinaison de variables la plus prédictive de la mortalité. Une

telle approche nécessiterait la mise en œuvre ou le développement de méthodes en grande dimension, et la validation sur un ensemble n'ayant pas servi à calibrer le modèle ou en utilisant une cross-validation (Steyerberg et al. 2001).
Compte tenu des développements statistiques qu'une telle approche nécessiterait, le choix pragmatique visant à reproduire au mieux le modèle de Jarman demeure toutefois raisonnable au regard des objectifs poursuivis.

Pour des raisons computationnelles, Le modèle retenu ne prend pas en compte la corrélation des observations lorsqu'il y a plusieurs séjours pour un même patient. Un patient et son éventuel décès sont dénombrés autant de fois que de séjours effectués. Toutefois cela ne remet pas en cause la pertinence du modèle retenu car il s'agit d'un modèle à visée prédictive, et on ne cherche pas à estimer finement la valeur et la précision des paramètres comme dans un modèle à visée explicative.

c. Discussion des séjours à exclure

Notre choix d'exclure les séjours avec soins palliatifs du calcul des HSMR se justifie par des considérations d'interprétation des indicateurs : il ne serait pas cohérent de considérer comme potentiellement lié à un défaut de qualité des soins un décès survenant en phase palliative. Par ailleurs, cette exclusion est probablement peu sujette à un biais de classement puisque la mise en place d'un traitement palliatif est soumis à des contraintes réglementaires largement connues et respectées. En effet le codage PMSI des séjours palliatifs est soumis aux règles de codage issues du « Guide méthodologique de production des informations relatives à l'activité médicale et à sa facturation en Médecine, Chirurgie, Obstétrique et Odontologie », incité par la tarification à l'activité (pas de sous-déclaration) et contrôlé depuis la mise en place des contrôles ciblés de l'Assurance Maladie (pas de sur-déclaration).

Au Canada, les soins palliatifs sont systématiquement exclus du calcul des HSMR. Cependant l'expérience de l'équipe anglaise sur cette question invite à la prudence, puisqu'elle a dû renoncer à cette exclusion du fait de son effet pervers : certains établissements modifiaient les dossiers de leurs patients (modifications de la prise en charge curative en soins palliatifs) pour que certains décès ne soient pas comptabilisés, ceci ayant pour conséquence de diminuer leur HSMR. Un certain nombre d'auteurs discutent sur les aspects éthiques, les problèmes méthodologiques liés à l'utilisation des soins palliatifs, ainsi que les variations de codage des soins palliatifs dans le résumé de sortie, et le moment de la prise en charge du séjour en soins palliatifs (entrée, milieu, sortie) (Penfold et al. 2008; Wen et al. 2008).

De plus, cette exclusion fait l'hypothèse forte qu'il existe toujours un passage identifiable de l'étape curative à l'étape palliative et que l'ensemble des informations cliniques nécessaires pour pouvoir qualifier un séjour de palliatif est toujours disponible dans le dossier du patient.
Enfin, les séjours dont l'enjeu n'est pas la survie mais bien l'accompagnement vers une mort digne ne se limitent pas à ceux qui sont étiquetés « soins palliatifs » dans le PMSI. Il conviendrait donc peut-être d'étendre à d'autres décès l'exclusion du calcul des HSMR (pour motif de risque de décès proche de 1).Cependant les modalités d'identification de ces séjours resteraient à déterminer.

Concernant les séjours à exclure, une autre question est de savoir s'il faudrait, à l'instar des méthodes utilisées en Angleterre, exclure de la base de référence pour le calcul des HSMR, tous les établissements hautement spécialisés (c'est à dire ayant un recrutement très particulier). Dans cette étude de faisabilité, seuls les hôpitaux locaux ont été exclus, en raison de leur case-mix très particulier lié à la prise en charge de personnes âgées issues de zones rurales isolées suite à la fermeture de nombreux lits de médecine et de soins de suite-réadaptation.

d. Discussion de l'ajustement sur l'état de santé

Le regroupement utilisé pour la prise en compte de la pathologie principale est la catégorie CCS, pour des raisons de comparabilité internationale essentiellement. Ce choix peut se discuter. Des indicateurs australiens et canadiens utilisent les 3 premiers caractères du code CIM. Une alternative serait d'utiliser la racine de GHM, ce qui aurait pour intérêt d'être mieux adapté aux règles de codage françaises et d'être plus facile à maintenir et à faire évoluer. Le fait que la notion d'acte chirurgical soit incluse dans la constitution des racines de GHM peut être considéré comme un avantage si la réalisation d'un acte est un marqueur de la sévérité initiale de la pathologie traitée indépendant de la qualité des soins, mais comme un inconvénient s'il existe plusieurs options thérapeutiques à sévérité initiale égale. Dans ce dernier cas, le choix de pratiquer l'acte est un des éléments de la qualité des soins et il serait erroné d'ajuster dessus.

Dans la construction d'indicateurs de mortalité visant à refléter la qualité des soins, l'ajustement sur le case-mix est essentiel. Pour raffiner l'ajustement sur la gravité du cas à l'entrée en utilisant les diagnostics associés significatifs des RSA, plusieurs améliorations peuvent être envisagées :
Comme l'a fait l'équipe anglaise, il serait possible de constituer en France des groupes de travail comprenant des cliniciens et des spécialistes de l'information médicale qui identifieraient les codes CIM10 réellement utilisés en France pour couvrir les pathologies des scores de comorbidités. Il serait

alors possible de compléter les codes proposés dans la littérature internationale qui ont été retenus par défaut pour cette étude.
La liste des comorbidités considérées pourrait être élargie, soit en étudiant d'autres scores disponibles dans la littérature (score d'Elixhauser par exemple), soit par datamining.

Il est également souhaitable d'envisager l'utilisation de variables d'ajustement supplémentaires issues des données :
- du PMSI-MCO : les diagnostics et les actes des séjours précédant l'hospitalisation de référence (en considérant un historique remontant éventuellement avant l'année du séjour considérée),
- du SNIIRAM : la consommation de soins (médicaments, consultations, diagnostics ALD…)
- des bases de données telles que celle de la Caisse Nationale d'Assurance Vieillesse (https://www.lassuranceretraite.fr) et de la Direction Générale des Impôts : le niveau socio-économique de profession et de revenus

L'introduction d'informations supplémentaires dans le PMSI pourrait également permettre d'améliorer l'ajustement sur l'état de santé des patients :

L'introduction du marqueur "*DAS présent à l'admission*" devrait permettre d'améliorer l'ajustement. En effet, il serait discutable d'ajuster sur des complications de la prise en charge hospitalière ou des comorbidités survenues pendant l'hospitalisation puisqu'elles sont potentiellement liées aux soins (et à leur qualité) mais il est en revanche important d'ajuster sur les complications présentes à l'admission (Stukenborg, 2011).

La possibilité de préciser le mode d'entrée pour chaque séjour (*Admission programmée / en urgence)* permettrait de capter la gravité plus grande des séjours non programmés, à pathologies égales. A ce jour, il n'existe pas dans le PMSI-MCO de variable équivalente à la notion anglaise d'admission *programmée / en urgence*. L'approximation par la notion entrée *via les urgences* ne convient pas car elle introduirait un biais entre les établissements dotés ou non d'un Service d'Accueil des Urgences (SAU). En effet, bien qu'accueillant régulièrement des patients de manière non programmée, les établissements non dotés d'un SAU n'ont pas d'entrées *via les urgences.* De plus, même dans les établissements avec SAU, les services peuvent accueillir des patients en urgence sans passage par les urgences.
Au total, si des améliorations sont possibles, certaines limites liées aux données utilisées restent très problématiques comme la méconnaissance du niveau de sévérité de la pathologie principale à l'entrée(Lang et al. 1999), ou l'absence de certains facteurs de risque du patient dans le PMSI (DAS

manquants en raison d'une mauvaise qualité de codage, ou au contraire en raison des règles de codage qui imposent de ne coder que les pathologies ou les facteurs de risque pris en charge pendant le séjour du patient, ou encore par manque de précision des codes CIM10).

En raison de ces limites, tout calcul de HSMR est nécessairement entaché d'une imprécision non prise en compte par le calcul des intervalles de confiance tel qu'il est proposé actuellement. C'est pourquoi l'utilisation de ces HSMR doit être orientée vers la détection de situations extrêmes, les outliers hauts, pour mettre en place des investigations complémentaires dans les établissements concernés.

e. Discussion de la prise en compte de la qualité de documentation du PMSI

Dans les modèles construits pour cette thèse, la qualité du codage des séjours n'a pas du tout été prise en compte.
Les travaux de l'ATIH sur l'indicateur de mortalité intra-hospitalière ont permis de mettre en évidence un phénomène attendu : les établissements qui sous-codent (omission de DAS) ont un HSMR surestimé et vice versa. L'utilisation d'indicateurs de mortalité devrait donc toujours être accompagnée d'une évaluation du codage.
Cependant la prise en compte de la qualité de la documentation des résumés de sortie anonymes dans le PMSI (qualité et exhaustivité des codes choisis en DP, DR ou DAS) par ajustement ou par redressement des HSMR ne peut être encouragée car elle présenterait deux inconvénients :
- la construction d'un indicateur de qualité de documentation est difficile, et nécessiterait vraisemblablement la comparaison à un gold standard obtenu par investigations indépendantes du producteur de données,
- il semble contre-productif à moyen terme de corriger l'indicateur alors que les bases de données médico-administratives se doivent de refléter au mieux l'état de santé des patients pris en charge et les soins qui leur sont prodigués.

Le repérage des « outliers bas » pourrait être envisagé comme un moyen d'identifier un éventuel sur-codage à investiguer.

Le changement de définition du diagnostic principal PMSI au 1er mars 2009 pose question sur l'utilisation des données de l'année pour cette étude. D'après un rapport de l'ATIH (disponible sur http://www.atih.sante.fr/evolution-du-codage-en-version-11-des-ghm), la principale évolution de codage du PMSI associée au changement de version réside dans la baisse de la fréquence des codes

de complications de traitement dans les diagnostics principaux. Cela est conforme avec le fait qu'une complication qui intervient en cours de séjour ne peut plus être un diagnostic principal. Cependant, l'ATIH indique aussi que la modification de la définition du diagnostic principal est difficile à mettre en évidence et ne modifie pas le codage de manière importante. Rappelons que pour les séjours multi-unités, le choix du DP repose sur un algorithme automatique qui a été modifié pour la V11 et qui donne de bons résultats. Concernant l'impact du changement sur l'étude de la mortalité, soulignons que si les établissements appliquaient tous la nouvelle définition de la même manière au même moment, cela ne serait pas susceptible de biaiser les résultats. Seule l'application différentielle entre les établissements de ce changement pourrait favoriser certains établissements, mais très vraisemblablement de manière marginale. Pour s'affranchir de cette particularité de l'année 2009, et d'une manière plus générale pour intégrer les évolutions régulières de codage il est recommandé de refaire ces analyses sur les périodes pour lesquelles les indicateurs sont effectivement considérés.

f. Discussion d'une stratification sur le type d'établissement

La pertinence du traitement simultané et indifférencié des différents types d'établissements demande à être évaluée : une même information pourrait traduire des gravités différentes entre type d'établissement, que ce soit pour des raisons de sévérité moyenne des cas ou de qualité du codage.

La création d'un indicateur par grande catégorie d'établissements pourrait être envisagée. Toutefois, les premiers calculs réalisés ici ont montré que la variabilité des HSMR par type d'établissement était faible et laissent penser qu'il n'existe pas de différentiels forts et systématiques liés au contexte de codage, sauf à supposer qu'ils sont compensés par des réels différentiels de risque de mortalité ou de qualité des soins.

3. Choix de l'indicateur le plus utile

a. Biais de sortie de l'indicateur intra-hospitalier

Comme cela avait déjà été montré dans une étude américaine (Drye et al. 2012)et une étude hollandaise (Pouw et al. 2013), les données françaises montrent que les hôpitaux à courte durée moyenne de séjour ou à fort taux de transfert à la sortie ont une mortalité intra-hospitalière plus faible mais une mortalité *Précoce après la sortie* plus élevée. Soulignons cependant que nous n'avons pas retrouvé de corrélation négative entre mortalité intra-hospitalière et mortalité *Précoce après la sortie*, même si le coefficient de corrélation intra-classes positif trouvé est faible. Cela peut être dû en partie à l'amélioration de la méthode employée pour mesurer la corrélation : en utilisant le coefficient de Pearson simple et non le coefficient intra-classes, on observe une corrélation négative, bien que non significative. Quoi qu'il en soit, les données françaises confirment que l'indicateur de mortalité intra-hospitalière est biaisé. Pour éviter le biais de sortie, la solution consiste à mesurer la mortalité à un délai fixe après l'admission.

b. Limites de l'indicateur à 30 jours post-admission

L'indicateur de mortalité à 30 jours post-admission a focalisé l'attention ces dernières années en partie parce qu'il est couramment employé et bien accepté pour évaluer la mortalité post-chirurgicale. Cependant, le fait que les patients décédés à l'hôpital plus de trente jours après leur admission seraient considérés comme des survivants a été décrit comme problématique ou même contreproductif. Campbell et all ont expliqué le risque d'une incitation des hôpitaux à limiter les ressources consacrées aux patients qui nécessiteraient des soins de plus de 30 jours (Campbell et al. 2012). Pouw et al ont mentionné que, poussé à l'extrême, cela pourrait devenir une incitation à garder les patients en vie jusqu'à 30 jours après l'admission (Pouw et al. 2013). Ce travail donne une quantification de la proportion des décès survenant à l'hôpital qui ne seraient pas pris en compte aux différents délais et montre que ce chiffre est élevé pour le HSMR à 30 jours en 2009 en France (7,8%). C'est pourquoi il est utile de considérer des cadres temporels plus longs.

c. Délai post-admission le plus pertinent

Les indicateurs de mortalité post-hospitalière aux différents délais donnant des résultats assez différents, le choix du délai le plus pertinent se pose.

L'approche analytique a montré que la mortalité ente 31 et 60 jours post-admission d'un établissement est très fortement corrélée à la mortalité à 30 jours. En d'autres termes, l'indicateur à

60 jours post-admission mesure approximativement la même dimension de la qualité que l'indicateur à 30 jours, à un moment où il n'existe aucun phénomène d'incitation, puisque aucun indicateur de mortalité standardisé n'est utilisé en France. Quand le décès survient plus tard, l'association avec la mortalité à 30 jours faiblit légèrement, même si elle reste importante à 90 jours. Cela reflète probablement le fait que la mortalité post-hospitalière aux délais plus élevés dépend de plusieurs autres facteurs que la qualité des soins donnés dans l'enceinte de l'hôpital (soins délivrés par d'autres structures de santé dont les cabinets de médecine générale, effet des facteurs socio-économiques, situations intercurrentes …).

De fait, le choix d'un indicateur prenant en compte les décès survenus après le séjour dans un établissement est implicitement celui de rendre cet établissement « responsable » de la mortalité jusqu'au délai considéré. Cela se conçoit bien si l'on considère comme faisant partie intégrante de la qualité des soins hospitaliers le choix de l'établissement d'aval, et l'organisation du suivi des patients.

Cependant, un établissement n'est pas toujours en mesure de « choisir » réellement l'établissement d'aval, ou de prévoir la prise en charge de ville. Ainsi, plus le délai entre la sortie du patient et son décès est long, plus la prise en charge par d'autres soignants peut intervenir et donc plus il sera difficile d'attribuer ce décès à un défaut de qualité des soins dans l'hôpital de référence. Pour la fiabilité et l'acceptabilité d'un indicateur de mortalité post-hospitalière, il semble de ce fait préférable de choisir un délai inférieur ou égal à 90 jours.

d. Apport des causes de décès

La comparaison entre l'indicateur de mortalité post-hospitalière ne tenant pas compte des décès étiquetés comme indépendants du diagnostic principal et l'indicateur de mortalité post-hospitalière« complet » au même délai a montré un impact très faible de la prise en compte des décès « indépendants » quel que soit le délai considéré. En dépit du gros investissement fait pour les intégrer, l'apport des causes de décès à la construction d'indicateurs de mortalité pos-hospitalière globale s'avère négligeable.

Il est possible cependant que l'exclusion des décès étiquetés indépendants se révèle plus intéressante dans le cas des indicateurs de mortalité post-hospitalière spécifiques, surtout s'ils nécessitent un délai de mesure long.

e. Pondération des séjours et des décès

Le choix de la fonction de pondération fait dans cette étude peut paraître arbitraire. Rappelons qu'il a été fait pour répondre aux deux objectifs antinomiques suivants :

- faire ressortir l'importance des décès dont la probabilité de survenue est très faible,
- conserver une puissance statistique suffisante pour pouvoir interpréter les résultats obtenus.

Les résultats obtenus après pondération des décès par - log (risque de décès) indiquent que cette approche ne modifie que très légèrement la distribution des HSMR par établissement. Les variations auraient peut-être été plus marquées si les séjours avec mention de soins palliatifs n'avaient pas été exclus. Le sujet de la pondération n'était pas central dans cette recherche et son intérêt et son impact mériteraient peut-être de faire l'objet d'une étude plus approfondie.

f. Evaluation de la validité des indicateurs post-hospitaliers (perspectives)

L'hypothèse qu'une fois les facteurs de variation disponibles pris en compte, la part résiduelle de variabilité de la mortalité post-hospitalière est attribuable à la qualité des soins est une hypothèse forte qui demanderait à être validée.
En l'absence de gold standard de la qualité des soins au niveau des séjours ou au niveau des établissements, les données disponibles ne permettent pas d'établir rigoureusement si ces indicateurs sont effectivement représentatifs de la qualité des soins, et, le cas échéant, quel est le délai le plus adapté pour l'étude de la mortalité post-hospitalière.
Une étude d'association entre les indicateurs de mortalité post-hospitalière proposés ici (indicateurs de résultat) et des indicateurs de processus mesurés au niveau des établissements va être menée afin de comparer la validité des indicateurs produits.
Pour ce travail, les indicateurs pertinents et exploitables à considérer ont été choisis grâce à l'expertise de la HAS. Ce sont les indicateurs IPAQSS (Indicateurs pour l'Amélioration de la Qualité et de la Sécurité des Soins), en priorité l'indicateur transversal *Tenue du dossier anesthésique* (TDA) et l'indicateur de spécialité de *Prise en charge hospitalière de l'infarctus du myocarde* (BASI).
La covariation des différents indicateurs sera étudiée. La variabilité statistique des indicateurs de mortalité et de processus (issus d'échantillons de petites tailles) sera prise en compte dans les calculs d'association statistique.

4. Notion d'indicateur global par établissement

La notion même d'indicateur global par établissement en tant que mesure de la qualité hospitalière peut être discutée. Concernant le choix de délai, nous avons déjà souligné que le délai pertinent est susceptible de dépendre de la pathologie principale traitée durant chaque séjour(Seagroatt and Goldacre 1994; Bruce et al. 2001). Par exemple, l'étude de la mortalité après un traitement pour cancer a du sens à un délai plus long qu'après une appendicite aigue avec péritonite généralisée.

Idéalement, un indicateur de mortalité globale par établissement mesurerait la mortalité à des délais différents selon la pathologie principale. Pour la même raison, il peut sembler plus adapté de choisir un cadre temporel légèrement plus long que 30 jours post-admission pour un indicateur global de mortalité hospitalière. Toutefois, pour certaines pathologies chroniques (broncho-pneumopathie chronique obstructive par exemple), la prise en charge est avant tout ambulatoire et l'impact de l'hôpital est vraisemblablement moins central (le patient est hospitalisé en cas de surinfection sévère par exemple). Dans ce cas, le niveau pertinent d'évaluation de la qualité des soins est vraisemblablement plus territorial, à des délais plus longs, et l'importance de facteurs psycho-sociaux non disponibles dans le SNIIRAM-PMSI est majeur (PCS, soutien social, tabagisme …).

Une autre limite de l'indicateur global par établissement est qu'il suppose qu'il existe une dimension qualité des soins homogène, propre à l'établissement. Il a été montré qu'au sein d'un même hôpital, les indicateurs de mortalité utilisés comme indicateurs de performance peuvent varier en fonction de la pathologie étudiée (Rosenthal 1997).On peut penser au contraire que l'organisation en services et en pôles rend la qualité très variable entre les différentes spécialités au sein d'un même établissement. Dans les suites de la thèse, une comparaison de la variabilité intra-établissement (par spécialité) à la variabilité inter-établissements sera menée, afin d'étudier la validité intrinsèque de l'indicateur global. Des coefficients de corrélation intra-classes seront calculés dans un modèle multi-niveau incluant un niveau établissement et un niveau par spécialité pour identifier les variances obtenues à chacun de ces niveaux. Ce travail se fera en plusieurs étapes. Dans la première étape, les séjours seront séparés en 3 « spécialités » : médecine, chirurgie et interventionnel (en se fondant sur la lettre clé de la racine de GHM). Les résultats préliminaires ont montré que la variance intra-établissement est alors supérieure à la variance inter-établissements. Ensuite, il est prévu de rechercher le même phénomène, d'une part au sein des séjours médicaux, et d'autre part au sein des séjours chirurgicaux, en fondant la distinction entre les différentes spécialités (cardiologie, pneumologie, neurologie …) sur la catégorie majeure de diagnostic du GHM (la variable "service" n'étant pas disponible dans le PMSI).

Enfin, si les indicateurs de mortalité globale peuvent être utiles pour repérer les établissements outliers et cibler des investigations(R. J. Lilford, Brown, and Nicholl 2007), la littérature a clairement documenté un certain nombre de leurs limites pour refléter la qualité des soins (R. Lilford and Pronovost 2010; van Gestel et al. 2012; Pitches, Mohammed, and Lilford 2007; Shojania and Forster 2008; Shahian et al. 2010; Scott et al. 2011; Girling et al. 2012; Shahian et al. 2012; Mohammed and Lilford 2013), et la nécessité d'une extrême prudence dans leur utilisation, particulièrement en terme de diffusion publique (Shahian et al. 2012; R. Lilford et al. 2004; Taylor 2013; D. Spiegelhalter 2013).

Des indicateurs spécifiques, limités à certaines pathologies ou procédures, peuvent sembler plus appropriés pour comparer les établissements (Shojania and Forster 2008; Girling et al. 2012; Shahian et al. 2012). Dans ce cas, en fonction des pathologies considérées, et des délais d'apparition des complications à repérer, le délai pertinent, ainsi que les variables d'ajustement à considérer peuvent varier, et devraient être choisis à l'issue d'un travail impliquant des spécialistes du domaine. L'apport des causes de décès pourrait alors se révéler très contributif. Ces indicateurs spécifiques seraient particulièrement intéressants concernant les pathologies pour lesquelles la qualité des soins (option thérapeutique, qualité de réalisation de l'acte, du suivi, etc.) impacte particulièrement la mortalité (ex : chirurgie de l'obésité). Le développement des indicateurs de la sécurité des patients (Patient Safety Indicators (PSI)) pour repérer les événements indésirables liés aux soins s'inscrit dans cette lignée.

V. Conclusion

A partir de la base de données AMPHI constituée à cette fin expérimentale, ce travail de recherche a consisté à construire différents indicateurs de mortalité post-hospitalière globale par établissement et à les comparer entre eux. De nombreuses réserves quant à leur capacité à refléter la qualité des soins ont été relevées, concernant notamment la pertinence du modèle, l'ajustement imparfait sur les facteurs de risque de décès indépendants de la qualité des soins, et l'hétérogénéité de la qualité du codage des données entre les établissements. Moyennant ces réserves, cette étude confirme que, si l'on souhaite utiliser des indicateurs de mortalité hospitalière globale dans le but de refléter la qualité des soins, il convient de choisir des indicateurs mesurant la mortalité à un délai fixe après l'admission, l'indicateur de mortalité intra-hospitalière stricte étant biaisé par les pratiques de sortie. Alors que l'indicateur à 30 jours pos-admission est actuellement au premier plan dans la littérature, notre étude montre que l'on peut préférer les indicateurs à 60 ou 90 jours post-admission. En effet, ils ont l'avantage d'inclure presque tous les décès intra-hospitaliers, et de refléter de ce fait une part plus grande des soins hospitaliers. De plus ils sont moins sujets que l'indicateur à 30 jours aux incitations à maintenir les patients en vie jusqu'à la fin de la période de suivi et/ou à cesser de leur dédier des ressources une fois ce terme atteint. Des recherches complémentaires sont nécessaires pour évaluer leur capacité à refléter réellement la qualité des soins et leur intérêt pour piloter l'amélioration continue de la qualité des soins. Une grande prudence quant à la diffusion publique d'indicateurs par établissement doit être maintenue et l'impact d'une telle diffusion devrait être évalué avant toute mise en pratique. L'apport des causes de décès aux indicateurs de mortalité globale par établissement s'est avéré ici négligeable, mais il pourrait se révéler utile dans des recherches portant sur des indicateurs spécifiques, limités à certaines pathologies ou procédures. L'intérêt de la pondération visant à surreprésenter les décès inattendus mériterait d'être évalué par des recherches complémentaires.

VI. Valorisation

Un article (Article 2, Annexe 7) en cours de révision pour la revue Medical Care

Hospital comparisons based on mortality: revisiting the choice of post-admission timeframe and evaluating the contribution of the causes of death, France, 2009**.** Lamarche-Vadel A, Ngantcha M, Le Pogam MA, Ghosn W, Grenier C, Meyer L, Rey G.

Documentation :

AMPHI - Analyse de la Mortalité Post-Hospitalisation en France en 2008-2010 recherche d'Indicateurs par établissement- Rapport final. Lamarche-Vadel A, Ngantcha M, Jougla E, Rey G. CépiDc-Inserm, janvier 2014. Rapport remis à la Haute autorité de santé (HAS), la DREES et la CNAMTS.

CONCLUSION GENERALE

Dans le cadre d'une demande présidentielle, l'objectif de l'étude AMPHI, sur laquelle s'est adossée cette thèse, était d'élaborer des indicateurs de mortalité post-hospitalisation dans la perspective d'une évaluation de la qualité des soins délivrés par les établissements hospitaliers et d'évaluer l'apport potentiel des causes de décès.

La première phase de ce travail a consisté, pour les bénéficiaires du Régime Général de l'Assurance maladie décédés dans l'année suivant une hospitalisation en 2008 ou 2009, à apparier les données médico-administratives hospitalières aux données de statut vital et, pour les décédés dans l'année suivant l'hospitalisation (soit en 2008-2009-2010), aux causes de décès (base du CépiDc).Différentes méthodes d'appariement ont été testées. Les variables date de décès, année et mois de naissance, département et commune de domicile ont été utilisées. La variable commune de domicile a été considérée de façon spécifique en raison de sa moindre qualité de renseignement..Avec la stratégie retenue, le taux global d'appariement était de 95,0%.

La deuxième phase visait à repérer les séjours pour lesquels la cause initiale de décès pouvait être qualifiée d'indépendante de la pathologie principale traitée, afin de limiter le biais de mesure des indicateurs de mortalité post-hospitalière. Pour chaque patient décédé, le diagnostic principal (DP) de chaque séjour a été comparé à la cause initiale de décès (CI) à l'aide d'un algorithme et d'un logiciel s'appuyant sur des standards internationaux. La relation DP/CI a été analysée pour le dernier séjour de chaque patient. La cohérence des deux codes était élevée pour les décès intra-hospitaliers (89%). Pour les décès extrahospitaliers, les diagnostics ont été classés indépendants dans 14% des décès survenus dans le mois suivant la sortie, et dans 28% des décès survenus entre 6 et 12 mois.

Lors de la troisième phase, le modèle le plus souvent utilisé à l'international pour évaluer la mortalité intra-hospitalière (modèle dit « de Jarman ») a été reproduit, moyennant des adaptations aux données médico-administratives disponibles en France. Il a ensuite été modifié pour produire des indicateurs de mortalité post-hospitalière. Des ratios de mortalité à 30, 60, 90, 180 et 365 jours de l'admission à l'hôpital ont été étudiés : 1) en considérant l'ensemble des décès ; puis 2) en éliminant les séjours pour lesquels les décès ont été repérés comme indépendants du diagnostic principal du séjour ; et 3) en pondérant plus fortement les décès non attendus afin de les surreprésenter. Dans la mesure du possible, ces modèles ont pris en compte les différences de case-mix entre les établissements (âge à l'admission, sexe, indice de désavantage social, pathologie principale prise en charge, certaines pathologies associées ...), afin de neutraliser les facteurs de variation de la

mortalité post-hospitalière par établissement non liés à la qualité des soins, et liés aux caractéristiques des patients. Malgré les ajustements pris en compte, des proportions importantes d'établissements « outliers » ont été observées quel que soit l'indicateur ; elles sont censées, par construction, refléter des différences de qualité des soins. Cependant, certaines limites du modèle utilisé peuvent expliquer une partie de la variabilité des résultats, sans lien avec la qualité des soins, et de nombreuses réserves quant à la capacité de ces indicateurs à refléter la qualité des soins ont été relevées, concernant notamment la pertinence du modèle, l'ajustement imparfait sur les facteurs de risque de décès indépendants de la qualité des soins, et l'hétérogénéité de la qualité du codage des données entre les établissements.

Moyennant ces réserves, cette étude confirme que, si l'on souhaite utiliser des indicateurs de mortalité hospitalière globale dans le but de refléter la qualité des soins, il convient de choisir des indicateurs mesurant la mortalité à un délai fixe après l'admission, l'indicateur de mortalité intra-hospitalière stricte étant biaisé par les pratiques de sortie qui varient d'un établissement à l'autre (différences de durées moyennes de séjour et de taux de transferts vers d'autres établissements à la sortie). En raison du poids vraisemblablement plus important de facteurs indépendants de l'établissement aux délais les plus élevés, il semble pertinent de considérer un délai court pour l'indicateur global de mortalité post-hospitalière. Alors que l'indicateur à 30 jours post-admission est actuellement au premier plan dans la littérature, cette étude montre que l'on peut préférer les indicateurs à 60 ou 90 jours post-admission car ils ont l'avantage d'inclure presque tous les décès intra-hospitaliers, rendant ainsi mieux compte de la mortalité hospitalière ; et car ils sont moins sujets que l'indicateur à 30 jours aux incitations à maintenir les patients en vie jusqu'à la fin de la période de suivi et/ou à cesser de leur dédier des ressources une fois ce terme atteint. L'effet de l'élimination des décès indépendants s'est avéré négligeable pour les indicateurs de mortalité globale par établissement, mais l'apport de cette méthode innovante pourrait se révéler utile dans des recherches portant sur des indicateurs spécifiques, limités à certaines pathologies ou procédures. L'intérêt de la pondération visant à surreprésenter les décès inattendus mériterait d'être évalué par des recherches complémentaires.

En l'absence de gold standard de la qualité des soins des établissements, les données disponibles ne permettent pas d'évaluer rigoureusement la validité de ces indicateurs ni d'établir le délai le plus adapté. Des recherches complémentaires sont nécessaires pour évaluer la capacité des indicateurs de mortalité hospitalière globale à refléter réellement la qualité des soins et leur intérêt pour piloter l'amélioration de la qualité des soins.

Nous recommandons de rester très prudent dans l'interprétation des indicateurs de mortalité par établissement proposés ici, car l'ajustement sur l'état de santé est vraisemblablement incomplet. Leur utilité potentielle est le repérage des établissements outliers à alerter ou à investiguer, mais en

aucun cas le classement des établissements. Une grande prudence quant à la diffusion publique de ces indicateurs s'impose et l'impact d'une telle diffusion devrait être évalué avant toute mise en œuvre.

Une liste de recommandations et une liste des obstacles qui seraient à surmonter dans l'optique d'une éventuelle production en routine sont répertoriées ci-après.

Recommandations concernant l'édition d'indicateurs de mortalité par établissement en routine

Sur la base de cette étude les recommandations que nous pouvons émettre sont les suivantes :

- ne pas utiliser l'indicateur de mortalité intra-hospitalière seul, en raison des biais liés aux différences de durées de séjours et d'habitudes de transfert.

- utiliser les méthodes statistiques les plus récentes en matière d'investigation de bases de données de grande dimension pour construire un nouveau modèle optimisant l'ajustement sur les caractéristiques du patient prédictives du risque de mortalité et indépendantes de la qualité des soins.

- améliorer l'ajustement sur les facteurs indépendants de la qualité des soins par intégration de nouvelles variables dans le modèle :

  - variables présentes dans le PMSI, dans le séjour considéré ou dans les séjours précédents,
  - nouvelles variables à recueillir dans le PMSI (marqueur « DAS présent à l'admission », variable « Admission programmée / en urgence »),
  - variables issues du SNIIRAM,
  - variables issues d'autres bases de données (CNAV et/ou DGI : indicateurs de profession et de revenus).

- chercher à obtenir une mesure de la qualité des soins faisant office de gold standard pour un échantillon d'établissements afin de déterminer rigoureusement le délai le plus pertinent et d'évaluer la validité de l'indicateur retenu.

- rester très prudent avec ce type d'indicateurs car l'ajustement sur l'état de santé risque de rester incomplet. Les utiliser seulement pour repérer les outliers à investiguer, et non pour classer les établissements.

- évaluer attentivement l'intérêt et les risques avant toute décision de diffusion publique.

Obstacles qui seraient à surmonter dans l'optique d'une éventuelle production en routine

Les obstacles à surmonter pour améliorer la qualité du modèle et aboutir à un éventuel calcul en routine des indicateurs sont multiples et concernent surtout :

- la disponibilité des données.

Les données du SNIIRAM sont aujourd'hui de plus en plus accessibles et ne représentent a priori pas un obstacle majeur. De plus, l'apport des causes de décès à la construction d'un indicateur global est très limité, évitant ainsi les difficultés d'un appariement en routine entre SNIIRAM et causes de décès. Toutefois, le recueil d'informations socio-économiques plus précises que la seule commune de domicile serait nécessaire pour améliorer les performances prédictives du modèle. Ce recueil nécessiterait la mise en place d'un système d'appariement performant après accord de la CNAMTS, de l'INSEE, de la DGI ou de la CNAV pour un tel traitement et l'obtention d'une autorisation de la CNIL. Une analyse juridique fine devrait ainsi être menée pour évaluer la faisabilité et les conditions d'un tel appariement en routine.

- le développement d'un modèle optimal.

Celui-ci nécessiterait l'apport d'une équipe de biostatisticiens experts en analyse de données de grandes dimensions. Les outils étant actuellement en cours de développement, une validation forte d'un tel développement méthodologique pourrait prendre plusieurs années.

- la validation de la pertinence d'un indicateur de mortalité global par établissement.

La littérature internationale révèle une grande controverse au sujet de l'intérêt et des dangers de ce type d'indicateurs (R. Lilford et al. 2004; Pitches, Mohammed, and Lilford 2007; Shojania and Forster 2008; R. Lilford and Pronovost 2010; Shahian et al. 2012; Girling et al. 2012; Mohammed and Lilford 2013; Taylor 2013). Toutefois, les effets de l'utilisation de tels indicateurs sur les pratiques des établissements en matière de codage, de politique de recrutement de patients, et de transferts, sont difficilement transposables d'un pays à l'autre. Un essai d'utilisation d'un tel indicateur sur un sous-ensemble des établissements permettrait de mettre en évidence les conséquences à attendre en pratique des différentes utilisations de tels indicateurs avant leur généralisation. Cela semble être un préalable à leur utilisation et diffusion.

- le portage institutionnel d'un tel calcul en routine.

Nécessitant à la fois des données de multiples institutions, une expertise statistique de très haut niveau et des garanties sur les conditions d'utilisation de ces informations, une telle mission sera difficile à attribuer à un organisme unique.

BIBLIOGRAPHIE

Aylin, P, A Bottle, and S Middleton. 2012. “HSMR Mortality Indicators Full Methodology. Technical document.” In *Understanding HSMRs - a toolkit on hospital standardised mortality ratios.* Dr Foster Intelligence.

Ben-Tovim, D, R Woodman, JE Harrison, S Pointer, P Hakendorf, and G Henley. 2009. *Measuring Andreportingmortality in Hospitalpatients.* Cat. no. HSE 69. AIHW. Canberra: AIHW.

Bottle, A, B Jarman, and P Aylin. 2011a. “Strengths and Weaknesses of Hospital Standardised Mortality Ratios.” *BMJ (Clinical Research Ed.)* 342: c7116.

———. 2011b. “Hospital Standardized Mortality Ratios: Sensitivity Analyses on the Impact of Coding.” *Health Services Research* 46 (6pt1): 1741–61. doi:10.1111/j.1475-6773.2011.01295.x.

Bottle, Alex, and Paul Aylin. 2011. “Comorbidity Scores for Administrative Data Benefited from Adaptation to Local Coding and Diagnostic Practices.” *Journal of Clinical Epidemiology* 64 (12): 1426–33. doi:10.1016/j.jclinepi.2011.04.004.

Boyce, N. 1996. “Using Outcome Data to Measure Quality in Health Care.” *International Journal for Quality in Health Care: Journal of the International Society for Quality in Health Care / ISQua* 8 (2): 101–4.

Bruce, J, E M Russell, J Mollison, and Z H Krukowski. 2001. “The Measurement and Monitoring of Surgical Adverse Events.” *Health Technology Assessment (Winchester, England)* 5 (22): 1–194.

Campbell, M.J., R.M. Jacques, J. Fotheringham, R. Maheswaran, and J. Nicholl. 2012. “Developing a Summary Hospital Mortality Index: Retrospective Analysis in English Hospitals over Five Years.” *BMJ (Clinical Research Ed.)* 344: e1001.

Carey, J.S., J.P. Parker, J.M. Robertson, G.A. Misbach, and A.L. Fisher. 2003. “Hospital Discharge to Other Healthcare Facilities: Impact on in-Hospital Mortality.” *Journal of the American College of Surgeons* 197 (5): 806–12. doi:10.1016/j.jamcollsurg.2003.07.010.

Charlson, M E, P Pompei, K L Ales, and C R MacKenzie. 1987. “A New Method of Classifying Prognostic Comorbidity in Longitudinal Studies: Development and Validation.” *Journal of Chronic Diseases* 40 (5): 373–83.

Cohen, W. 1998. “Integration of Heterogeneous Databases Without Common Domains Using Queries Based on Textual Similarity.” In *Proceedings of the 1998 ACM SIGMOD International Conference on Management of Data*, 201–12. SIGMOD ’98. New York, NY, USA: ACM. doi:10.1145/276304.276323.

Donabedian, Avedis. 2005. “Evaluating the Quality of Medical Care.” *The Milbank Quarterly* 83 (4): 691–729. doi:10.1111/j.1468-0009.2005.00397.x.

Drye, Elizabeth E, Sharon-Lise T Normand, Yun Wang, Joseph S Ross, Geoffrey C Schreiner, Lein Han, Michael Rapp, and Harlan M Krumholz. 2012. “Comparison of Hospital Risk-Standardized Mortality Rates Calculated by Using in-Hospital and 30-Day Models: An Observational Study with Implications for Hospital Profiling.” *Annals of Internal Medicine* 156 (1 Pt 1): 19–26. doi:10.1059/0003-4819-156-1-201201030-00004.

Elmagarmid, A.K., P.G. Ipeirotis, and V.S. Verykios. 2007. “Duplicate Record Detection: A Survey.” *IEEE Transactions on Knowledge and Data Engineering* 19 (1): 1–16. doi:10.1109/TKDE.2007.250581.

Fellegi, I.P., and A.B. Sunter. 1969. “A Theory for Record Linkage.” *Journal of the American Statistical Association* 64 (328): 1183–1210. doi:10.1080/01621459.1969.10501049.

Garnick, DW, ER DeLong, and HS Luft. 1995. “Measuring Hospital Mortality Rates: Are 30-Day Data Enough? Ischemic Heart Disease Patient Outcomes Research Team.” 29 (6): 679–95.

Gensbittel, M-H, and B Riandey. 2011. *Appariements Sécurisés et Statistique (2000-2011) [Ressource Électronique]*. http://bibliotheque.insee.net/opac/index.php?lvl=notice_display&id=70860.

Girling, A J, T P Hofer, J Wu, Peter J Chilton, Jonathan P Nicholl, Mohammed A Mohammed, and Richard J Lilford. 2012. “Case-Mix Adjusted Hospital Mortality Is a Poor Proxy for Preventable Mortality: A Modelling Study.” *BMJ Quality & Safety* 21 (12): 1052–56. doi:10.1136/bmjqs-2012-001202.

Gittelsohn, A, and J Senning. 1979. “Studies on the Reliability of Vital and Health Records: I. Comparison of Cause of Death and Hospital Record Diagnoses.” *American Journal of Public Health* 69 (7): 680–89.

Goldacre, M J. 1993. “Cause-Specific Mortality: Understanding Uncertain Tips of the Disease Iceberg.” *Journal of Epidemiology and Community Health* 47 (6): 491–96.

Gomatam, S, R Carter, M Ariet, and G Mitchell. 2002. “An Empirical Comparison of Record Linkage Procedures.” *Statistics in Medicine* 21 (10): 1485–96. doi:10.1002/sim.1147.

Heijink, R, X Koolman, D Pieter, A van der Veen, B Jarman, and G Westert. 2008. “Measuring and Explaining Mortality in Dutch Hospitals; the Hospital Standardized Mortality Rate between 2003 and 2005.” *BMC Health Services Research* 8: 73. doi:10.1186/1472-6963-8-73.

Hernández, B, D Ramírez-Villalobos, M Romero, Sara Gómez, Charles Atkinson, and Rafael Lozano. 2011. “Assessing Quality of Medical Death Certification: Concordance between Gold Standard Diagnosis and Underlying Cause of Death in Selected Mexican Hospitals.” *Population Health Metrics* 9 (1): 38. doi:10.1186/1478-7954-9-38.

Hosmer, D W, and S Lemeshow. 2000. *Applied Logistic Regression*. New York: Wiley.

Januel, J-M. 2011. *Les Méthodes D'ajustement Dans Les Modèles D'évaluation de La Mortalité Hospitalière - Partie 1 - Étude Descriptive*. 112. Etudes et Recherche.

Jarman, B, D Pieter, A A van der Veen, R B Kool, P Aylin, A Bottle, G P Westert, and S Jones. 2010. "The Hospital Standardised Mortality Ratio: A Powerful Tool for Dutch Hospitals to Assess Their Quality of Care?" *Quality & Safety in Health Care* 19 (1): 9–13. doi:10.1136/qshc.2009.032953.

Jaro, M.A. 1978. *UNIMATCH: A Record Linkage System : Users Manual*. Bureau of the Census, United States.

———. 1995. "Probabilistic Linkage of Large Public Health Data Files." *Statistics in Medicine* 14 (5-7): 491–98. doi:10.1002/sim.4780140510.

Jencks, S F, D K Williams, and T L Kay. 1988. "Assessing Hospital-Associated Deaths from Discharge Data. The Role of Length of Stay and Comorbidities." *JAMA: The Journal of the American Medical Association* 260 (15): 2240–46.

Johansson, L. A., and R. Westerling. 2000. "Comparing Swedish Hospital Discharge Records with Death Certificates: Implications for Mortality Statistics." *Int J Epidemiol* 29 (3): 495–502.

———. 2002. "Comparing Hospital Discharge Records with Death Certificates: Can the Differences Be Explained?" *J Epidemiol Community Health* 56 (4): 301–8.

Johnson, M L, H S Gordon, N J Petersen, Nelda P Wray, A Laurie Shroyer, Frederick L Grover, and Jane M Geraci. 2002. "Effect of Definition of Mortality on Hospital Profiles." *Medical Care* 40 (1): 7–16.

Jurczyk, Pawel, James J. Lu, Li Xiong, Janet D. Cragan, and Adolfo Correa. 2008. "FRIL: A Tool for Comparative Record Linkage." *AMIA Annual Symposium Proceedings* 2008: 440–44.

Kahn, Jeremy M, Andrew A Kramer, and Gordon D Rubenfeld. 2007. "Transferring Critically Ill Patients out of Hospital Improves the Standardized Mortality Ratio: A Simulation Study." *Chest* 131 (1): 68–75. doi:10.1378/chest.06-0741.

Lang, T, P Ducimetière, D Arveiler, P Amouyel, J Ferrières, J B Ruidavets, M Montaye, B Haas, and A Bingham. 1999. "Trends and Geographical Disparities in Coronary Heart Disease in France: Are Results Concordant When Different Definitions of Events Are Used?" *International Journal of Epidemiology* 28 (6): 1050–58.

Le Barbanchon, Thomas, and Béatrice Sédillot. 2011. *L'appariement Expérimental Entre Le Fichier Historique Des Demandeurs D'emploi et Les DADS [Ressource Électronique]*. http://bibliotheque.insee.net/opac/index.php?lvl=notice_display&id=86095.

Lebreton, E., C. Vincelet, E. Chatignoux, C. Menguy, C. Crenn Hebert, Y.-M. Février, and J. Zeitlin. 2014. "[Record linkage of hospital discharge data and first health certificates: a test in the Val

d'Oise]." *Revue D'épidémiologie Et De Santé Publique* 62 (4): 257–66. doi:10.1016/j.respe.2014.04.006.

Lefebvre, Yannick, Sandra Gomez, Françoise Megas, Alain Patris, Cyrille Colin, and Marie-Annick Le Pogam. 2012. "Evaluation Des Ratios Normalisés de Mortalité Hospitalière À Partir Des Données PMSI : Comparaison de Modèles D'ajustement." In Nancy.

Lilford, Richard J., Celia A. Brown, and Jon Nicholl. 2007. "Use of Process Measures to Monitor the Quality of Clinical Practice." *BMJ (Clinical Research Ed.)* 335 (7621): 648–50. doi:10.1136/bmj.39317.641296.AD.

Lilford, Richard, Mohammed A Mohammed, David Spiegelhalter, and Richard Thomson. 2004. "Use and Misuse of Process and Outcome Data in Managing Performance of Acute Medical Care: Avoiding Institutional Stigma." *Lancet* 363 (9415): 1147–54. doi:10.1016/S0140-6736(04)15901-1.

Lilford, Richard, and Peter Pronovost. 2010. "Using Hospital Mortality Rates to Judge Hospital Performance: A Bad Idea That Just Won't Go Away." *BMJ (Clinical Research Ed.)* 340: c2016.

Mainz, Jan, Birgitte Randrup Krog, Bodil Bjørnshave, and Paul Bartels. 2004. "Nationwide Continuous Quality Improvement Using Clinical Indicators: The Danish National Indicator Project." *International Journal for Quality in Health Care: Journal of the International Society for Quality in Health Care / ISQua* 16 Suppl 1 (April): i45–50. doi:10.1093/intqhc/mzh031.

McNutt, Louise-Anne, Chuntao Wu, Xiaonan Xue, and Jean Paul Hafner. 2003. "Estimating the Relative Risk in Cohort Studies and Clinical Trials of Common Outcomes." *American Journal of Epidemiology* 157 (10): 940–43.

Mohammed, M. A., and R. J. Lilford. 2013. "Two Incorrect Assertions about Study of Hospital Standardised Mortality Ratios in the West Midlands." *BMJ* 346 (mar05 6): f1088–f1088. doi:10.1136/bmj.f1088.

Morris, R., and V. Carstairs. 1991. "Which Deprivation? A Comparison of Selected Deprivation Indexes." *Journal of Public Health Medicine* 13 (4): 318–26.

Mullins, R J, N C Mann, J R Hedges, W Worrall, M Helfand, A D Zechnich, and G J Jurkovich. 1998. "Adequacy of Hospital Discharge Status as a Measure of Outcome among Injured Patients." *JAMA: The Journal of the American Medical Association* 279 (21): 1727–31.

O'Hara, D, W Hart, M Robinson, and I McDonald. 1996. "Mortality Soon after Discharge from a Major Teaching Hospital: Linking Mortality and Morbidity." *Journal of Quality in Clinical Practice* 16 (1): 39–48.

Pavillon, G., and L. A. Johansson. 2012. "The Iris International Coding System of Causes of Death." In Brasilia, Brazil.

Pavillon, G., L. A. Johansson, D. Glenn, S. Weber, B. Witting, and S. Notzon. 2007. “Iris: A Language Independent Coding System for Mortality Data.” In Trieste Italy.

Penfold, Robert, Stafford Dean, Ward Flemons, and Michael Moffatt. 2008. “Do Hospital Standardized Mortality Ratios Measure Patient Safety? HSMRs in the Winnipeg Regional Health Authority.” *HealthcarePapers* 8 (4): 8–24. doi:10.12927/hcpap.2008.19972.

Peters, K, ed. 1996. “Recommendations from the First International Collaborative Effort on Automating Mortality Statistics.” In *Proceedings of the International Collaborative Effort on Automating Mortality Statistics*. Vol. 1. U.S. Department of health and humans services, Centers for Disease Control and Prevention, National Center for Health Statistics.

Pitches, David W, Mohammed A Mohammed, and Richard J Lilford. 2007. “What Is the Empirical Evidence That Hospitals with Higher-Risk Adjusted Mortality Rates Provide Poorer Quality Care? A Systematic Review of the Literature.” *BMC Health Services Research* 7: 91. doi:10.1186/1472-6963-7-91.

Pouw, Maurice E, L M Peelen, K G M Moons, C J Kalkman, and H F Lingsma. 2013. “Including Post-Discharge Mortality in Calculation of Hospital Standardised Mortality Ratios: Retrospective Analysis of Hospital Episode Statistics.” *BMJ (Clinical Research Ed.)* 347: f5913.

Quan, Hude, Bing Li, Chantal M Couris, Kiyohide Fushimi, Patrick Graham, Phil Hider, Jean-Marie Januel, and Vijaya Sundararajan. 2011. “Updating and Validating the Charlson Comorbidity Index and Score for Risk Adjustment in Hospital Discharge Abstracts Using Data from 6 Countries.” *American Journal of Epidemiology* 173 (6): 676–82. doi:10.1093/aje/kwq433.

Quan, Hude, Vijaya Sundararajan, Patricia Halfon, Andrew Fong, Bernard Burnand, Jean-Christophe Luthi, L Duncan Saunders, Cynthia A Beck, Thomas E Feasby, and William A Ghali. 2005. “Coding Algorithms for Defining Comorbidities in ICD-9-CM and ICD-10 Administrative Data.” *Medical Care* 43 (11): 1130–39.

Quantin, C., C. Binquet, F. A. Allaert, B. Cornet, R. Pattisina, G. Leteuff, C. Ferdynus, and J. B. Gouyon. 2005. “Decision Analysis for the Assessment of a Record Linkage Procedure: Application to a Perinatal Network.” *Methods of Information in Medicine* 44 (1): 72–79. doi:10.1267/METH05010072.

Quantin, Catherine, Francois-Andre Allaert, Paul Avillach, Maniane Fassa, Benoit Riandey, Gilles Trouessin, and Olivier Cohen. 2008. “Building Application-Related Patient Identifiers: What Solution for a European Country?” *International Journal of Telemedicine and Applications* 2008. doi:10.1155/2008/678302.

Rey, Grégoire, Eric Jougla, Anne Fouillet, and Denis Hémon. 2009. “Ecological Association between a Deprivation Index and Mortality in France over the Period 1997 - 2001: Variations with

Spatial Scale, Degree of Urbanicity, Age, Gender and Cause of Death." *BMC Public Health* 9: 33. doi:10.1186/1471-2458-9-33.

Roos, L. L., and A. Wajda. 1991. "Record Linkage Strategies. Part I: Estimating Information and Evaluating Approaches." *Methods of Information in Medicine* 30 (2): 117–23.

Rosenthal, G E. 1997. "Weak Associations between Hospital Mortality Rates for Individual Diagnoses: Implications for Profiling Hospital Quality." *American Journal of Public Health* 87 (3): 429–33.

Rosenthal, G E, D W Baker, D G Norris, L E Way, D L Harper, and R J Snow. 2000. "Relationships between in-Hospital and 30-Day Standardized Hospital Mortality: Implications for Profiling Hospitals." *Health Services Research* 34 (7): 1449–68.

Royston, Patrick, and Willi Sauerbrei. 2008. *Multivariable Model - Building: A Pragmatic Approach to Regression Anaylsis Based on Fractional Polynomials for Modelling Continuous Variables*. John Wiley & Sons.

Schneider, Eric C. 2002. "Measuring Mortality Outcomes to Improve Health Care: Rational Use of Ratings and Rankings." *Medical Care* 40 (1): 1–3.

Schwarz. 1978. "Estimating the Dimension of a Model." *Annals of Statistics* 6 (2): 461–64.

Scott, Ian A, Caroline A Brand, Grant E Phelps, Anna L Barker, and Peter A Cameron. 2011. "Using Hospital Standardised Mortality Ratios to Assess Quality of Care--Proceed with Extreme Caution." *The Medical Journal of Australia* 194 (12): 645–48.

Seagroatt, V, and M Goldacre. 1994. "Measures of Early Postoperative Mortality: Beyond Hospital Fatality Rates." *BMJ (Clinical Research Ed.)* 309 (6951): 361–365; discussion 365–366.

Seagroatt, V. 2004. "Hospital Mortality League Tables: Influence of Place of Death." *BMJ* 328 (7450): 1235–36. doi:10.1136/bmj.38058.517118.47.

Shahian, David M, Lisa I Iezzoni, Gregg S Meyer, Leslie Kirle, and Sharon-Lise T Normand. 2012. "Hospital-Wide Mortality as a Quality Metric: Conceptual and Methodological Challenges." *American Journal of Medical Quality: The Official Journal of the American College of Medical Quality* 27 (2): 112–23. doi:10.1177/1062860611412358.

Shahian, David M, Robert E Wolf, Lisa I Iezzoni, Leslie Kirle, and Sharon-Lise T Normand. 2010. "Variability in the Measurement of Hospital-Wide Mortality Rates." *The New England Journal of Medicine* 363 (26): 2530–39. doi:10.1056/NEJMsa1006396.

Shojania, Kaveh G, and Alan J Forster. 2008. "Hospital Mortality: When Failure Is Not a Good Measure of Success." *CMAJ: Canadian Medical Association Journal = Journal de l'Association Medicale Canadienne* 179 (2): 153–57. doi:10.1503/cmaj.080010.

Slobbe, Laurentius C J, Onyebuchi A Arah, Agnes de Bruin, and Gert P Westert. 2008. "Mortality in Dutch Hospitals: Trends in Time, Place and Cause of Death after Admission for Myocardial

Infarction and Stroke. An Observational Study." *BMC Health Services Research* 8: 52. doi:10.1186/1472-6963-8-52.

Spiegelhalter. 2005a. "Funnel Plots for Comparing Institutional Performance." *Statistics in Medicine* 24 (8): 1185–1202. doi:10.1002/sim.1970.

———. 2005b. "Handling over-Dispersion of Performance Indicators." *Quality & Safety in Health Care* 14 (5): 347–51. doi:10.1136/qshc.2005.013755.

Spiegelhalter, David. 2013. "Statistics behind the Headlines. Have There Been 13,000 Needless Deaths at 14 NHS Trusts?" *BMJ (Clinical Research Ed.)* 347: f4893.

Spiegelhalter, David J. 2005c. "Funnel Plots for Comparing Institutional Performance." *Statistics in Medicine* 24 (8): 1185–1202. doi:10.1002/sim.1970.

Taylor, Paul. 2013. "Standardized Mortality Ratios." *International Journal of Epidemiology* 42 (6): 1882–90. doi:10.1093/ije/dyt209.

Trouessin, G., and F. A. Allaert. 1997. "FOIN: A Nominative Information Occultation Function." *Studies in Health Technology and Informatics* 43 Pt A: 196–200.

Vallet, Olivier, Sylvie Villeminot, Isabelle Gasquet, and Bruno Falissard. 2004. *Élaboration D'un Outil de Mesure de La Mortalité Post Hospitalière*. Série Etudes. Paris: DREES.

Van Gestel, Yvette R B M, Valery E P P Lemmens, Hester F Lingsma, Ignace H J T de Hingh, Harm J T Rutten, and Jan Willem W Coebergh. 2012. "The Hospital Standardized Mortality Ratio Fallacy: A Narrative Review." *Medical Care* 50 (8): 662–67. doi:10.1097/MLR.0b013e31824ebd9f.

Wen, Eugene, Carolyn Sandoval, Jennifer Zelmer, and Greg Webster. 2008. "Understanding and Using the Hospital Standardized Mortality Ratio in Canada: Challenges and Opportunities." *Healthcare Papers* 8 (4): 26–36; discussion 69–75.

Winkler, William E. 1994. *Advanced Methods For Record Linkage*.

———. 2006. *Overview of Record Linkage and Current Research Directions*. BUREAU OF THE CENSUS.

World Health Organisation. 1993. *International Statistical Classification of Diseases and Related Health Problems. Tenth Revision. ICD-10: Volume 2. Instruction Manual*.

ANNEXES

I. Architecture de la base AMPHI

La base AMPHI est composée de 10 tables + 2 consignant la relation CI-DP (cf Partie 2) (Figure 8)

Un jeu de quatre tables pour chacune des deux années

(xx=08 pour les séjours de 2008 et xx=09 pour les séjours de 2009) :

MCOxxA : table des **A**ctes.

MCOxxB : table de **B**ase. Elle contient les principales variables PMSI-MCO, les variables issues du SNIIRAM, dont le délai entrée-décès pour les décédés, et le résultat de l'appariement à la base CépiDc pour les décédés.

MCOxxC : table **C**omplémentaire. Elle contient les variables PMSI-MCO accessoires.

MCOxxD : table des **D**iagnostics Associés Significatifs.

Deux tables contenant les causes de décès des décédés appariés

Cdc0810CI : table de la **C**ause **I**nitiale et principales variables du certificat de décès

Cdc0810CA : table de l'ensemble des causes mentionnées (dites **C**auses **A**ssociées au décès) sur le certificat de décès

Une articulation des tables MCO08B et MCO09Baux autres tables :

- Par l'identifiant patient pour les tables CDC

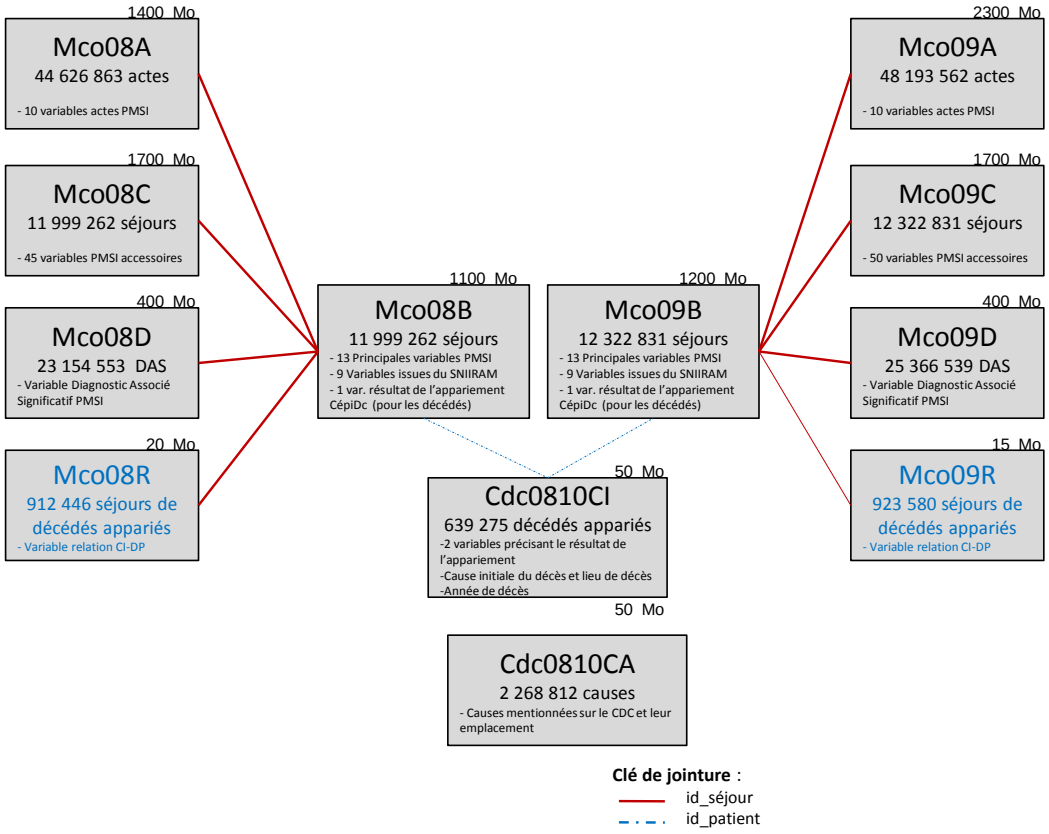
L'identifiant patient(id_patient) permet de chaîner les séjours d'un même patient au sein d'une année et entre les deux années.

Un identifiant généré par la CNAMTS spécifiquement pour l'étude AMPHI a été utilisé pour associer les différentes informations (dont le PMSI) présentes dans le SNIIRAM. Cet identifiant n'a pas été conservé dans la base AMPHI. La numérotation des patients est spécifique de la base AMPHI afin d'éviter les risques de réappariements secondaires par un identifiant SNIIRAM.

- Par l'identifiant séjour pour les tables MCO

L'identifiant séjour (id_sejour) a été attribué séquentiellement après tri sur année/n° de patient/variable PMSI d'ordonnancement des séjours d'un patient en vue du chaînage (SEJ_NUM dans le SNIIRAM, n° de séjour dans le descriptif actuel des formats PMSI anonymes). Le numéro de RSA n'a pas été conservé dans la base AMPHI.

Figure 8. Architecture de la base AMPHI



II. Exemples de pseudo certificats

Dans chacune des situations où l'algorithme le requérait, un pseudo-certificat (PC) a été généré, incluant soit DP et CI seulement (PC1-2, PC4), ou bien DP et tous les codes des affections présentes sur le certificat de décès original (PC3). La place de chaque diagnostic sur le PC est indiquée selon les dénominations utilisées dans le modèle international du certificat de décès (Partie I, ligne a à d, et Partie II) décrit dans le Volume 2 de la CIM-10*. Iris applique les règles et recommandations de ce Volume 2 et donne automatiquement en sortie la cause initiale de décès du PC, que nous appelons CI'.

* http://apps.who.int/classifications/icd10/rowse/Content/statichtml/ICD10Volume2_en_2010.pdf

PC1:

Séjours concernés : Tab(DP)=Tab(CI) mais DP ≠CI

Design: CI Partie I, DP Partie II

Résultat : si CI' = CI, alors DP n'est pas plus spécifique que CI (I.2)

si CI' = DP, alors DP est plus spécifique, Iris applique la Règle D (Spécificité) (I.3)

ex: DP = C16.1 Tumeur maligne du fundus

CI= C16.9 Tumeur maligne de l'estomac, sans précision

CI'=DP, donc DP est plus spécifique que CI

PC2:

Séjours concernés : Tab(DP) en Partie I

Design: DP Ligne a, CI Ligne b

Résultat : si CI'=CI, alors CI est une cause acceptable du DP (II.1)

si CI'=DP, alors DP and CI n'ont pas de relation causale évidente, Iris applique la Règle 2 (II.2)

ex1: DP =I85.0 Varices œsophagiennes hémorragiques

CI=K70.3 Cirrhose alcoolique (du foie)

CI'=CI, donc CI est une cause acceptable du DP

ex2: DP =C18.7 Tumeur maligne du côlon sigmoïde

CI=E10.2 Diabète sucré insulinodépendant, avec complications rénales

CI'=DP, donc DP et CI sont indépendants

PC3:

Séjours concernés: Tab(DP) non présent sur le certificat original

Design: Certificat de décès original, DP à la fin de la Partie II

Résultat : si CI'=DP et Règle 3 appliquée, alors CI est une conséquence directe du DP (III.3)

si CI'= (combinaison de DP et CI) et Règle B, C, ou D appliquée, alors DP précise CI (III.4)

si CI'=DP et Règle A appliquée, alors CI est une cause mal définie ou une affection sans gravité (III.5)

ex1: DP = C18.7 Tumeur maligne du côlon sigmoïde

CI =J18.1 Pneumopathie lobaire, sans précision

CI'= DP, la Règle 3 est appliquée, donc CI est une conséquence directe du DP

ex2: DP = Coxarthrose primaire

CI = Embolie pulmonaire

CI'= DP, la Règle 3 est appliquée, donc CI est une conséquence directe du DP

PC4:

Séjours concernés : Tab(DP) non présent sur le certificat

CI n'est pas une conséquence directe du DP ni une affection moins précise.

Design: DP Ligne a, CI Ligne b

Résultat : CI'=CI si CI est une cause acceptable du DP,

CI'=DP si DP et CI n'ont pas de relation causale évidente, Iris applique la Règle 2

ex: voir les exemples PC2

III. Evaluation de la qualité de la modalité décès du mode de sortie PMSI

L**a modalité 'décès' de la variable mode de sortie dans le PMSI** est couramment utilisée comme marqueur des décès hospitaliers. Pourtant, à ce jour, aucune validation de cette modalité de la variable n'a été faite au niveau du séjour individuel à partir d'une source externe d'information.

La date de décès remontant depuis le RNIAM (Répertoire National Inter-régime de l'Assurance Maladie) dans le SNIIRAM a été considérée comme une information de référence. En effet, la déclaration d'un sujet décédé au RNIAM est répercutée en radiant les droits à l'assurance maladie et à l'assurance vieillesse du sujet. Inversement, un sujet non déclaré décédé alors qu'il l'est peut entraîner des pertes de fonds importantes à l'assurance vieillesse. C'est pourquoi cette information fait l'objet d'un travail de recoupement et d'affinage précis, et de réclamation en cas d'erreur. Elle peut être considérée comme l'information de référence. L'objectif de cette évaluation était de mesurer la qualité de la modalité décès de la variable mode de sortie du PMSI, par rapport à cette référence.

1. Méthode

La base AMPHI contient pour 2008 et 2009 les séjours MCO des bénéficiaires du régime général de la sécurité sociale hors sections locales mutualistes, à l'exclusion des séances, des séjours groupés en erreur ou comportant un code retour invalide, des résidents à l'étranger et des jumeaux au sens SNIIRAM du terme (même ouvrant-droit, même date de naissance et même sexe).

Elle comporte le mode de sortie du PMSI et, pour l'année 2009 seulement, le délai en jours entre la sortie et le décès (calculé en faisant la différence entre la date du décès répertoriée dans le SNIIRAM et la date de sortie du PMSI, qui est connue au jour près en 2009). Les sujets non décédés d'après le SNIIRAM ont un délai sortie-décès manquant, équivalant à $+\infty$.

La déclaration d'un mode de sortie décès suivi d'un nouveau séjour du même patient est une information simple à corriger. Il est donc inutile d'intégrer ces erreurs dans la présente évaluation, qui vise à juger des conséquences sur les estimations de mortalité intra-hospitalière. Pour cette raison, il a été décidé que seul le dernier séjour serait considéré.

Dans un premier temps les indicateurs sont calculés avec un gold standard du décès intra-hospitalier défini comme un décès dont le délai sortie-décès est égal à 0 jour.

Dans un deuxième temps, une définition plus adaptée du gold standard a été choisie, prenant en compte la possibilité que la clôture du séjour et/ou la déclaration de la date de décès soit entachée d'une imprécision.

En effet, cette évaluation fait intervenir la date de sortie du PMSI et dépend donc la qualité de cette dernière.

Certains séjours ont un délai sortie-décès négatif. Deux cas doivent alors être distingués :

- Valeur absolue du délai inférieure à la durée du séjour : il s'agit vraisemblablement d'une clôture en retard du dernier séjour (après la date de sortie réelle). Dans ce cas le taux d'appariement avec la base des causes de décès est proche du taux d'appariement global (96%). Ces séjours sont conservés. A noter que ce problème est indétectable pour les sujets non décédés. Pour raffiner le calcul de la sensibilité et de la spécificité, ces séjours sont considérés comme :
    - vrais positifs si le mode de sortie PMSI est décès,
    - faux négatifs si le mode de sortie PMSI n'est pas décès.

- Valeur absolue du délai supérieure à la durée du séjour : cela suppose une erreur importante dans le PMSI ou la date de décès SNIIRAM. Pour étayer ce doute on constate que dans ce cas le taux d'appariement est faible (66%). Il pourrait s'agir d'une erreur de la date de décès issue du RNIAM dans le SNIIRAM. Ces séjours sont exclus de la base AMPHI car ininterprétables.

D'autre part, un décalage de 1 jour entre date de sortie et date de décès a été jugé, dans le deuxième temps, acceptable car la conséquence possible d'imprécisions pour des décès survenus la nuit. En conséquence, si le mode de sortie PMSI est décès et le délai sortie-décès égal à 1, le séjour est considéré comme un vrai positif. Ce choix est conforté par la variable lieu de décès du certificat de décès qui est hôpital ou clinique dans 93% de ces cas.

Enfin, la définition du gold standard 'décès intra-hospitalier si délai=0' est fausse dans les rares cas où le patient décède le jour de sa sortie mais après cette dernière. Pour pallier ce problème, on pourrait considérer comme des vrais négatifs (et non des faux) les cas où [délai=0, mode de sortie autre que décès et lieu de décès du certificat de décès autre que hôpital]. Cependant ce problème est compensé en nombre par celui des séjours avec [mode de sortie autre que décès, délai=1, et lieu de décès hôpital]. Ces cas pourraient en effet être considérés comme des faux négatifs (et non des vrais). Du fait de cette compensation et de la faiblesse des effectifs concernés, il est décidé de ne pas faire ces dernières adaptations.

2. Résultats

Dans un premier temps les indicateurs sont calculés avec un gold standard du décès intra-hospitalier défini comme un décès dont le délai sortie-décès est égal à 0 jour (Tableau 22).

Tableau 22. Tableau de contingence avec définition stricte du gold standard : délai sortie décès = 0 jour

Délai sortie-décès	0 jour		Autre	
Mode de sortie PMSI				
Décès	VP	169 653	FP	5 500
Autre	FN	1 710	VN	8 091 712

Sensibilité = VP / (VP + FN) = 99,00%
Spécificité = VN / (VN + FP) = 99,93%
Valeur Prédictive Positive = VP / (VP + FP) = 96,86%
Valeur Prédictive Négative = VN / (VN + FN) = 99,98%

Avec la définition adaptée du gold standard, la répartition des VP, VN, FP, FN est différente (Tableau 23).

Tableau 23. Adaptation du gold standard : effectifs et pertinence au regard du lieu de décès du certificat de décès

Cas	Définition stricte	Définition adaptée	N Base AMPHI	N décédés et appariés	Lieu de décès du CDC si décédé apparié		
					% hôpital	N hôpital	N autre
PMSI + DSD<0	FP	VP	2 265	2 188	96%	2 099	89
PMSI + DSD=0	VP	VP	169 653	165 060	97%	159 731	5 329
PMSI + DSD=1	FP	VP	277	262	94%	245	17
PMSI + DSD>1	FP	FP	168	122	92%	112	10
PMSI + non décédé	FP	FP	2 790	-		-	-
PMSI - DSD<0	VN	FN	14	4	50%	2	2
PMSI - DSD=0	FN	FN	1 710	1 644	67%	1 103	541
PMSI - DSD=1	VN	VN	2 317	2 196	31%	687	1 509
PMSI - DSD>1	VN	VN	266 664	79 067	31%	24 700	54 367
PMSI - non décédé	VN	VN	7 822 717	-		-	-
Total			8 268 575	250 543	75%	188 679	61 864

PMSI + = mode de sortie décès ;
PMSI - = mode de sortie PMSI autre
DSD : délai sortie-décès

Le tableau de contingence prenant en compte cette nouvelle répartition permet le calcul des indicateurs avec la définition adaptée (Tableau 24).

Tableau 24. Tableau de contingence avec définition adaptée du gold standard : délai sortie décès <= 0 ou 1 jour

Délai sortie-décès	<=1 jour		Autre	
Mode de sortie PMSI	Ou <1 jour			
Décès	VP	172195	FP	2958
Autre	FN	1724	VN	8091698

Sensibilité = VP / (VP + FN) = 99,01%
Spécificité = VN / (VN + FP) =99,98%
Valeur Prédictive Positive = VP / (VP + FP) = 98,31%
Valeur Prédictive Négative = VN / (VN + FN) = 99,98%

La sensibilité et la spécificité de la variable mode de sortie décès sont toujours très élevées, quel que soit le type d'établissement (Tableau 25).

Tableau 25. Sensibilité et spécificité par type d'établissement

Type d'établissement	Nombre d'établissements	Sensibilité	Spécificité
HL	187	0,986	0,997
CH	445	0,991	1
CHR	30	0,992	0,999
CLCC	20	0,991	0,999
PSPH	121	0,990	1
prive	624	0,984	1
SIA	9	0,994	0,999

Pour les départements de métropole, la sensibilité est en moyenne de 0,991, avec un écart-type de 0,007, un minimum de 0,960 et un maximum de 0,999. Dans sept départements, la sensibilité de la modalité décès est inférieure à 0,98 (Tableau 26).

Tableau 26. Liste des départements de métropole ayant une sensibilité inférieure à 0,98

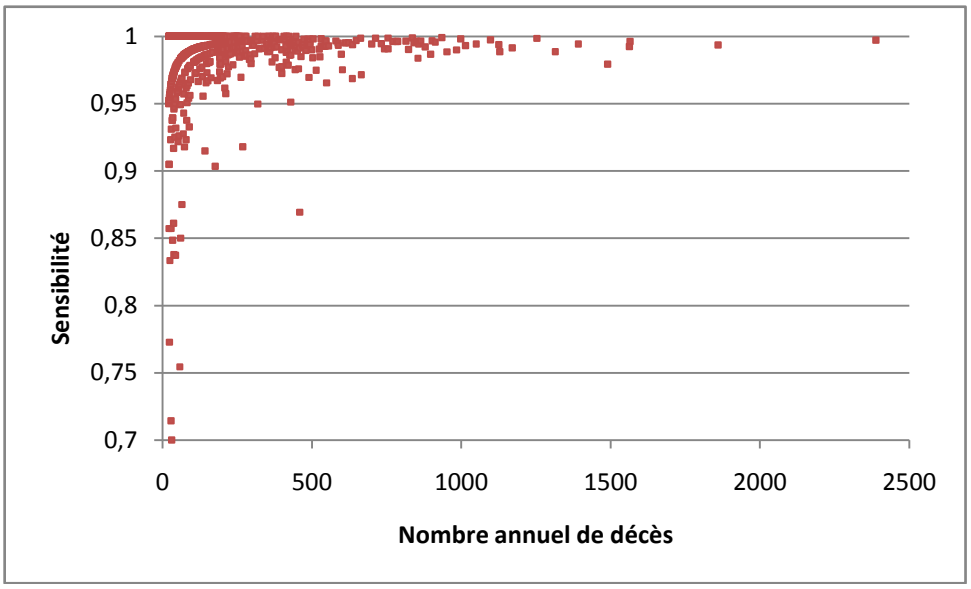
Département		Sensibilité
60	Oise	0,960
79	Deux-Sèvres	0,966
23	Creuse	0,971
93	Seine-Saint-Denis	0,976
46	Lot	0,976
32	Gers	0,977
4	Alpes-de-Haute-Provence	0,979

Pour les 904 établissements avec plus de 20 décès la sensibilité est en moyenne de 0,987, l'écart-type de 0,027, le minimum de 0,700 et le maximum de 1,000.

La sensibilité a tendance à être plus élevée dans les établissements où les décès sont les plus nombreux (Figure 9).

Figure 9. Sensibilité de la modalité décès de la variable mode de sortie du PMSI-MCO des établissements en fonction de leur nombre annuel de décès

(établissements présentant plus de 20 décès par an)



Pour les 468 établissements avec plus de 100 décès, la sensibilité est en moyenne de 0,987, l'écart-type de 0,012, le minimum de 0,869 et le maximum de 1,000.

3. Conclusion

Au total les chiffres évaluant la qualité de la modalité décès de la variable mode de sortie du PMSI varient très peu avec le raffinement du gold standard. On peut retenir les chiffres de 99,0% de sensibilité, 99,9% de spécificité, et 98,3% de valeur prédictive positive pour ce qui concerne le dernier séjour d'un bénéficiaire du régime général.
Considérant que la date de décès présente dans le SNIIRAM est une donnée extrêmement fiable parce qu'issue du RNIAM, il serait cependant intéressant de faire des vérifications pour les cas douteux :
- séjours exclus parce que le décès est censé précéder le dernier séjour (57 cas) ; particulièrement si ce décès n'a pas été apparié à un décédé de la base CépiDc,
- séjours ayant un mode de sortie autre et délai sortie-décès négatif (14 cas), car ils ont également un très faible taux d'appariement (30%).

IV. Description des facteurs de variation de la mortalité faisant suite à une hospitalisation

Tableau 27. Proportion de patients décédés aux différents délais

	dcdintraH	dcd30jpa	dcd90jpa	dcd180jpa	dcd365jpa
% de séjours avec décès au délai considéré	1,0%	1,6%	3,3%	4,9%	7,3%
Parmi les séjours avec décès au délai considéré, % ayant eu lieu en intra-hospitalier	100,0%	57,0%	30,7%	20,6%	13,9%
Parmi les séjours avec décès intra-hospitalier, % de décès avant le délai considéré	100,0%	90,8%	98,0%	98,4%	98,5%

Tableau 28. Proportion de patients décédés aux différents délais en fonction de l'âge (années) et du sexe

Age (années)	Effectifs			Mortalité intra hospitalière			Mortalité à 30 jours après l'admission			Mortalité 365 jours après l'admission		
Sexe	Masculin	Féminin	Sex ratio	Masculin	Féminin	m/f	Masculin	Féminin	m/f	Masculin	Féminin	m/f
[1 - 4[	241137	147371	1,6	0,06	0,07	0,9	0,09	0,12	0,8	0,51	0,6	0,9
[5 - 9[	148954	105274	1,4	0,05	0,07	0,7	0,09	0,09	1,0	0,65	0,71	0,9
[10 - 14[	123569	105940	1,2	0,07	0,07	1,0	0,11	0,13	0,8	0,64	0,7	0,9
[15 - 19[	168904	212735	0,8	0,11	0,05	2,2	0,15	0,07	2,1	0,82	0,33	2,5
[20 - 24[	155930	352109	0,4	0,19	0,04	4,8	0,25	0,05	5,0	1,15	0,25	4,6
[25 - 29[	187417	555209	0,3	0,17	0,03	5,7	0,26	0,05	5,2	1,12	0,29	3,9
[30 - 34[	192531	522827	0,4	0,21	0,05	4,2	0,3	0,09	3,3	1,49	0,45	3,3
[35 - 39[	245535	465285	0,5	0,29	0,09	3,2	0,45	0,17	2,6	2,33	0,85	2,7
[40 - 44[	292808	381554	0,8	0,4	0,21	1,9	0,64	0,37	1,7	3,39	2,01	1,7
[45 - 49[	338609	373314	0,9	0,65	0,34	1,9	1,08	0,58	1,9	5,57	3,19	1,7
[50 - 54[	399258	404438	1,0	0,87	0,45	1,9	1,46	0,75	1,9	7,91	4,07	1,9
[55 - 59[	467733	421472	1,1	1,18	0,58	2,0	1,98	0,95	2,1	9,99	5,11	2,0
[60 - 64[	480911	408148	1,2	1,35	0,68	2,0	2,23	1,11	2,0	11,11	5,9	1,9
[65 - 69[	400204	343222	1,2	1,55	0,85	1,8	2,51	1,35	1,9	12,45	6,99	1,8
[70 - 74[	412805	395505	1,0	2,04	1,19	1,7	3,19	1,79	1,8	14,62	8,44	1,7
[75 - 79[	394938	453132	0,9	2,86	1,8	1,6	4,33	2,62	1,7	18,29	11	1,7
[80 - 84[	280843	397876	0,7	4,24	2,93	1,4	6,32	4,19	1,5	24,24	15,72	1,5
[85 - 89[	153676	291600	0,5	6,43	4,76	1,4	9,61	6,87	1,4	33,03	23,79	1,4
> 90	41942	122759	0,3	10,03	8,12	1,2	15,3	12,4	1,2	46,99	38,13	1,2

Tableau 29. Proportion de patients décédés aux différents délais en fonction de la CCS de la pathologie principale (80% des décès à 30jpa)

Catégorie CCS de la pathologie principale		Nb décès 30jpa	Nb séjours	Probabilité de décéder (%)				
				Intra Hospi	30 jours de l'entrée	90 jours de l'entrée	180 jours de l'entrée	365 jours de l'entrée
108	Congestive heartfailure; nonhypertensive	12363	130495	6,5%	9,5%	17,3%	24,4%	33,8%
131	Respiratory failure; insufficiency; arrest (adult)	12330	79611	13,4%	15,5%	21,7%	26,3%	33,0%
109	Acute cerebrovasculardisease	10792	78793	11,6%	13,7%	18,2%	21,2%	24,8%
122	Pneumonia	7742	111497	4,7%	6,9%	12,1%	15,9%	21,4%
2	Septicemia (except in labor)	6633	29407	21,3%	22,6%	31,0%	36,7%	42,8%
19	Cancer of bronchus; lung	5198	81101	3,1%	6,4%	17,3%	30,7%	50,1%
42	Secondarymalignancies	5019	59952	4,0%	8,4%	22,4%	34,9%	50,5%
151	Otherliverdiseases	4609	65573	2,3%	7,0%	16,5%	25,0%	34,6%
107	Cardiacarrest and ventricular fibrillation	4584	6856	65,1%	66,9%	69,0%	70,2%	71,5%
249	Shock	4554	9057	47,9%	50,3%	55,6%	58,7%	61,9%
252	Malaise and fatigue	4481	61497	3,8%	7,3%	13,5%	18,1%	23,3%
100	Acute myocardialinfarction	3753	49410	5,7%	7,6%	9,8%	11,6%	14,2%
59	Deficiency and otheranemia	3731	89039	1,3%	4,2%	11,5%	18,4%	26,8%
145	Intestinal obstruction withouthernia	2842	47280	4,0%	6,0%	11,4%	15,7%	20,6%
233	Intracranialinjury	2534	69725	2,9%	3,6%	4,9%	6,1%	8,0%
226	Fracture of neck of femur (hip)	2507	42401	3,8%	5,9%	11,6%	16,2%	21,8%
129	Aspiration pneumonitis; food/vomitus	2496	10718	17,1%	23,3%	35,9%	43,2%	51,9%
85	Coma; stupor; and brain damage	2456	9152	24,5%	26,8%	30,8%	33,8%	37,0%
157	Acute and unspecified renal failure	2292	21861	7,6%	10,5%	17,8%	23,7%	30,9%
153	Gastrointestinalhemorrhage	2243	67734	2,2%	3,3%	5,9%	8,3%	11,2%
101	Coronary atherosclerosis and other heart disease	2194	170565	0,7%	1,3%	2,4%	3,6%	5,6%
55	Fluid and electrolytedisorders	2079	30708	3,7%	6,8%	12,7%	17,3%	22,6%
114	Peripheral and visceralatherosclerosis	1981	47354	3,4%	4,2%	7,4%	10,3%	14,1%
259	Residual codes; unclassified	1927	257394	0,2%	0,7%	2,0%	3,4%	5,2%
130	Pleurisy; pneumothorax; pulmonary collapse	1914	31472	2,6%	6,1%	14,1%	20,5%	27,0%

150	Liverdisease; alcohol-related	1785	25573	4,9%	7,0%	14,6%	21,3%	30,2%
116	Aortic and peripheral arterial embolism or thrombosis	1742	39764	2,9%	4,4%	8,1%	11,1%	15,3%
39	Leukemias	1740	47024	1,7%	3,7%	9,9%	17,0%	27,0%
127	Chronic obstructive pulmonary disease and bronchiectasis	1732	54994	1,7%	3,1%	6,9%	10,8%	16,9%
103	Pulmonaryheartdisease	1713	32592	4,0%	5,3%	9,0%	12,5%	17,3%
254	Rehabilitation care; fitting of prostheses...	1699	129411	0,1%	1,3%	3,7%	6,8%	12,3%
17	Cancer of pancreas	1696	16923	4,6%	10,0%	25,0%	40,1%	60,1%
14	Cancer of colon	1626	54587	1,9%	3,0%	7,5%	12,2%	19,8%
68	Senility and organic mental disorders	1622	83460	1,0%	1,9%	5,3%	8,7%	14,3%
134	Otherupperrespiratorydisease	1606	98053	0,6%	1,6%	3,2%	4,5%	6,5%
11	Cancer of head and neck	1544	48554	1,4%	3,2%	9,3%	17,1%	31,1%
149	Biliary tract disease	1488	130920	0,6%	1,1%	2,5%	3,8%	5,5%
106	Cardiacdysrhythmias	1486	109165	0,7%	1,4%	3,0%	4,6%	7,4%
16	Cancer of liver and intrahepatic bile duct	1407	15839	4,7%	8,9%	20,8%	31,6%	46,0%
133	Otherlowerrespiratorydisease	1318	34755	2,2%	3,8%	7,6%	11,5%	17,5%
230	Fracture of lowerlimb	1271	77955	1,0%	1,6%	3,3%	4,6%	6,5%
115	Aortic; peripheral; and visceral artery aneurysms	1182	16868	5,8%	7,0%	9,2%	11,1%	13,7%
158	Chronicrenalfailure	1115	47064	1,3%	2,4%	5,3%	8,4%	13,9%
83	Epilepsy; convulsions	1109	80581	0,8%	1,4%	3,0%	4,7%	7,4%
155	Othergastrointestinaldisorders	1015	173065	0,3%	0,6%	1,4%	2,3%	3,5%
159	Urinary tract infections	956	66215	0,7%	1,4%	3,8%	6,1%	8,9%
97	Peri-; endo-; and myocarditis; cardiomyopathy	927	30182	2,2%	3,1%	5,9%	7,8%	10,8%
38	Non-Hodgkin`slymphoma	925	40382	1,1%	2,3%	7,2%	13,0%	20,8%
52	Nutritionaldeficiencies	925	11482	4,3%	8,1%	17,6%	23,9%	31,8%
95	Othernervous system disorders	913	292288	0,1%	0,3%	0,8%	1,4%	2,3%
125	Acute bronchitis	894	26776	1,4%	3,3%	7,1%	10,9%	15,7%
96	Heart valve disorders	891	29280	2,5%	3,0%	6,1%	8,3%	11,1%
211	Othercongenital anomalies	832	199478	0,2%	0,4%	1,0%	1,6%	2,6%

Tableau 30. Proportion de patients décédés aux différents délais en fonction du score de Charlson calibré sur les données AMPHI

qCharlson 30jpa	Nb séjours	Probabilité de décéder (%)					qCharlson 365jpa	Nb séjours	Probabilité de décéder
		Intra Hospi	30 jours de l'entrée	90 jours de l'entrée	180 jours de l'entrée	365 jours de l'entrée			365 jours de l'entrée
0	9143579	0,4%	0,7%	1,4%	2,1%	3,4%	0	9143579	3,4%
1	474556	1,1%	1,7%	3,5%	5,3%	8,2%	1	450315	8,0%
2	373422	1,6%	2,2%	4,0%	5,9%	9,0%	2	502632	9,9%
3	575368	4,0%	5,7%	10,2%	14,2%	20,1%	3	469393	21,4%
4	482032	3,7%	5,8%	12,1%	18,2%	26,3%	4	352042	23,5%
5	477588	6,2%	9,9%	21,8%	32,3%	45,2%	5	608584	43,0%

Tableau 31. Proportion de patients décédés aux différents délais en fonction de la provenance

Provenance	Nb séjours	Probabilité de décéder (%)				
		Intra Hospi	30 jours de l'entrée	90 jours de l'entrée	180 jours de l'entrée	365 jours de l'entrée
HAD (Hospitalisation à domicile)	2792	6,6%	14,5%	28,2%	36,5%	45,6%
SSR (Soins de suite et de réadaptation)	39546	5,6%	9,6%	17,9%	24,3%	31,5%
SLD (Soins de longue durée)	16343	5,8%	9,7%	18,3%	25,2%	34,0%
MCO (Autre établissement de court séjour)	228178	4,3%	6,4%	11,8%	16,0%	21,2%
PSY (Etablissement Psychiatrique)	9954	1,8%	3,0%	5,7%	8,2%	12,0%
Domicile	8909581	0,5%	0,9%	2,1%	3,5%	5,6%
Domicile avec passage par les urgences	2320151	2,6%	3,7%	6,3%	8,6%	11,7%

Tableau 32. Proportion de patients décédés aux différents délais en fonction du quintile de désavantage social de la commune de domicile

Quintile de Fdep	Nb séjours	Probabilité de décéder (%)				
		Intra Hospi	30 jours de l'entrée	90 jours de l'entrée	180 jours de l'entrée	365 jours de l'entrée
1	2 311 910	0,87%	1,43%	2,93%	4,46%	6,70%
2	2 315 913	0,96%	1,53%	3,08%	4,62%	6,91%
3	2 302 294	1,05%	1,64%	3,27%	4,90%	7,26%
4	2 299 558	1,11%	1,76%	3,49%	5,22%	7,71%
5	2 320 343	1,13%	1,79%	3,55%	5,28%	7,78%

Quintile 1 = le plus favorisé,
Quintile 5 = le plus défavorisé

Tableau 33. Proportion de patients décédés aux différents délais en fonction du mois d'entrée approximé*

Mois d'entrée (ap)	Nb séjours	Probabilité de décéder (%)				
		Intra Hospi	30 jours de l'entrée	90 jours de l'entrée	180 jours de l'entrée	365 jours de l'entrée
Janvier	987399	1,3%	2,0%	3,6%	5,1%	7,4%
Février	948635	1,1%	1,7%	3,2%	4,7%	7,0%
Mars	1039238	1,0%	1,5%	3,0%	4,5%	6,9%
Avril	1013017	0,9%	1,5%	3,0%	4,5%	7,0%
Mai	948678	1,0%	1,5%	3,1%	4,7%	7,2%
Juin	1007404	0,9%	1,4%	2,9%	4,5%	6,9%
Juillet	927648	1,0%	1,6%	3,3%	5,1%	7,6%
Aout	708227	1,3%	2,1%	4,1%	6,2%	9,0%
Septembre	973434	0,9%	1,5%	3,1%	4,8%	7,1%
Octobre	1055944	0,9%	1,5%	3,1%	4,7%	6,9%
Novembre	966451	1,0%	1,6%	3,2%	4,8%	7,0%
Décembre	950470	1,2%	1,9%	3,8%	5,5%	7,9%

* Reconstitué à partir du mois de sortie et du délai sortie-décès car le mois d'entrée n'était pas disponible dans les données.

Tableau 34. Proportion de patients décédés aux différents délais en fonction de la catégorie d'établissement

Type d'établissement	Nb séjours	Probabilité de décéder (%)				
		Intra Hospi	30 jours de l'entrée	90 jours de l'entrée	180 jours de l'entrée	365 jours de l'entrée
Privé	4368130	0,4%	0,7%	1,5%	2,4%	3,7%
PSPH	586019	1,0%	1,7%	3,6%	5,5%	8,1%
CHR, APHP, APHM	2545466	1,3%	1,8%	3,7%	5,6%	8,5%
CH et SIA	3902471	1,6%	2,5%	4,7%	6,8%	9,6%
CLCC	124459	1,1%	3,5%	10,0%	17,7%	28,6%

Tableau 35. Proportion de patients décédés aux différents délais en fonction de la région de l'établissement

Région de l'établissement	Nb séjours	Probabilité de décéder (%)				
		Intra Hospi	30 jours de l'entrée	90 jours de l'entrée	180 jours de l'entrée	365 jours de l'entrée
Île-de-France	2160014	0,8%	1,3%	2,8%	4,4%	6,6%
Pays de la Loire	619061	0,9%	1,5%	3,0%	4,5%	6,7%
Rhône-Alpes	1067055	1,0%	1,5%	3,1%	4,6%	6,9%
Alsace	380518	1,0%	1,5%	3,3%	5,0%	7,6%
Midi-Pyrénées	489469	0,9%	1,5%	3,1%	4,7%	7,0%
Languedoc-Roussillon	463404	1,0%	1,6%	3,1%	4,6%	6,8%
DOM	268623	1,0%	1,6%	2,8%	4,1%	5,8%
Corse	50345	1,0%	1,6%	3,1%	4,6%	6,8%
Lorraine	428476	1,1%	1,7%	3,4%	5,1%	7,7%
Nord-Pas-de-Calais	859973	1,0%	1,7%	3,3%	4,9%	7,2%
Limousin	132984	1,1%	1,7%	3,5%	5,3%	8,0%
Bretagne	497656	1,1%	1,7%	3,4%	5,1%	7,6%
Poitou-Charentes	277722	1,1%	1,7%	3,4%	5,0%	7,6%
Auvergne	218869	1,2%	1,7%	3,5%	5,2%	7,8%
Aquitaine	569451	1,1%	1,7%	3,4%	5,1%	7,5%
Champagne-Ardenne	243508	1,1%	1,8%	3,5%	5,2%	7,6%
Basse-Normandie	250938	1,1%	1,8%	3,7%	5,7%	8,5%
Provence-Alpes-Côte d'Azur	1023450	1,1%	1,8%	3,5%	5,2%	7,5%
Haute-Normandie	327520	1,2%	1,8%	3,7%	5,5%	8,1%
Centre	397443	1,2%	1,9%	3,7%	5,4%	7,9%
Franche-Comté	187550	1,4%	1,9%	3,7%	5,4%	7,8%
Picardie	319135	1,3%	2,0%	4,0%	5,7%	8,3%
Bourgogne	293381	1,3%	2,1%	4,1%	6,0%	8,9%

DOM regroupés en une seule 'région'

V. Variabilité interrégionale des indicateurs

Pour les indicateurs de mortalité intra-hospitalière et post-hospitalière (Figure 10) à 30 jours (Figure 11) et à 365 jours de l'entrée (Figure 12), la répartition des HSMR de chaque région est représentée graphiquement sur un funnel plot (les départements d'outre-mer sont regroupés).En traits pleins verts sont dessinées les limites 2 déviations standard (2DS) (ou 2 écarts-type) par rapport à l'espérance 1 et en traits pleins roses, les limites 3 déviations standard (3DS)(risque d'erreur alpha≈2,5% pour les limites 2DS et 0,1% pour les limites 3DS).

La dispersion des HSMR par région est relativement forte à 30 jours et en intra-hospitalier, et se réduit à 365 jours.
La plupart des régions restent dans la même catégorie de HSMR (outlier bas, inlier, outlier haut) quel que soit le délai considéré : Haute Normandie, Provence-Alpes-Côte d'Azur, Basse Normandie, Picardie et Départements d'outre-mer sont en surmortalité, alors que Rhône-Alpes et Ile de France sont en sous-mortalité.
Certaines régions connaissent des variations selon le délai considéré, par exemple la Franche-Comté apparaît en surmortalité lorsqu'on considère la mortalité intra-hospitalière mais en sous-mortalité au délai 365 jours, et l'inverse est constaté pour le Nord-Pas-de-Calais.

Figure 10.Indicateur de mortalité intra-hospitalier : distribution des HSMR par région

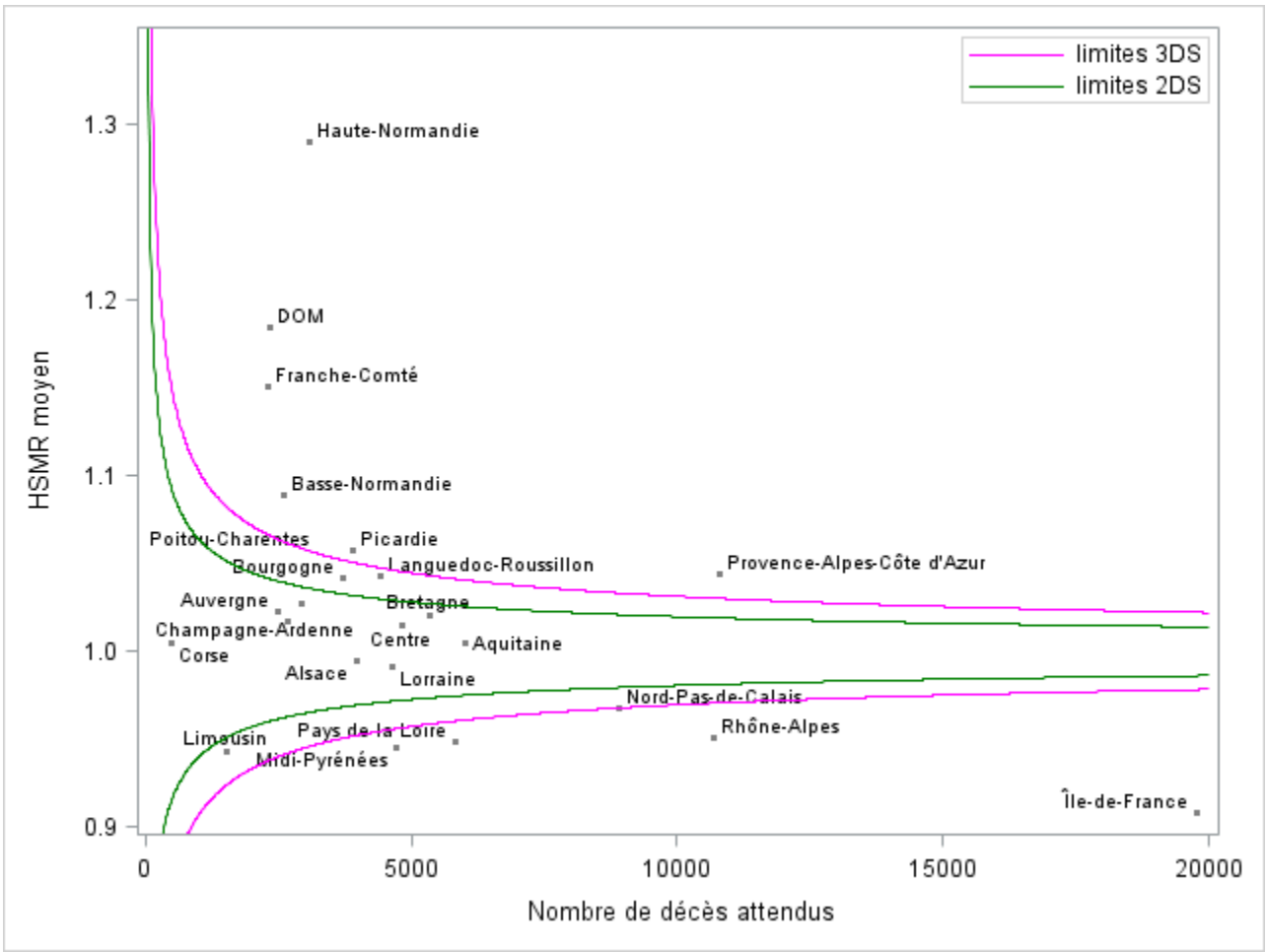


Figure 11. Indicateur de mortalité à 30 jours de l'admission : distribution des HSMR par région

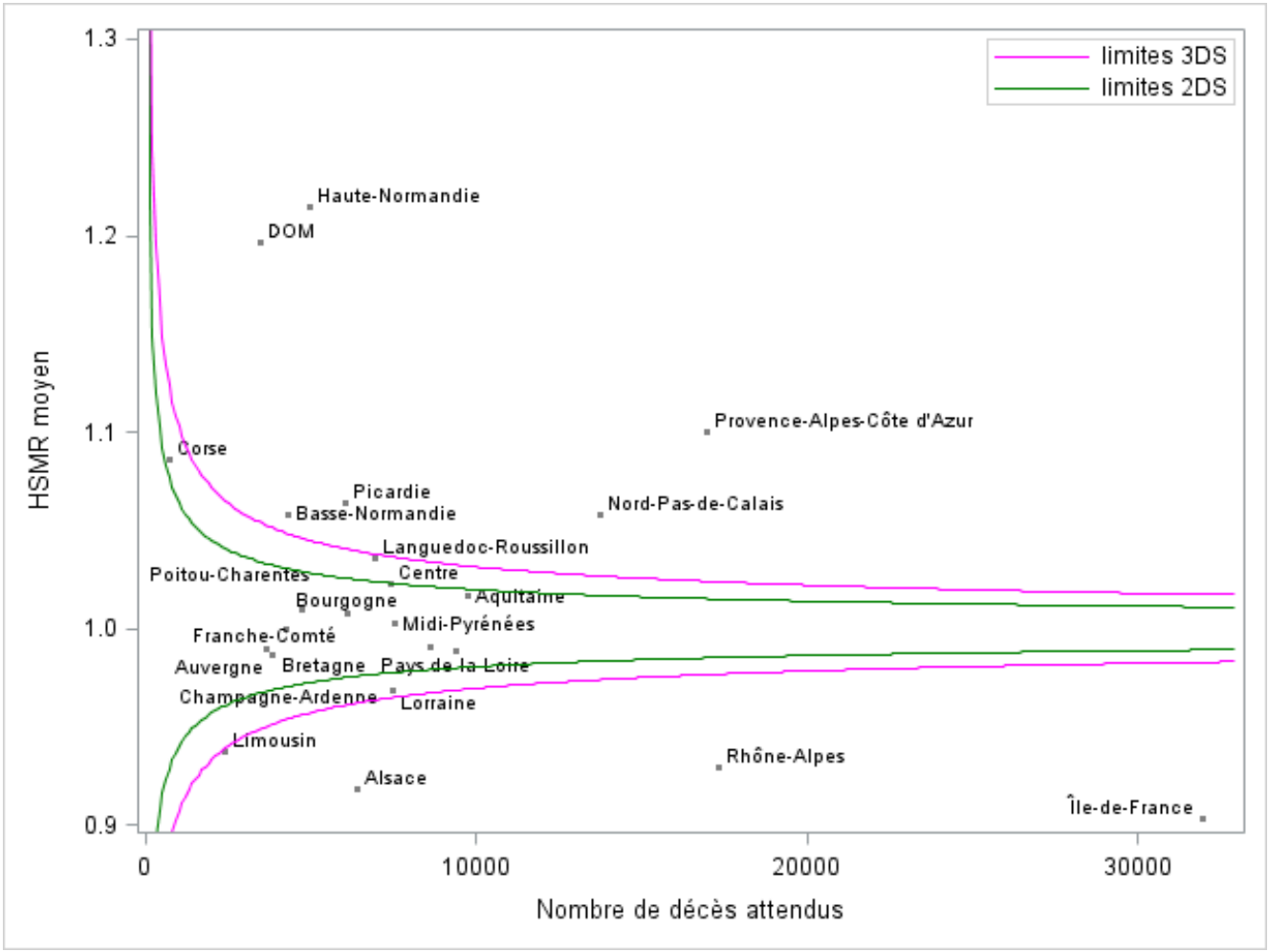
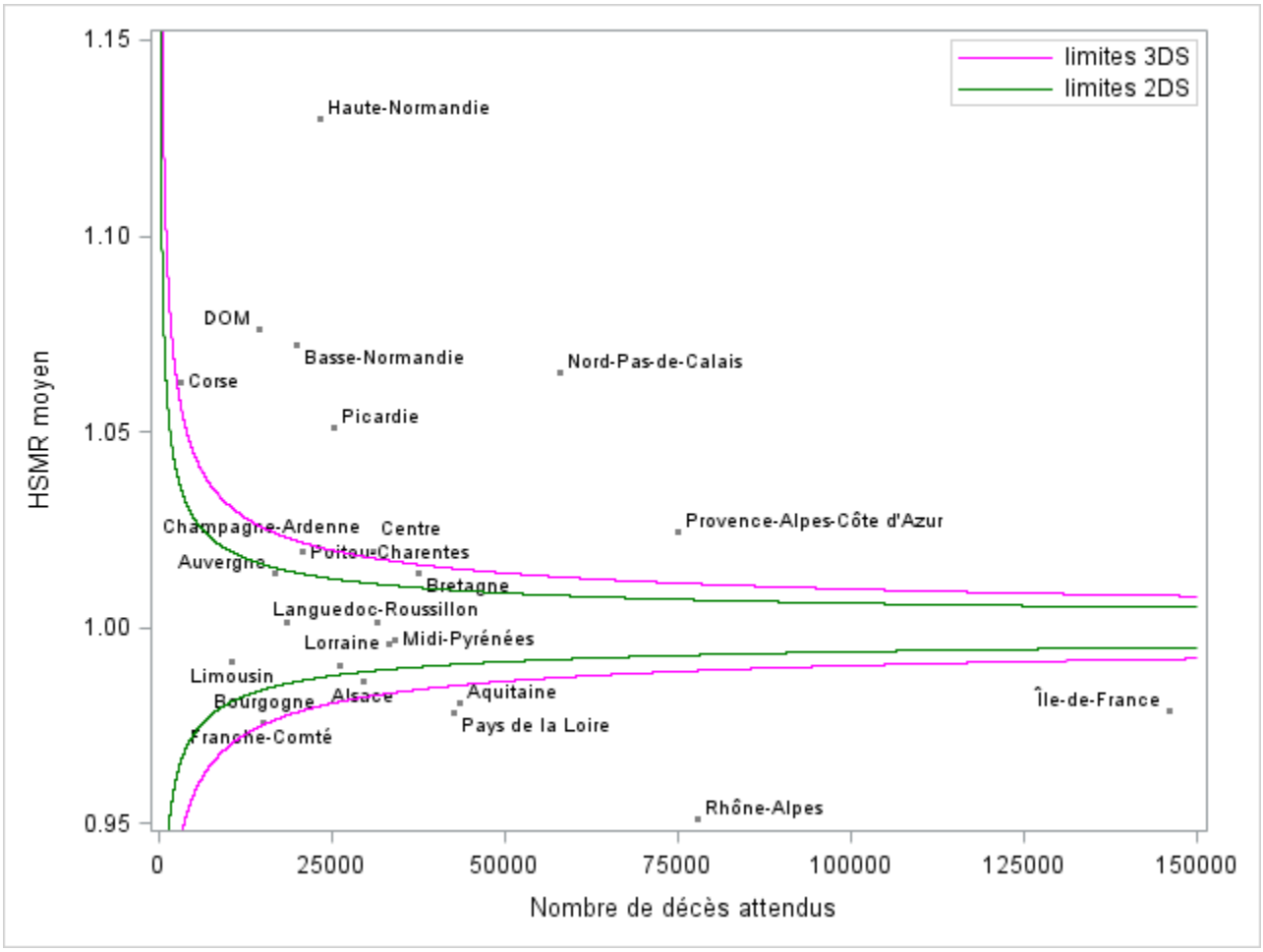


Figure 12. Indicateur de mortalité à 365 jours de l'admission : distribution des HSMR par région



VI. Article 1

L'article 1 est reproduit ci-après ; il est par ailleurs disponible sur :

http://www.ncbi.nlm.nih.gov/pmc/articles/PMC4057818/

BMC Medical Informatics & Decision Making

RESEARCH ARTICLE Open Access

Automated comparison of last hospital main diagnosis and underlying cause of death ICD10 codes, France, 2008–2009

Agathe Lamarche-Vadel[1,2,3*], Gérard Pavillon[1], Albertine Aouba[1^], Lars Age Johansson[4], Laurence Meyer[2,3,5], Eric Jougla[1] and Grégoire Rey[1]

Abstract

Background: In the age of big data in healthcare, automated comparison of medical diagnoses in large scale databases is a key issue. Our objectives were: 1) to formally define and identify cases of independence between last hospitalization main diagnosis (MD) and death registry underlying cause of death (UCD) for deceased subjects hospitalized in their last year of life; 2) to study their distribution according to socio-demographic and medico-administrative variables; 3) to discuss the interest of this method in the specific context of hospital quality of care assessment.

Methods: 1) Elaboration of an algorithm comparing MD and UCD, relying on Iris, a coding system based on international standards. 2) Application to 421,460 beneficiaries of the general health insurance regime (which covers 70% of French population) hospitalized and deceased in 2008–2009.

Results: 1) Independence, was defined as MD and UCD belonging to different trains of events leading to death 2) Among the deaths analyzed automatically (91.7%), 8.5% of in-hospital deaths and 19.5% of out-of-hospital deaths were classified as independent. Independence was more frequent in elder patients, as well as when the discharge-death time interval grew (14.3% when death occurred within 30 days after discharge and 27.7% within 6 to 12 months) and for UCDs other than neoplasms.

Conclusion: Our algorithm can identify cases where death can be considered independent from the pathology treated in hospital. Excluding these deaths from the ones allocated to the hospitalization process could contribute to improve post-hospital mortality indicators. More generally, this method has the potential of being developed and used for other diagnoses comparisons across time periods or databases.

Keywords: Cause of death, Death certificate, Medical coding, Hospital mortality, Quality indicators, Health care, Medical record linkage

Background

Because of their richness, availability and marginal cost, medico-administrative data are increasingly used for epidemiological studies and health care performance assessment [1]. The linkage of different databases gives even more possibilities to address important public health questions. However, the mere juxtaposition of information may be insufficient and the data sometimes need to be studied in relation with each other. In particular, the relationship between medical diagnoses recorded at different times or in different contexts for an individual may be of interest. For example, the study of the frequency and causes of death after medical care may be very informative, whether focalized on a specific care and specific subsequent mortality causes [2], or in more general approaches like quality of hospital care assessment. Along this line, there is a growing interest in assessing the contribution of the causes of death information to the building of post-hospital mortality indicators [3]. However, comparing two medical diagnoses in order to assess whether they refer to a unique morbid process

* Correspondence: agathe.lamarche-vadel@inserm.fr
^Deceased
[1]Inserm, CépiDc (Epidemiology center on medical causes of death), CHU Bicêtre, 80 rue du Général Leclerc, Kremlin Bicêtre, CEDEX 94270, France
[2]Inserm, UMRS 1018, Kremlin-Bicêtre, France
Full list of author information is available at the end of the article

BioMed Central

© 2014 Lamarche-Vadel et al.; licensee BioMed Central Ltd. This is an Open Access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution License (http://creativecommons.org/licenses/by/2.0), which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly credited.

(or in other words whether they are consistent), or not, is complex. Moreover, given the huge size of national databases, this complex comparison needs to be performed automatically.

Hospital diagnoses have been compared to the underlying causes of death in a few studies on death certification quality assessment [4-8]. In this context, Johansson and Westerling have proposed in 2002 a method of comparison of ICD9 codes [7]. This method takes advantage of the validated automatic systems developed for the selection of the underlying cause of death. These systems, following very precise international definitions and procedures, are designed to check the chain of events leading to death by testing causal relations between medical conditions. Iris [9,10], a validated piece of software which relies on the current international standards of death certification [11], makes the update and an extension of this method possible. Our purpose was to test the feasibility of using such a system in order to compare individual diagnoses derived from the French hospital and causes of death databases.

The aim of this study was 1) to propose and test a reproducible, automatic method of comparison of the main diagnosis of last hospital stay to the underlying cause of death in order to determine their consistency or independence 2) to study the distribution of consistency and independence according to socio-demographic and medico-administrative variables for deceased subjects hospitalized at least once during their last year of life.

Methods

Data sources

Cause-of-death data

The French death certificates are complying with the WHO international standards. They are exhaustively collected by the Epidemiological Center for the Medical Causes of Death (Inserm -CépiDc) [12]. Since 2000, causes of death are coded according to the 10th revision of the International Classification of Diseases (ICD-10) [11]. This analysis includes all the causes mentioned on the death certificate, 3.4 on average, plus the UCD determined by the ICD-10 rules. The UCD can be one of the causes mentioned on the death certificate or a combination of these causes in a single code (e.g. Diabetes with renal complication).

Hospitalization data

The French acute care hospital database (PMSI-MCO) [13] is designed for hospital payment. It provides medical information for all patients discharged from short-stay hospitals, both public and private. Patient's stays are chained so that the number of hospitalizations within the year before death can be calculated. This study focuses on the last hospitalization before death (both occurring in 2008 or 2009). The patient's gender, age (at admission), and the main diagnosis (ICD10 code) were extracted. The hospitalization database is included in the Social Security database (SNIIRAM) [14].

Linkage

By the time of the analysis, vital status and date of death of the deceased were available only for the beneficiaries of the general health insurance regime. This population accounts for about 70% of French residents (it does not include state employees, students, self-employed, agricultural workers and farmers). Among those hospitalized during the year preceding their death, 96.4% of these beneficiaries could be linked to a single death certificate. The matching was performed through a deterministic methodology allowing at most one difference on one of the following indirect patient identifiers: year and month of birth; year (this variable had to match), month, and day of death; gender; *département* and *commune* of residence. Only unique matches were kept in the final set.

Infants deceased before one year of age were excluded because the quality of the vital status assessment for this age-class could not be precisely known. Besides, since the discharge-death time interval was imprecise for 2008, the 2008 records were considered only when death occurred in hospital, or 3 months or more after discharge (exact day of discharge available in 2009, month of discharge only in 2008).

The final database comprises 421,460 subjects deceased in the year following their last discharge.

The linkage of the hospitalization and cause of death data and the study of the resulting dataset were approved by the two French data protection committee and institutional ethical review boards concerned: Institut des Données de Santé (authorization n°16-24/11/2010) and Commission Nationale de l'Informatique et des Libertés (authorization n° 1454315).

Definitions

The French definition of the main diagnosis has changed during the study period, from "condition that takes up the majority of resource use during the hospital stay" before march 2009, to "final diagnosis explaining hospital admission" after. However, this modification of definition had no impact on our results (results not shown).

In order to capture the pathology, which is the relevant information in our purpose, when the *main diagnosis* of the hospital database was a chapter XXI code (Factors influencing health status and contact with health services), the "main diagnosis" (MD) mentioned in this article was defined as the *related diagnosis*.

UCD is defined in volume 2 of ICD-10th revision as "(a) the disease or injury which initiated the train of morbid events leading directly to death, or (b) the

circumstances of the accident or violence which produced the fatal injury".

Comparison method

Classification

The aim was to compare MD and UCD in order to analyze their independence or consistency.

Consistency was defined as MD and UCD belonging to a same train of events leading to death. If the quality of the information held in both codes seemed sufficient and if MD and UCD could not belong to a same train of events leading to death, they were considered independent.

Four cases were distinguished:

- Similarity: MD and UCD refer to the same morbid condition, even if precision levels may differ (Eg1: UCD = Intracerebral haemorrahage, unspecified (I61.9) and MD = Intracerebral haemorrahage in cortical hemisphere (I61.1). Eg2: UCD = Pneumonia, unspecified (J18.9) and MD = Bacterial pneumonia, unspecified (J15.9)).
- Acceptable sequence: the two codes refer to different conditions but belong to a same train of events leading to death. Because UCD is defined as the cause that initiated the process, UCD can precede MD in the causal sequence, even though death occurs chronologically at the end of or after the last hospital stay. Acceptable sequences correspond to cases where MD is a complication of UCD (Eg1: UCD = Alcoholic cirrhosis of liver (K70.3) and MD = Rupture of esophageal varices (I85.0) . Eg2: UCD = Malignant neoplasm of bronchus and lung, unspecified (C34.9) and MD = Secondary malignant neoplasm of brain and cerebral meninges (C79.3)).
- Independence: both conditions belong to different trains of events leading to death (Eg: UCD = Calculus of bile duct with cholangitis (K80.3) and MD = Primary coxarthrosis, bilateral (M16.0)).
- Non-informative death certificate: cases that cannot be interpreted in terms of similarity, acceptable sequence or independence because UCD is not informative (Eg: UCD = Cardiac arrest, unspecified (I46.9)).

Similarities and acceptable sequences compose the consistent cases.

Algorithm

In order to classify each death in one of these four cases, an algorithm was designed to compare MD of last stay and UCD, taking all medical conditions mentioned on the death certificate into account (see Additional file 1).

At four stages of the algorithm, the type of relationship between MD and UCD was given by running Iris software (V. 4.0.38) on "test certificates" (see Additional file 2). Iris is a language-independent coding system using international standards [9,10] (see Additional file 3): the WHO ICD-10 classification, rules and guidelines as well as the knowledge base of the Mortality Medical Data System (MMDS) [15,16], ACME (Automatic Classification of Medical Entry) software in particular [17,18].

Artificially introducing MD in a test certificate, at a specific place according to the question asked, permitted us to assess its potential participation in the causal sequence leading to death (5). This method is an update and an extension of the one first proposed by Johansson and Westerling [7].

Statistical analysis methods

In-hospital and out-of-hospital deaths were analyzed separately. The relationships between MD and UCD were studied according to age, gender, discharge-death time interval (in months) and main ICD Eurostat Shortlist chapters of UCD (corresponding ICD chapters): neoplasms (Chapter II), diseases of the nervous system and the sense organs (Chapters VI & VII), circulatory (Chapter IX), respiratory (Chapter X), and digestive (Chapter XI) systems, external causes of morbidity and mortality (Chapter XX), and one class for Others. Because they do not hold any information about the organs originally implied in the death process, imprecise UCDs (ICD-10 code in R99, R96.0, R57.9, R40.2, R09.2, I46.9, I99, I95.9, J96.0, J96.9, P28.5) were excluded from the comparison according to the category of UCD.

Univariate and multivariate log-binomial regression analysis [17] were used to study risk factors for independence vs. consistency, excluding non-informative cases. Relative risks (RRs) of independence and their 95% confidence intervals were estimated, crude and adjusted for age, gender, discharge-death time interval, length of stay, number of stays during the last year of life, and category of UCD. For each variable, the modal class was chosen as reference class.

Age, discharge-death time interval, length of stay, and number of stays during last year of life were included as continuous variables in order to perform trend tests.

Analyses were performed with SAS® version 9.3.

Results

The study population comprised 323,375 subjects deceased in-hospital and 98,085 deceased out of hospital.

The automatic method relying on Iris software was able to classify the relationship between MD and UCD for 91.7% of this population. The main reasons for rejects by Iris were MD not accepted as valid causes of death (Chapter XXI codes) and diagnoses implying iatrogenicity (which have to be handled manually).

Place of death in/out hospital

MD and UCD were consistent in 88.8% of in-hospital deaths and in 72.9% of the deaths occurring out of hospital (Table 1).

Both independencies and non-informative UCD were higher for out-of-hospital than for in-hospital deaths: 19.5% vs. 8.5% and 7.6% vs.2.7% respectively.

Age and gender

On the whole, independence increases with age. However, considering the 15–34 age class, the proportion of independence was the lowest of all age classes for in-hospital deaths, and the highest for out-of-hospital deaths (results not shown).

UCDs are more often non-informative for deaths of age class 85 years and over than below 85 years: 4.8% vs. 2.1% in-hospital and 10.2% vs. 6.0% out-of-hospital. Non-informative UCDs were higher in females but this result was largely attenuated after adjustment for age.

Discharge-death time interval

Whereas the proportion of acceptable sequences remained roughly constant around 49%, similarities decreased progressively from 40.2% for in hospital deaths to 15.4% when death occurred more than 6 months after discharge, resulting in a decrease of consistency (acceptable sequence + similarity) from 88.8% to 61.6% (Figure 1).

As the discharge-death time interval increases, the proportions of both independencies and non-informative UCD increased. MD and UCD were independent in 8.5% of in-hospital deaths and 27.7% of out-of-hospital deaths occurring between six months and one year after discharge. The proportion of non-informative UCD reached 10.7% for deaths happening between six months and one year after discharge.

Cause of death

When the UCD was a neoplasm, consistencies reached 93.7% and the MD of last hospital stay was more often similar to UCD (54.9%), much higher than for any other cause of death (Figure 2). Consistencies were around 83% for the other categories of UCD, similarities varying from 17.9% for neuro-sensorial diseases to 37.7% for digestive diseases.

By definition, for affections due to external causes, MD should belong to ICD-10 Chapter XIX [13] and UCD should belong to chapter XX [11]. They can therefore never be similar, but such cases were detected as acceptable sequences by our algorithm.

Table 1 Relationship between main diagnosis (MD) and underlying cause of death (UCD) according to the place of death in/out hospital

Relationship UCD/MD	In-hospital deaths % (n = 298 083)	Out-of-hospital deaths % (n = 88 403)
Similarity (a)	40.2	23.1
Acceptable sequence (b)	48.6	49.8
Subtotal Consistency (a + b)	***88.8***	***72.9***
Independence	8.5	19.5
Non-informative UCD	2.7	7.6
Total	**100.0**	**100.0**

Independence vs. consistency

Considering in-hospital deaths, after exclusion of non-informative cases, independence represented 8.7% of cases (Table 2). It was higher for deaths occurring after 65 years of age, longer last hospital stays (ptrend < .0001), and UCD others than neoplasms. Adjusted results were similar and revealed a trend of increasing independence when the number of hospital stays during the last year of life increased.

Considering out-of-hospital deaths, independence represented 21.1% of cases. The proportion was especially high for deaths in the 15–34 years class, or for death with an external cause. It was positively associated with the discharge-death time interval (ptrend < .0001) and negatively with length of stay (ptrend < .0001) and number of hospitalizations in the last year of life (ptrend < .0001). After adjustment, the strength of these associations weakened, but the associations with discharge-death time interval and with category of UCD other than neoplasms remained noticeable. Age class 15–34 years was no longer associated with an increased risk of independence.

Discussion

Principal findings

We proposed an automatic method of comparison of the main diagnosis (MD) of the last hospital stay to the underlying cause of death (UCD) relying on Iris software, in order to determine their consistency or independence. This method proved able to analyze automatically 91.7% of the 421,460 submitted deaths having occurred in France in 2008–2009 within one year from last discharge. The main reasons for rejects were MD not accepted as valid causes of death and iatrogenicity.

In most cases, MD of last hospital stay and UCD were consistent, or in other words, referred to a same train of events leading to death: 88.8% of in-hospital death and 72.9% of deaths occurring after discharge.

The distribution of consistency and independence according to socio-demographic and medico-administrative variables gave expectable results: independence was more frequent in elder patients, likely because they suffer from multi-pathologies, or as the discharge-death time interval grew (8.5% of in-hospital deaths, 14.3% when death occurred within one month after discharge and 27.7% within

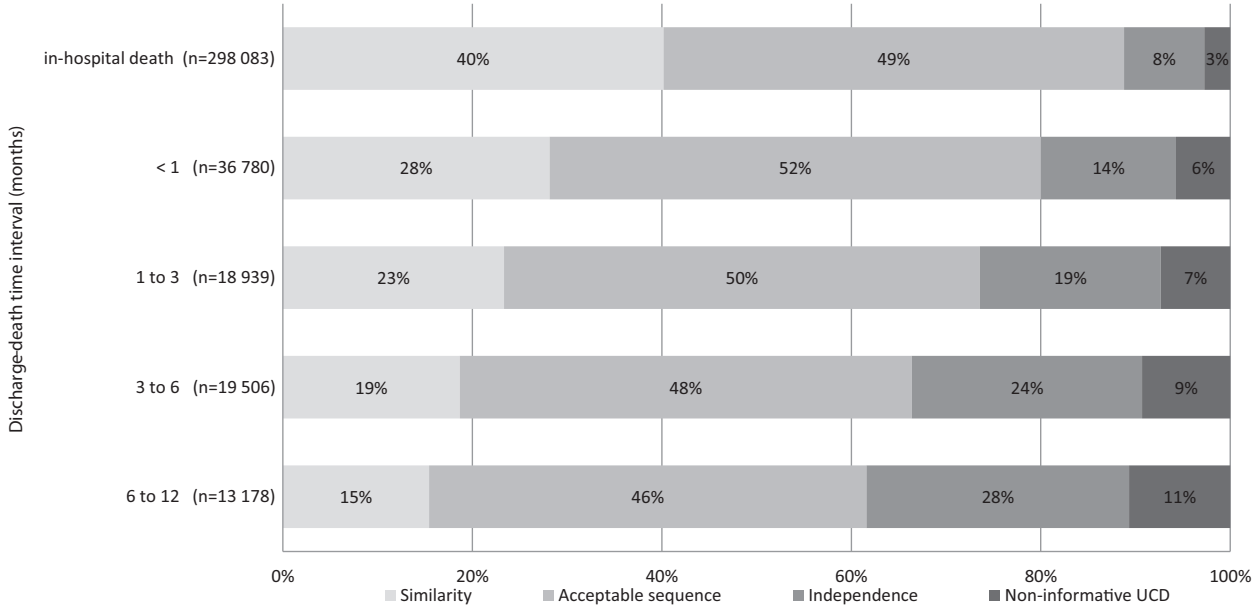


Figure 1 Relationship between main diagnosis (MD) and underlying cause of death (UCD) according to the discharge-death time interval (in months).

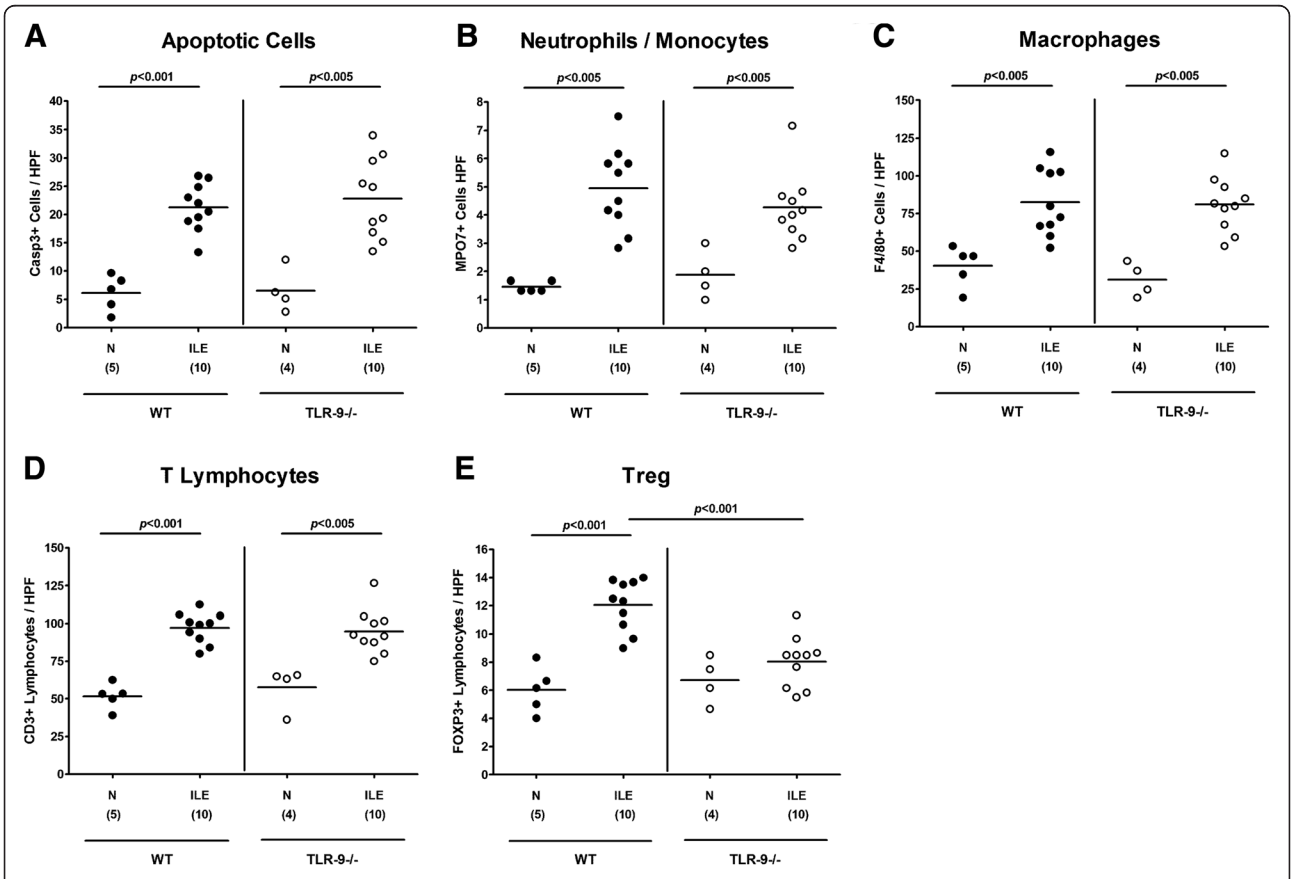


Figure 2 Relationship between main diagnosis (MD) and underlying cause of death (UCD) according to the main ICD chapter of UCD.
Footnote: Imprecise ICD-10 codes (R99,R96.0,R57.9,R40.2,R09.2,I46.9,I99,I95.9,J96.0,J96.9,P28.5) excluded. N = 386 486.

Table 2 Frequency of independence between main diagnosis (MD) and underlying cause of death (UCD) according to age, gender, discharge-death time interval, length of stay, number of hospital stays and category of UCD and relative risks (univariate and multivariate analysis)

	In-hospital deaths				Out-of-hospital deaths			
	n	Independence	RR	RRa	n	Independence	RR	RRa
	289 904				81 688			
Age (years)								
1-14	1 010	5.2%	0.58*	0.57*	154	11.7%	0.59*	0.52*
15-34	3 576	4.8%	0.52*	0.55*	917	24.9%	1.26*	0.87*
35-64	71 556	7.1%	0.78*	0.87*	14 562	21.6%	1.09*	1.10*
65-84	143 413	9.1%	1	1	36 314	19.8%	1	1
>84	70 349	9.7%	1.07*	0.97*	29 741	22.5%	1.14*	0.96*
Ptrend			*<.0001*	*<.0001*			*0.0961*	*<.0001*
Gender								
Male	158 793	8.8%	1	1	39 582	20.8%	1	1
Female	131 111	8.6%	0.98	0.93*	42 106	21.5%	1.03*	0.98
Discharge-death time interval (months)								
[0-1]					34 678	15.1%	1	1
[1-3]					17 548	20.6%	1.36*	1.31*
[3-6]					17 691	26.8%	1.77*	1.53*
[6-12]					11 771	31.0%	2.05*	1.62*
Ptrend							*<.0001*	*<.0001*
Length of last stay (days)								
[0-1]	22 622	3.9%	0.39*	0.33*	8 677	23.5%	1.21*	1.19*
[1-3]	73 259	6.8%	0.67*	0.60*	15 722	23.2%	1.19*	1.09*
[4-9]	73 751	9.2%	0.92*	0.87*	20 983	22.0%	1.13*	1.06*
[10-29]	89 435	10.1%	1	1	30 028	19.4%	1	
>30	30 837	11.4%	1.13*	1.16*	6 278	17.9%	0.92*	0.98
Ptrend			*<.0001*	*<.0001*			*<.0001*	*<.0001*
Number of hospital stays within the year before death								
1	96 470	8.6%	0.96*	0.90*	31 150	23.5%	1.30*	1.08*
2-3	105 464	9.0%	1	1	30 037	23.2%	1	1
4-5	46 523	8.8%	0.98	1.08*	11 522	22.0%	0.81*	0.96
>6	41 447	8.0%	0.89*	1.12*	8 979	19.4%	0.72*	1.03
Ptrend			*<.0001*	*<.0001*			*<.0001*	*<.0001*
Category of UCD								
Neoplasms	122 824	5.4%	1	1	29 807	9.8%	1	1
Neuro-sensorial disease	9 456	11.3%	2.11*	2.33*	5 900	25.0%	2.55*	2.33*
Circulatory disease	71 702	10.1%	1.88*	2.21*	21 872	27.9%	2.84*	2.71*
Respiratory disease	19 894	9.3%	1.74*	1.93*	4 067	23.2%	2.36*	2.28*
Digestive disease	19 796	11.7%	2.18*	2.51*	2 470	29.1%	2.97*	2.85*
External causes	13 126	9.4%	1.74*	2.32*	5 453	30.7%	3.12*	2.71*
Other	33 106	14.9%	2.78*	3.15*	12 119	28.2%	2.88*	2.68*

non-informative UCD excluded.
RRa: adjusted for age. sex. length of stay. number of stays during last year of life. and category of UCD.
*$p < 0.05$.

6 to 12 months), or for non-neoplasms UCDs, which had already been noted in former studies [5,6,8].

A long last stay or numerous hospitalizations in last year of life were associated with higher independence for people dying in hospital but with lower independence for people dying out-of-hospital, which may seem a paradox. However, independence was still lower for patients deceased in hospital after a very long stay (11.4%) than for patients deceased after discharge of a very short stay (17.9%). Possibly, these are markers of severe and complex medical situations that more often involve multi-pathologies. One hypothesis behind these results would be that complexity explains the result for in-hospital deaths, but in the same time, severity is associated with a greater probability for the physician certifying the death to recall the hospital main diagnosis for out-of-hospital deaths.

Besides, this study has shown that MD should not be used as a proxy of the UCD, even for patients deceased in hospital, since MD and UCD are similar in only 40% of in-hospital deaths. This result accounts for the difference of definition and coding context of MD and UCD.

Results in relation to other studies

The levels of consistency found in France are similar to those previously measured in Sweden: 89% for in-hospital deaths in both countries and 71% in France vs. 68% in Sweden for out-of-hospital deaths [7]. In the Swedish study, hospital case summaries for some hospital deaths were investigated showing that inconsistency between MD and UCD was often due to certification errors. Among non-consistent cases, our algorithm was designed to distinguish independency and non-informative death certificates. However, only a look back on a series of medical records will assess the rate of coding errors on MD or certification errors on UCD leading to misclassification.

Strengths

We have proposed a formal definition of the concept of independence between the main condition treated during a hospital stay and a subsequent death.

Using Iris Software, we have designed a language-independent method of comparison of ICD-10 codes of MD and UCD, which is based on international standards. The use of international procedures and tools guarantees that the method can be reproduced by any country. This widely automated method makes the comparison feasible on very large national datasets.

Limits

The appraisal of independence could likely be improved. Generally speaking, independence is probably underestimated because the MMDS knowledge table through which the causal relation are judged was designed to appraise causality between two causes, knowing that a medical doctor had declared them linked. They therefore accept "possible causality". A way to limit this bias would be to build a stricter table, aiming at only capturing "probable causality".

Alternatively, in some cases, independence is likely to be over-estimated. An example is the recording of two different primary neoplasms as MD and UCD, resulting in an "independent" label, whereas one of the codes is probably erroneous. Indeed, in some frequent cases, both codes most likely refer to the same pathology (eg: malignant neoplasm of colon (C18) and malignant neoplasm of rectum (C20)). More generally, users' feedback might bring a few improvements of the algorithm and reduce these issues.

Another source of independence over-estimation lies in considering only the hospitalization main diagnosis. For patients suffering from multiple pathologies, this may lead to the labeling "independent", whereas a pathology similar or causally related to the UCD was in fact taken care of during the hospital stay. Comparing all the conditions mentioned in the hospital discharge abstract to the UCD would resolve this; it would need the development of a more complex algorithm.

Future research on hospital quality of care assessment

We believe that the concept of independence between MD and UCD, along with the practical method of appraisal exposed herein, could be useful for the construction of post-hospital mortality indicators. Mortality is currently used in several countries to compare hospitals quality of care, although this has been criticized [19-21]. For example, hospital standardized mortality ratios (HSMRs) are used in an increasing number of countries including England, Canada and the United States [22-24]. Relying on hospital administrative data only, these indicators give an overall measure of in-hospital mortality, adjusted for available case mix factors. Nevertheless, factors such as length-of-stay and transfer or discharge patterns, which vary between hospitals, affect in-patient death rates [25-28]. Therefore, taking into account the deaths occurring out of hospital and using time-based indicators such as total 30-days from admission mortality is necessary and has a significant impact on HSMRs [23]. On the other hand, mortality after discharge is linked to several other factors and may not reflect actual hospital performance [29-33]. Indeed, our results confirm that the longer the time after discharge, the higher the probability for an independent cause of death to occur. The exclusion of deaths independent of the MD from the deaths allocated to the hospital might thus improve the accuracy of potential mortality-based quality-of-care indicators.

The method exposed in this paper is general and potentially applies to all MD/UCD configurations. However, for some specific issues, further developments are necessary.

This is the case for iatrogenicity which is systematically rejected by Iris. Although these cases are rare (3.2%) and likely do not influence much HSMR estimates, they are informative for quality of care evaluations, and should therefore be studied following a different methodology.

Conclusions

The method presented in this paper permits us to obtain more structured and exploitable information from large hospital and mortality datasets. It is still to be improved, but the distribution of the relation obtained is mainly compatible with what would be expected.

Causes of death could improve hospital mortality indicators built for evaluating and improving hospital quality and future research on post-hospital mortality indicators should take the notion of independence between hospital diagnoses and underlying cause of death into account.

More generally, this method has the potential of being developed and used for other diagnoses comparisons across time periods or databases.

Additional files

Additional file 1: UCD/MD comparison algorithm, complementary information. Algorithm of comparison of the main diagnosis and the underlying cause of death, figure.

Additional file 2: Test certificates, complementary information.

Additional file 3: The Iris software, complementary information.

Competing interests

The authors declare that they have no competing interests.

Authors' contributions

ALV, GR, GP, LAJ and EJ conceived the study idea and design. ALV, GR and EJ were responsible for data linkage. ALV, GR and GP were responsible for elaborating and running the algorithm, and analysing the data. ALV drafted the manuscript. All authors participated in interpreting the data and revising the manuscript. All authors read and approved the final manuscript.

Acknowledgements

This work was financially supported by the Directorate of Research, Studies, Evaluation and Statistics (Drees), a branch of the social and health central government ministries.

Author details

[1]Inserm, CépiDc (Epidemiology center on medical causes of death), CHU Bicêtre, 80 rue du Général Leclerc, Kremlin Bicêtre, CEDEX 94270, France. [2]Inserm, UMRS 1018, Kremlin-Bicêtre, France. [3]Université Paris Sud, Kremlin-Bicêtre, France. [4]Swedish National Board of Health and Welfare, Center for Epidemiology, Stockholm, Sweden. [5]AP-HP, CHU Bicêtre, Service de Santé Publique et d'Epidémiologie, Kremlin-Bicêtre, France.

Received: 5 July 2013 Accepted: 23 May 2014
Published: 5 June 2014

References

1. Ohno-Machado L: **Special issue on big data in healthcare and biomedical research.** *J Am Med Inform Assoc* in press.
2. Sjöström L, Narbro K, Sjöström CD, Karason K, Larsson B, Wedel H, Lystig T, Sullivan M, Bouchard C, Carlsson B, Bengtsson C, Dahlgren S, Gummesson A, Jacobson P, Karlsson J, Lindroos A-K, Lönroth H, Näslund I, Olbers T, Stenlöf K, Torgerson J, Agren G, Carlsson LMS, Swedish Obese Subjects Study: **Effects of bariatric surgery on mortality in Swedish obese subjects.** *N Engl J Med* 2007, **357:**741–752.
3. Bottle A, Jarman B, Aylin P: **Strengths and weaknesses of hospital standardised mortality ratios.** *BMJ* 2011, **342:**c7116.
4. Gittelsohn A, Senning J: **Studies on the reliability of vital and health records: I. Comparison of cause of death and hospital record diagnoses.** *Am J Public Health* 1979, **69:**680–689.
5. Goldacre MJ: **Cause-specific mortality: understanding uncertain tips of the disease iceberg.** *J Epidemiol Community Health* 1993, **47:**491–496.
6. Johansson LA, Westerling R: **Comparing Swedish hospital discharge records with death certificates: implications for mortality statistics.** *Int J Epidemiol* 2000, **29:**495–502.
7. Johansson LA, Westerling R: **Comparing hospital discharge records with death certificates: can the differences be explained?** *J Epidemiol Community Health* 2002, **56:**301–8.
8. Hernández B, Ramírez-Villalobos D, Romero M, Gómez S, Atkinson C, Lozano R: **Assessing quality of medical death certification: concordance between gold standard diagnosis and underlying cause of death in selected Mexican hospitals.** *Popul Health Metrics* 2011, **9:**38.
9. Pavillon G, Johansson LA, Glenn D, Weber S, Witting B, Notzon S: **Iris: A Language Independent Coding System For Mortality Data.** In *Trieste Italy.* 2007.
10. Pavillon G, Johansson LA: **The Iris International Coding System Of Causes Of Death.** In *Brasilia, Brazil*; 2012.
11. World Health Organisation: *International Statistical Classification of Diseases and Related Health Problems. Tenth Revision. ICD-10: Volume 2. Instruction Manual.* 1993.
12. Pavillon G, Laurent L: **Certification et codification des causes médicales de décès.** *Bulletin Epidémiologique Hebdomadaire* 2003, **30/31:**134–138.
13. Bulletin Officiel: **Guide méthodologique de production des informations relatives à l'activite médicale et à sa facturation en Médecine, Chirurgie, Obstétrique et Odontologie.** 2009.
14. Tuppin P, de Roquefeuil L, Weill A, Ricordeau P, Merlière Y: **French national health insurance information system and the permanent beneficiaries sample.** *Rev Epidemiol Sante Publique* 2010, **58:**286–290.
15. National Center for Health Statistics: **Recommendations from the First International Collaborative Effort on Automating Mortality Statistics.** In *Proceedings of the International Collaborative Effort on Automating Mortality Statistics*, Volume 1. Edited by Peters K. Hyattsville, MD: U.S Department of Health and Humans Services, Centers for Disease Control and Prevention; 1996.
16. Center for Disease Control and Prevention: www.cdc.gov/nchs/nvss/mmds/about_mmds.htm.
17. McNutt L-A, Wu C, Xue X, Hafner JP: **Estimating the relative risk in cohort studies and clinical trials of common outcomes.** *Am J Epidemiol* 2003, **157:**940–943.
18. Johansson LA, Bjorkenstam C, Westerling R: **Unexplained differences between hospital and mortality data indicated mistakes in death certification: an investigation of 1,094 deaths in Sweden during 1995.** *J Clin Epidemiol* 2009, **62:**1202–9.
19. Lilford R, Pronovost P: **Using hospital mortality rates to judge hospital performance: a bad idea that just won't go away.** *BMJ* 2010, **340:**c2016.
20. Shahian DM, Wolf RE, Iezzoni LI, Kirle L, Normand S-LT: **Variability in the measurement of hospital-wide mortality rates.** *N Engl J Med* 2010, **363:**2530–2539.
21. Shojania KG, Forster AJ: **Hospital mortality: when failure is not a good measure of success.** *CMAJ* 2008, **179:**153–157.
22. Jarman B, Gault S, Alves B, Hider A, Dolan S, Cook A, Hurwitz B, Iezzoni LI: **Explaining differences in English hospital death rates using routinely collected data.** *BMJ* 1999, **318:**1515–1520.
23. Bottle A, Jarman B, Aylin P: **Hospital standardized mortality ratios: sensitivity analyses on the impact of coding.** *Health Serv Res* 2011, **46:**1741–1761.
24. Jarman B, Pieter D, van der Veen AA, Kool RB, Aylin P, Bottle A, Westert GP, Jones S: **The hospital standardised mortality ratio: a powerful tool for Dutch hospitals to assess their quality of care?** *Qual Saf Health Care* 2010, **19:**9–13.
25. O'Hara D, Hart W, Robinson M, McDonald I: **Mortality soon after discharge from a major teaching hospital: linking mortality and morbidity.** *J Qual Clin Pract* 1996, **16:**39–48.
26. Mullins RJ, Mann NC, Hedges JR, Worrall W, Helfand M, Zechnich AD, Jurkovich GJ: **Adequacy of hospital discharge status as a measure of outcome among injured patients.** *JAMA* 1998, **279:**1727–1731.
27. Carey JS, Parker JP, Robertson JM, Misbach GA, Fisher AL: **Hospital discharge to other healthcare facilities: impact on in-hospital mortality.** *J Am Coll Surg* 2003, **197:**806–812.

28. Drye EE, Normand S-LT, Wang Y, Ross JS, Schreiner GC, Han L, Rapp M, Krumholz HM: **Comparison of hospital risk-standardized mortality rates calculated by using in-hospital and 30-day models: an observational study with implications for hospital profiling.** *Ann Intern Med* 2012, **156:**19–26.
29. Jencks SF, Williams DK, Kay TL: **Assessing hospital-associated deaths from discharge data. The role of length of stay and comorbidities.** *JAMA* 1988, **260:**2240–2246.
30. Kahn JM, Kramer AA, Rubenfeld GD: **Transferring critically ill patients out of hospital improves the standardized mortality ratio: a simulation study.** *Chest* 2007, **131:**68–75.
31. Jarman B, Aylin P, Bottle A: **Trends in admissions and deaths in English NHS hospitals.** *BMJ* 2004, **328:**855.
32. Seagroatt V: **Hospital mortality league tables: influence of place of death.** *BMJ* 2004, **328:**1235–1236.
33. Slobbe LCJ, Arah OA, de Bruin A, Westert GP: **Mortality in Dutch hospitals: trends in time, place and cause of death after admission for myocardial infarction and stroke. An observational study.** *BMC Health Serv Res* 2008, **8:**52.

doi:10.1186/1472-6947-14-44
Cite this article as: Lamarche-Vadel *et al.*: Automated comparison of last hospital main diagnosis and underlying cause of death ICD10 codes, France, 2008–2009. *BMC Medical Informatics and Decision Making* 2014 **14**:44.

Submit your next manuscript to BioMed Central and take full advantage of:

- **Convenient online submission**
- **Thorough peer review**
- **No space constraints or color figure charges**
- **Immediate publication on acceptance**
- **Inclusion in PubMed, CAS, Scopus and Google Scholar**
- **Research which is freely available for redistribution**

Submit your manuscript at
www.biomedcentral.com/submit

BioMed Central

VII. Article 2

A l'heure du dépôt de cette thèse, l'article 2 est en cours de révision pour Medcare. Sa version actuelle est reproduite ci- après.

Hospital comparisons based on mortality: revisiting the choice of post-admission timeframe and evaluating the contribution of cause-of-death data, France, 2009.

ABSTRACT

Background: In-hospital mortality is widely used to judge the quality of hospital care but is biased by discharge patterns. Fixed-timeframe indicators have thus been recommended. However, the 30-day post-admission indicator may underestimate hospital-wide mortality, as patients dying in hospital more than 30 days after admission are considered as survivors.

Objectives: To identify the most relevant timeframes and to assess the contribution of cause-of-death data.

Methods : The 2009 French hospital discharge database was linked to vital status records and to the causes of death register for 11.5 million hospital stays by beneficiaries of French general health insurance. Correlations and agreements between the 30-day HSMR and the in-hospital, 60-, 90-, 180- and 365-day post-admission HSMRs were estimated.

Results: Respectively 7.8%, 1.5% and 0.5% of patients who died during their hospital stay were considered as survivors by the 30-day, 60-day and 90-day HSMRs. The 30-day HSMR correlated strongly with the 60-day HSMR (Pearson coefficient=0.92), and their agreement on outlier status was excellent (Kappa coefficient=0.80). The association remained substantial at 90 days but weakened at 180 days and even more so at 365 days. Regardless

of the term, exclusion of deaths likely due to independent causes barely modified the indicators.

Conclusions: This nationwide study shows that 60-day and 90-day HSMRs encompass in-hospital deaths better than the 30-day HSMR, while capturing the same inter-hospital variations. They should thus be preferred. The contribution of cause-of-death data to hospital-wide indicators seems negligible.

KEY WORDS

Hospital mortality; quality indicators, health care; routine administrative data; cause of death; death certificate; medical record linkage.

INTRODUCTION

In-hospital standardized mortality ratios have been used internationally for several decades to assess hospital quality of care. However, considering only deaths occurring during the hospital stay generates the so-called discharge bias: hospitals with short length-of-stay (LOS) or high transfer-out rates (TOR) for comparable case mixes tend to have lower in-hospital mortality.(1–6) This bias has a significant impact on the assessment of hospital performance.(7–9)

For this reason, it has been recommended to consider all deaths occurring within a standard follow-up period after admission (or a fixed timeframe). Attention has focused on the 30-day post-admission indicator,(8–12) but while this timeframe may be considered as a standard to measure mortality after surgical procedures, its relevance to quality of hospital care as a whole has never been formally assessed. The 30-day post-admission indicator is also controversial because it may underestimate hospital-wide mortality, as patients dying in hospital more than 30 days after admission are considered as survivors. Alternatives indicators have been proposed, such as 30-day post-discharge mortality,(13) and an indicator combining 30-day post-admission deaths with all in-hospital deaths. (9,14) A third possibility is to consider fixed timeframes at longer terms than 30 days after admission. However, while 90-, 180- and 365-day post-admission indicators have been studied in the past,(15–17) they have not been the focus of any recent research and have never been applied to nationwide data.

Studying mortality during longer timeframes has the drawback of depending on factors other than the patient's condition at admission and the quality of hospital care, and might not thus accurately reflect hospital performance.(13,18) Deaths unrelated to patients' conditions or to the care process should not be taken into account. In a former article, we

proposed a method for identifying these "independent" deaths, by automatically comparing the main in-hospital diagnoses with underlying causes of death.(19) The accuracy of post-hospital mortality indicators might be improved by disregarding these deaths.

Linkage created between 2009 French hospital discharge records and both vital status records (up to one year after admission) and, for deceased patients, the causes of death register, gave us the opportunity to explore these questions. The aims of this study were 1) to assess whether in-hospital mortality is biased by discharge patterns in France; 2) to compare different fixed-timeframe indicators (at 30, 60, 90, 180 and 365 days post-admission); and 3) to assess the contribution of cause-of-death data, when used to disregard post-discharge deaths due to independent causes.

METHODS

Data

The French acute-care hospital discharge database (PMSI-MCO)(20) routinely collects medico-administrative information for both public and private hospitals, including the length of stay and discharge destination (home, transfer-out, etc.). The main diagnosis and secondary diagnoses (including comorbidities and complications) are coded using the 10th revision of the International Classification of Diseases and Related Health Problems (ICD-10).(21)

All acute-care stays by beneficiaries of the general health insurance scheme (70% of French residents) during 2009 were included, except for daycare admissions, stays by infants below one year of age (the quality of the vital status assessment for this age class could not be

ascertained), and stays in which palliative care was mentioned (ICD10 code Z51.5 as either the main or a secondary diagnosis). Vital status and dates of death were available in the national health insurance information system (SNIIRAM) for the selected population. As this system is routinely linked to the hospital discharge database, we were able to determine a given patient's vital status 30, 60, 90, 180 and 365 days after each hospital admission. It also permitted indirect linkage (based on sex, month and year of birth, date of death and place of residence) between the hospital discharge database and the national cause-of-death register (matching rate=96.4%). We calculated the "survivor rate" at each term as the proportion of in-hospital deaths occurring later than the term.

French death certificates and the determination of underlying causes of death (UCD) both comply with ICD-10 guidelines. In order to identify deaths that could be considered independent from the main condition treated during the stay, we designed a reproducible method fully described elsewhere,(19) comparing the main diagnosis during the hospital stay with the underlying cause of death. The principle was to check the plausibility of their causal sequence, relying on the decision tables included in Iris, a language-independent automated death certification software program. Iris is based on international standards,(22,23) and includes MMDS (Mortality Medical Data System) (24,25) modules.

Hospital standardized mortality ratios

Because preventable mortality is not confined to deaths with a high predicted probability, we adopted the Dr Foster Unit method (26) to construct a predictive model of expected in-hospital mortality, taking 100% of deaths (and stays) into account.

After assigning to each stay the Clinical Classification System (CCS) category of the main diagnosis **(http://www.hcup-us.ahrq.gov/toolssoftware/beta/icd_10_beta.jsp)**, we determined

the CCS categories that contained the largest numbers of deaths and accounted for 80% of all deaths, assigning one diagnostic group to each. Then, like the Australian Institute of Health and Welfare,(27) we pooled the remaining CCS categories according to the observed risk of in-hospital mortality in order to obtain 10 additional diagnostic groups. In order to better adjust for the main diagnoses, we divided each diagnostic group into a maximum of nine subcategories according to the risk of death associated with each ICD10 code.

For each diagnostic group, we fitted in-hospital mortality with a logistic regression model. The predictor variables were age (introduced as the most predictive fractional polynomial),(28) sex, deprivation,(29) the Charlson score (30) based on secondary diagnoses (recalibrated (31) on French data), the interaction term between age and the Charlson score, the source of admission, month of admission, and diagnostic group subcategory.

In this model the expected number of deaths for a given hospital is the sum of the probabilities of death for all its inpatients. The HSMR is the ratio between the observed number of deaths and the expected number of deaths. An HSMR greater than 1 indicates above-average mortality and an HSMR less than 1 below-average mortality.

The whole process was repeated in order to obtain five fixed-term HSMRs accounting for all deaths ("independent" or not) that occurred within 30, 60, 90, 180 and 365 days post-admission (dpa) and five HSMRs measured at the same follow-up terms but excluding "independent" deaths (w/o Indep). The number of logistic regressions differed for the different indicators because the number of CCS categories accounting for 80% of the deaths varied with the timeframe (e.g. 53 categories at 30 dpa). The C-stat and Hosmer-Lemeshow statistics(32) were calculated for each model in order to assess their discriminating power and goodness of fit, respectively (see Table, Supplemental Digital Content 1, which gives the parameters of the different models).

Further analyses (outlier status, regression models, intraclass correlation coefficients) assumed that the observed number of deaths followed a Poisson distribution, and that the expected number of deaths was fixed.

Outlier status

Contrary to Spiegelhalter's proposals (33), we think that the control limits should be independent of the variation observed in the study set, because the proportion of hospitals with abnormal mortality due to quality of care is unknown *a priori.* For example, the proportion could be only 1% in one country but 15% in another one; fixing the number of outliers at 5% would be wrong in both cases. Acknowledging the limits of the adjustment and potential variations due to coding practices, we considered that a variation of less than 20% should not generate concerns.

The control limits that we propose have two components (see Figure, Supplemental Digital Content 2) :

- the simple (not overdispersed), 2-standard-deviation Poisson limits (classic definition)
- a fixed component: upper-outlier HSMRs > 1.2 and lower-outlier HSMRs < 0.83 (=1/1.2).

We calculated the proportions of outliers with the classic definition and with the restriction that we propose.

In addition, a hospital with 0 observed deaths was considered a lower outlier only if its expected number of deaths was larger than 3.7 (because then, considering the Poisson distribution, the chance of observing 0 deaths would be less than 2.5%)

Comparison of the results of the different indicators

We first used an analytic approach aimed at distinguishing the contribution of each time interval, then a pragmatic approach directly comparing the potential indicators for monitoring hospital mortality.

Analytic approach

In order to compare disjoint sets, we constructed 'interval indicators' [beginning - end of follow-up] by breaking down the different HSMRs:

- to study the place of death (specifically during the first 30 days post-admission), we compared [admission-discharge] ("in-hospital 30dpa") with [discharge-30dpa] ("early post-discharge")

- to study the time of death, we compared [0-30dpa] with [31dpa-60dpa], [61dpa-90dpa], [91dpa-180dpa], and [181dpa-365dpa]. (see Text, Supplemental Digital Content 3, which gives the formula for calculating the interval indicators).

We compared the interval indicators by using intraclass correlation coefficients (see Text, Supplemental Digital Content 4 for statistical details).

We also used a Poisson model to measure the association between in-hospital or early post-discharge mortality indicators and the average length of stay (LOS) or the transfer-out rate (TOR).

Pragmatic approach

We used three different criteria to assess the association between HSMRs across sites (in-hospital vs 30 dpa; other terms vs 30 dpa ; and each term vs the same term w/o indep):

- the Pearson correlation coefficient;

- the percentage of hospitals whose HSMR varied significantly and by more than 20%;

- the weighted Kappa coefficient, to measure agreement on outlier status (lower-outlier, upper-outlier or inlier). Agreement was considered excellent for a score greater than 0.80, substantial for a score from 0.80 to 0.60, moderate from 0.60 to 0.40, and poor below 0.40.

All statistical analyses were performed with SAS version 9.3.

RESULTS

The study database comprised 11 526 545 stays (7 655 075 patients) located across 1 284 acute-care hospitals in 2009 in France. Among these stays, 838 465 were followed by a death within 365 days of admission (in or out of hospital). Table 1 describes the general characteristics of the stays. The average length of stay (LOS) was 3.4 days overall (interquartile range (IQR) [2.1-4.6]), and was twice as long (7.3 days) for patients who died within one year. The overall transfer-out rate (TOR) was 7.5% (IQR [3.2%-12.2%]).

The in-hospital crude mortality rate was 1.0%. While only 0.8% of the stays lasted longer than 30 days, 7.8% of the in-hospital deaths occurred later than 30 days after admission. Therefore, 7.8% patients who died in hospital would be considered as survivors by the 30-day indicator. Respectively 1.5% and 0.5% of these patients would be considered as survivors by the 60-day and the 90-day indicators.

Crude fixed-timeframe mortality rates ranged from 1.6% at 30 days post-admission to 7.3% at 365 days, and from 1.5% to 6.3% when deaths considered independent were excluded.

Even with the restrictive definition of outliers that we adopted, the proportions of outlier hospitals were high: around 20% for lower-outliers and 10% for upper-outliers (Table 2)(see also Figure, Supplemental Digital Content 2, funnel plot showing hospital HSMRs at 30 days).

With the classic definition the proportion of outliers increased at longer timeframes, due to the greater number of deaths, increasing statistical power.

The in-hospital HSMR was positively associated with LOS, with an increase of 3% per additional day in average LOS; the in-hospital HSMR was negatively associated with TOR, with a decrease of 4% per 10-point increase (Table 3). A 10-point increase corresponds roughly to the interquartile range, as 25% of the hospitals had a TOR below 3.2%, and 25% a TOR above 12.2%. Conversely, the early post-discharge HSMR was negatively associated with LOS and positively associated with TOR.

The analytic approach revealed a positive, albeit weak, association (0.28) between the in-hospital 30dpa and the early post-discharge indicators (Table 4). A very high intraclass correlation coefficient (0.93) was found between the 0-30 dpa and 31-60 dpa indicators. The association weakened progressively when deaths occurred later but remained strong until 61-90 dpa (ICC of 0.85).

The in-hospital HSMR correlated moderately with the 30-day HSMR (Pearson coefficient=0.65), and the HSMR values differed by more than 20% in 24.3% of hospitals. The agreement between these two HSMRs on outlier status was only moderate (Kappa coefficient=0.54 [0.54-0.55]) (Table 5) (see also Figure, Supplemental Digital Content 5, scatter plot of Log in-hospital HSMR versus Log 30-day HSMR).

Conversely, the 30-day and 60-day HSMRs correlated strongly with each other (Pearson coefficient=0.92), and the HSMR values differed by more than 20% in only 3.0% of hospitals. Their agreement was excellent (Kappa coefficient=0.80 [0.80–0.81]). The association remained substantial at 90 days but weakened at 180 days and even more so at 365 days.

At any given follow-up term, the HSMRs obtained after discarding deaths considered independent from the main condition treated in hospital were very close to those obtained when these "independent" deaths were included.

DISCUSSION

Using French acute-care hospital discharge data for the year 2009, we found that the in-hospital mortality indicator correlated positively with the hospital average length of stay and negatively with the transfer-out rate. Respectively 7.8%, 1.5% and 0.5% of patients who died in hospital would be considered as survivors by the 30-day, 60-day and 90-day post-admission mortality indicators. In terms of both the HSMR and outlier status, the 60-day and 90-day HSMRs were very similar to the 30-day HSMR, contrary to the 180-day and 365-day HSMRs. Exclusion of deaths that could be considered independent from the main condition treated in hospital, based on causes of death notified on the death certificates, barely modified the indicators.

Strengths of the study

Our data encompassed the majority of the French population (70%) and 100% of acute-care hospitals. Hospital stays by state employees, students, the self-employed, agricultural workers and farmers are not yet linked to the vital-status register, but there is no reason to think that their mortality would differ across hospitals, as they do not have dedicated hospitals. The method we used covered 100% of stays/deaths, rather than focusing on diagnoses accounting for 80% of deaths as in the Dr Foster Unit HSMR (26). We also used intraclass correlation coefficients, which are statistically more relevant than the basic Pearson coefficient, to assess the correlation between HSMRs. Finally, we propose a new

method to obtain operational control limits for defining outlier status.(33) Our chosen threshold of 20% is obviously debatable, but more for its clinical relevance than its than statistical validity.

Limitations of the study

All stays were considered, even for patients hospitalized several times during the study period, and our models did not take into account the observations correlation; this could have generated a bias if the risk of dying was differently associated, across hospitals, with a patient's number of stays.

A change in coding rules took place in France on 1 March 2009, and we thus conducted secondary analyses to assess its impact on the validity of our conclusions. We found no sign that the change in the definition of the main diagnosis or in the level of the Charlson score was markedly different across hospitals.

For computational reasons, we estimated the parameters sequentially, whereas an optimal method would search for the most predictive combination of the explicative variables in an integrated model. Moreover, as underlined elsewhere,(34,35) some crucial explicative factors are missing, notably the severity of the main condition at admission.(36) Finally, we did not have a gold-standard measure of quality of care at the hospital level and could not therefore assess the validity of the calculated HSMRs or provide formal reasons for preferring one timeframe rather than another.

Comparison with other studies

Like American(8) and Dutch(9) data, French data show that hospitals with short lengths of stay or high transfer rates have lower in-hospital mortality but higher early post-discharge

mortality. It is noteworthy that we did not confirm the reported negative correlation between in-hospital and early post-discharge mortality, although we did obtain a weak intraclass coefficient. This may be partly due to the improved method we used to assess correlation: with the basic Pearson coefficient we found a negative correlation although not significant correlation. In any case, our data confirm that in-hospital mortality is biased and should not be used for quality-of-care assessment. Instead, mortality should be measured at a fixed time after admission in order to avoid the discharge bias.

The 30-day post-admission indicator has focused attention in recent years, partly because it is commonly used and well accepted for assessing post-surgical mortality. However, the fact that patients who die in hospital beyond 30 days are considered as survivors has been described as problematic or even counter-productive. Campbell et al. underlined the risk that hospitals might limit the resources dedicated to patients needing long-term care,(13) while Pouw et al. pointed out that, pushed to the extreme, it could become an incentive to keep poor-prognosis patients alive beyond 30 days after admission.(9) When building a hospital-wide mortality indicator, it seems important to be aware of all the strategies that a hospital could implement to lower its indicator, even the ones not relating to quality of care, especially if the value of the HSMR had an impact on the funding received by a hospital or on its reputation. Our study provides an estimate of the proportion of deaths occurring in hospital that would not be taken into account at the different terms, and shows that this figure was nearly 8% for the 30-day HSMR in 2009 in France. It is thus important to consider longer fixed timeframes.

Regarding the choice of follow-up window, it is important to note that the relevant timeframe is likely to depend on the main condition being treated during each stay.(15,37) For example, mortality after cancer treatment is meaningful at a longer term than mortality

after acute appendicitis with generalized peritonitis. Ideally, a hospital-wide indicator would measure mortality at different terms according to the main condition. But, in the absence of references to build such an indicator, it seems reasonable to chose an "average timeframe" applying to both post-surgical and post-medical treatments, which is therefore likely longer than 30 days.

Meaning of the study

The analytical approach we used shows that mortality occurring between 31 and 60 days post-admission correlates strongly with mortality at 30 days. In other words, the 60-day indicator basically measures the same dimension of quality as the 30-day indicator, and this in the absence of incentives, as hospital-wide mortality indicators are not implemented in France. When death occurs later, the association with mortality at 30 days weakens slightly, even if it remains strong at 90 days. This likely reflects the fact that mortality at longer terms also depends on several factors other than the care given within the hospital walls, such as other care providers, socioeconomic factors, intervening situations, etc. To obtain a reliable and acceptable indicator, it thus seems preferable to choose a timeframe not exceeding 90 days.(13,16)

Consideration of the cause-of-death data did not substantially modify the HSMR or outlier status of a given hospital. This implies that “independent” mortality does not differ substantially across hospitals. These data may, however, prove useful for more specific mortality studies, especially those requiring long timeframes.(17,18)

Further considerations on hospital-wide mortality indicators

The very notion of a hospital-wide mortality indicator as a measure of overall hospital quality is questionable. It assumes that a 'quality of care' dimension exists and is relevant at the hospital level, whereas quality can vary markedly from one clinical department to another or even from one disease to another within a given department.(8,34,38) In order to assess the intrinsic validity of hospital-wide indicators, further studies comparing intra-hospital variability with inter-hospital variability would be worthwhile.

While hospital-wide mortality indicators may be useful for detecting outlier hospitals and targeting investigations(39), their capacity to reflect quality of care is subject to a number of limits,(34,35,40–43) and the need for cautious interpretation and public reporting has been stressed.(43–46)

Specific indicators limited to selected diseases or procedures may thus seem more appropriate for comparing hospitals(40,42,43); the relevant timeframe would then depend on the expected time of onset of specific complications(9), and data on causes of death may become contributory.

In conclusion, if hospital-wide mortality indicators are to be used to assess quality of care, indicators including post-discharge mortality should be preferred to the basic in-hospital HSMR, which is biased by discharge patterns. We consider that the 60-day and 90-day post-admission HSMRs are preferable to the 30-day HSMR. Indeed, they include almost all in-hospital deaths and therefore reflect a larger part of in-hospital mortality; and they are less subject to incentives either to keep patients alive until the end of the follow-up window or to shift resources away when this length of stay has been reached. Further research is

needed to assess the capacity of these indicators to reflect actual quality of care, and their potential contribution to quality monitoring. The contribution of cause-of-death data to hospital-wide mortality indicators seems negligible, but these data could prove useful for future research on specific indicators limited to selected conditions or procedures.

REFERENCES

1. Jencks SF, Williams DK, Kay TL. Assessing hospital-associated deaths from discharge data. The role of length of stay and comorbidities. JAMA J. Am. Med. Assoc. 1988;260(15):2240–2246.

2. O'Hara D, Hart W, Robinson M, et al. Mortality soon after discharge from a major teaching hospital: linking mortality and morbidity. J. Qual. Clin. Pract. 1996;16(1):39–48.

3. Mullins RJ, Mann NC, Hedges JR, et al. Adequacy of hospital discharge status as a measure of outcome among injured patients. JAMA J. Am. Med. Assoc. 1998;279(21):1727–1731.

4. Carey JS, Parker JP, Robertson JM, et al. Hospital discharge to other healthcare facilities: impact on in-hospital mortality. J. Am. Coll. Surg. 2003;197(5):806–812.

5. Kahn JM, Kramer AA, Rubenfeld GD. Transferring critically ill patients out of hospital improves the standardized mortality ratio: a simulation study. Chest. 2007;131(1):68–75.

6. Vasilevskis EE, Kuzniewicz MW, Dean ML, et al. Relationship between discharge practices and intensive care unit in-hospital mortality performance: evidence of a discharge bias. Med. Care. 2009;47(7):803–812.

7. Bottle A, Jarman B, Aylin P. Hospital standardized mortality ratios: sensitivity analyses on the impact of coding. Health Serv. Res. 2011;46(6pt1):1741–1761.

8. Drye EE, Normand S-LT, Wang Y, et al. Comparison of hospital risk-standardized mortality rates calculated by using in-hospital and 30-day models: an observational study with implications for hospital profiling. Ann. Intern. Med. 2012;156(1 Pt 1):19–26.

9. Pouw ME, Peelen LM, Moons KGM, et al. Including post-discharge mortality in calculation of hospital standardised mortality ratios: retrospective analysis of hospital episode statistics. BMJ. 2013;347:f5913.

10. Rosenthal GE, Baker DW, Norris DG, et al. Relationships between in-hospital and 30-day standardized hospital mortality: implications for profiling hospitals. Health Serv. Res. 2000;34(7):1449–1468.

11. Osswald BR, Tochtermann U, Schweiger P, et al. Minimal early mortality in CABG--simply a question of surgical quality? Thorac. Cardiovasc. Surg. 2002;50(5):276–280.

12. Borzecki AM, Christiansen CL, Chew P, et al. Comparison of in-hospital versus 30-day mortality assessments for selected medical conditions. Med. Care. 2010;48(12):1117–1121.

13. Campbell MJ, Jacques RM, Fotheringham J, et al. Developing a summary hospital mortality index: retrospective analysis in English hospitals over five years. BMJ. 2012;344:e1001.

14. Overman DM, Jacobs JP, Prager RL, et al. Report from the Society of Thoracic Surgeons National Database Workforce: clarifying the definition of operative mortality. World J. Pediatr. Congenit. Heart Surg. 2013;4(1):10–12.

15. Seagroatt V, Goldacre M. Measures of early postoperative mortality: beyond hospital fatality rates. BMJ. 1994;309(6951):361–365; discussion 365–366.

16. Garnick D, DeLong E, Luft H. Measuring hospital mortality rates: are 30-day data enough? Ischemic Heart Disease Patient Outcomes Research Team. Health Serv Res. 1995;29(6):679–95.

17. Johnson ML, Gordon HS, Petersen NJ, et al. Effect of definition of mortality on hospital profiles. Med. Care. 2002;40(1):7–16.

18. Slobbe LCJ, Arah OA, de Bruin A, et al. Mortality in Dutch hospitals: trends in time, place and cause of death after admission for myocardial infarction and stroke. An observational study. BMC Health Serv. Res. 2008;8:52.

19. Lamarche-Vadel A, Pavillon G, Aouba A, et al. Automated comparison of last hospital main diagnosis and underlying cause of death ICD10 codes, France, 2008-2009. BMC Med. Inform. Decis. Mak. 2014;14(1):44.

20. Bulletin Officiel. Guide méthodologique de production des informations relatives à l'activité médicale et à sa facturation en médecine, chirurgie, obstétrique et odontologie. 2009;

21. World Health Organisation. International Statistical Classification of Diseases and Related Health Problems. Tenth Revision. ICD-10: Volume 2. Instruction Manual. 1993 160 p.

22. Johansson LA, Pavillon G. IRIS: A language-independent coding system based onthe NCHS system MMDS. Tokyo: 2005

23. Pavillon G, Johansson LA. The Iris international coding system of causes of death. Brasilia, Brazil: 2012

24. Peters K, ed. Recommendations from the First International Collaborative Effort on Automating Mortality Statistics. In: Proceedings of the International Collaborative Effort on Automating Mortality Statistics. U.S. Department of health and humans services, Centers for Disease Control and Prevention, National Center for Health Statistics; 1996

25. Center for Disease Control and Prevention. www.cdc.gov/nchs/nvss/mmds/about_mmds.htm.

26. Aylin P, Bottle A, Middleton S. HSMR Mortality Indicators Full Methodology. Technical document. In: Understanding HSMRs - a toolkit on hospital standardised mortality ratios. Dr Foster Intelligence; 2012

27. Ben-Tovim D, Woodman R, Harrison J, et al. Measuring andreportingmortality in hospitalpatients. Canberra: AIHW; 2009.

28. Royston P, Sauerbrei W. Multivariable Model - Building: A Pragmatic Approach to Regression Anaylsis based on Fractional Polynomials for Modelling Continuous Variables. John Wiley & Sons; 2008 324 p.

29. Rey G, Jougla E, Fouillet A, et al. Ecological association between a deprivation index and mortality in France over the period 1997 - 2001: variations with spatial scale, degree of urbanicity, age, gender and cause of death. BMC Public Health. 2009;9:33.

30. Charlson ME, Pompei P, Ales KL, et al. A new method of classifying prognostic comorbidity in longitudinal studies: development and validation. J. Chronic Dis. 1987;40(5):373–383.

31. Bottle A, Aylin P. Comorbidity scores for administrative data benefited from adaptation to local coding and diagnostic practices. J. Clin. Epidemiol. 2011;64(12):1426–1433.

32. Hosmer DW, Lemeshow S. Applied logistic regression. New York: Wiley; 2000.

33. Spiegelhalter DJ. Funnel plots for comparing institutional performance. Stat. Med. 2005;24(8):1185–1202.

34. Lilford R, Pronovost P. Using hospital mortality rates to judge hospital performance: a bad idea that just won't go away. BMJ. 2010;340:c2016.

35. Van Gestel YRBM, Lemmens VEPP, Lingsma HF, et al. The hospital standardized mortality ratio fallacy: a narrative review. Med. Care. 2012;50(8):662–667.

36. Friese CR, Earle CC, Silber JH, et al. Hospital characteristics, clinical severity, and outcomes for surgical oncology patients. Surgery. 2010;147(5):602–609.

37. Bruce J, Russell EM, Mollison J, et al. The measurement and monitoring of surgical adverse events. Health Technol. Assess. Winch. Engl. 2001;5(22):1–194.

38. Rosenthal GE. Weak associations between hospital mortality rates for individual diagnoses: implications for profiling hospital quality. Am. J. Public Health. 1997;87(3):429–433.

39. Lilford RJ, Brown CA, Nicholl J. Use of process measures to monitor the quality of clinical practice. BMJ. 2007;335(7621):648–650.

40. Shojania KG, Forster AJ. Hospital mortality: when failure is not a good measure of success. CMAJ Can. Med. Assoc. J. J. Assoc. Medicale Can. 2008;179(2):153–157.

41. Scott IA, Brand CA, Phelps GE, et al. Using hospital standardised mortality ratios to assess quality of care--proceed with extreme caution. Med. J. Aust. 2011;194(12):645–648.

42. Girling AJ, Hofer TP, Wu J, et al. Case-mix adjusted hospital mortality is a poor proxy for preventable mortality: a modelling study. BMJ Qual. Saf. 2012;21(12):1052–1056.

43. Shahian DM, Iezzoni LI, Meyer GS, et al. Hospital-wide mortality as a quality metric: conceptual and methodological challenges. Am. J. Med. Qual. Off. J. Am. Coll. Med. Qual. 2012;27(2):112–123.

44. Lilford R, Mohammed MA, Spiegelhalter D, et al. Use and misuse of process and outcome data in managing performance of acute medical care: avoiding institutional stigma. Lancet. 2004;363(9415):1147–1154.

45. Taylor P. Standardized mortality ratios. Int. J. Epidemiol. 2013;42(6):1882–1890.

46. Spiegelhalter D. Statistics behind the headlines. Have there been 13,000 needless deaths at 14 NHS trusts? BMJ. 2013;347:f4893.

Tableau 1. Characteristics of the acute care stays 2009, France.

Stays characteristics		
Stays of all patients (N=11 526 545)		
Male sex rate	44.2%	
Average age in years (SD)	50.3	(23.3)
Average LOS in days (SD)	3.4	(6.5)
LOS ≤ 30 days rate	99.2%	
Transfer-out rate	7.5%	
Stays of patients deceased within 365 p.a. (N=838 465)		
Male sex rate	43.1%	
Average age in years (SD)	71.3	(15.7)
Average LOS in days (SD)	7.3	(11.1)
LOS ≤ 30 days rate	96.2%	
Transfer-out rate	8.2%	
Survivor rate* among patients deceased in hospital (N=116 085)		
At 30 dpa	7.8%	
At 60 dpa	1.5%	
At 90 dpa	0.5%	
At 180 dpa	0.05%	
Crude mortality rates	**All deaths**	**Without deaths considered independent**
In-hospital	1.0%	1.0%
At 30 dpa	1.6%	1.5%
At 60 dpa	2.5%	2.3%
At 90 dpa	3.3%	3.0%
At 180 dpa	4.9%	4.3%
At 365 dpa	7.3%	6.3%

SD: standard deviation (SD); LOS: length of stay; dpa: days post-admission

* Survivor rate at a given term after admission defined as proportion of the in-hospital deaths occurring later than this term.

Tableau 2. Proportions of outliers according to the definition of control limits and the timeframe, 2009, France.

Control limits	2 SD Poisson (classic definition)		2 SD Poisson and fixed limits	
HSMR	% Lower outlier	% Upper outlier	% Lower outlier*	% Upper outlier**
In-hospital	27,9%	11,1%	26,2%	9,4%
30 dpa	19,9%	14,0%	16,7%	11,4%
60 dpa	21,9%	16,3%	17,1%	11,3%
90 dpa	25,2%	17,0%	18,3%	10,6%
180 dpa	27,7%	17,2%	20,5%	8,0%
365 dpa	29,8%	17,7%	18,2%	5,8%

HSMR: hospital standardized mortality ratio; dpa: days post-admission
* HSMR < -2SD Poisson and HSMR < 1/1.2
** HSMR > 2SD Poisson and HSMR > 1.2

Tableau 3. Association between in-hospital or early post-discharge mortality and average length of stay or transfer-out-rate, 2009, France.

Mortality Indicator	Hospital characteristics	RR**	95% CI
In-hospital HSMR	Average LOS (days)	1.03	[1.02-1.04]
	Transfer-out rate	0.96	[0.94-0.98]
Early post-discharge*	Average LOS (days)	0.97	[0.96-0.99]
	Transfer-out rate	1.04	[1.02-1.06]

HSMR: hospital standardized mortality ratio; LOS: length of stay
RR: relative risk; 95% CI: 95% confidence interval
* Early post-discharge mortality defined as death between discharge and 30 dpa
** RR gives the variation of the HSMR value for an increase of one day of average LOS or an increase of 10 points of the transfer-out-rate

Tableau 4. Intraclass correlation between early post-discharge mortality and in-hospital mortality and between 30-day post-admission mortality and later mortality, 2009, France.

Indicator 1	Indicator 2	ICC	IC 95% CI
Early post-discharge*	**In-hospital 30 dpa**	0.28	[0.21 – 0.37]
[31-60 dpa]	**[0-30 dpa]**	0.93	[0.91 – 0.96]
[61-90 dpa]	**[0-30 dpa]**	0.85	[0.81 – 0.89]
[91-180 dpa]	**[0-30 dpa]**	0.76	[0.71 – 0.81]
[181-365 dpa]	**[0-30 dpa]**	0.67	[0.61 – 0.72]

ICC: Intra-class correlation coefficient; 95% CI: 95% confidence interval

* Early post-discharge mortality defined as death between discharge and 30 days post admission

Tableau 5. Comparison of the different HSMRs: Pearson correlation coefficient, % of difference over 20% and significant, Kappa coefficient of the outlier status, 2009, France.

HSMR 1	HSMR 2	Pearson correlation coefficient	Diff > 20% *	Kappa coefficient**	
			% of hospitals	Coef.	95% CI
In-hospital	**30 dpa**	0.65	24.3%	0.54	[0.54 – 0.55]
60 dpa	**30 dpa**	0.92	3.0%	0.80	[0.80 – 0.81]
90 dpa	**30 dpa**	0.90	6.4%	0.71	[0.71 – 0.72]
180 dpa	**30 dpa**	0.82	12.3%	0.44	[0.44 – 0.45]
365 dpa	**30 dpa**	0.74	14.7%	0.31	[0.30 – 0.31]
30 dpa w/o Indep	**30 dpa**	0.98	0.2%	0.94	[0.94 – 0.94]
60 dpa w/o Indep	**60 dpa**	0.98	0.2%	0.91	[0.91 – 0.91]
90 dpa w/o Indep	**90 dpa**	0.98	0.6%	0.89	[0.89 – 0.89]
180 dpa w/o Indep	**180 dpa**	0.98	0.7%	0.84	[0.83 – 0.84]
365 dpa w/o Indep	**365 dpa**	0.97	0.7%	0.85	[0.85 – 0.86]

dpa: days post-admission; without independent deaths (w/o Indep)

* Diff>20% is defined as the percentage of hospitals whose HSMR1 to HSMR2 ratio is greater than 0.2 or smaller than 1/0.2 and statistically significant

**Weighted Kappa coefficient of outlier status : upper-outlier/inlier/lower-outlier

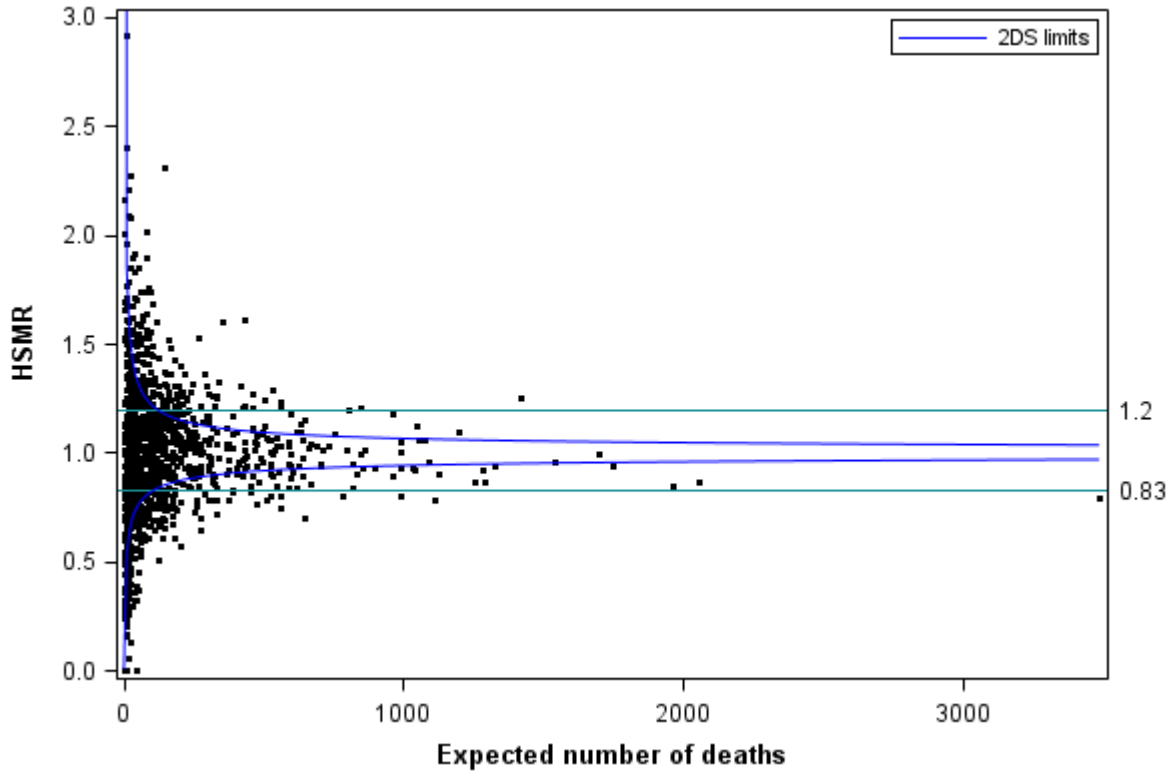
SDC file 1 : Parameters of the different models

Model	Number of CCS categories 80% *	Number of diagnostic groups	Number of estimated parameters	C Stat	Hosmer-Lemeshow
In-hospital	42	52	1458	0.948	154.2
All deaths					
30 dpa	53	63	1779	0.936	240.4
60 dpa	59	69	1897	0.932	143.0
90 dpa	63	73	2118	0.928	466.8
180 dpa	66	76	2226	0.924	600.4
365 dpa	70	80	2350	0.921	353.2
Without deaths considered independent					
30 dpa	50	60	1699	0.941	140.5
60 dpa	55	65	1790	0.936	112.3
90 dpa	58	68	1975	0.934	94.3
180 dpa	60	70	2057	0.931	148.9
365 dpa	63	73	2157	0.928	116.2

Abbreviations : days post-admission (dpa); clinical classification system (CCS)

*Number of CCS categories accounting for 80% of the deaths

SDC file 2 : Funnel plot showing hospitals HSMRs at 30 days post-admission with 2 Standard Deviations control limits and complementary outlier definition, France 2009



The standard error (SD) is estimated as the one obtained under the Null Hypothesis, if O, the observed number of deaths, follows a Poisson distribution of parameter E, the expected number of deaths. Then, SD = 1/E and the upper (respectively lower) limit is equal to exp(1+2SD) (respectively exp(1-2SD).

An upper outlier is defined as an observation above the 2 standard deviation line and above the 1.2 line.

A lower outlier is defined as an observation below the 2 standard deviation line and below the 1/1.2 = 0.83 line.

SDC file 3 : Calculation formula for the interval indicators

For the 60, 90, 180 and 365 days post-admission terms called "e" (for end), we calculated the number of predicted deaths for each hospital, knowing that the patient was alive at the preceding term called "b" (for beginning), with the following formula:

$$E_H^{e/b} = \sum_{\substack{s \in H, \\ s \text{ is alive at } b \text{ days}}} \frac{p_s^e - p_s^b}{1 - p_s^b}$$

Where H is a hospital, and s is one of the stays of the hospital.

SDC file 4 : Intraclass correlation coefficients

Let "i" be an hospital and "d" be an indicator. $HSMR_{i,d}$ is defined as the ratio of the Observed number of deaths ($O_{i,d}$) and the Expected number of deaths ($E_{i,d}$). The Intraclass Correlation Coefficient (ICC) described here is intended to measure the correlation between the expectations of $HSMR_{i,d}$ for two different d.

$E_{i,d}$ is considered known. Knowing the parameter $\lambda_{i,d}$, $O_{i,d}$ is supposed to follow a Poisson ($\lambda_{i,d}$) distribution. For this calculation, we further hypothesized that $\lambda_{i,d}/E_{i,d}$, the expectation, of $HSMR_{i,d}$, follows a Normal distribution.

The calculation of this correlation is performed by using a mixed log-linear Poisson modelling with unstructured random effects.

The model can be presented as follows:

$$(O_{i,d}|\alpha, u_{i,d}) \sim Poisson(\lambda_{i,d})$$

$$\log(\lambda_{i,d}) = \alpha + u_{i,d} + \log(E_{i,d})$$

$$\begin{pmatrix} u_{i,1} \\ u_{i,2} \end{pmatrix} \sim N(0, \Sigma),\ \Sigma = \begin{pmatrix} \sigma_1^2 & \rho \\ \rho & \sigma_2^2 \end{pmatrix}$$

With i= 1, …, n hospitals

d=1, 2 the two indicators

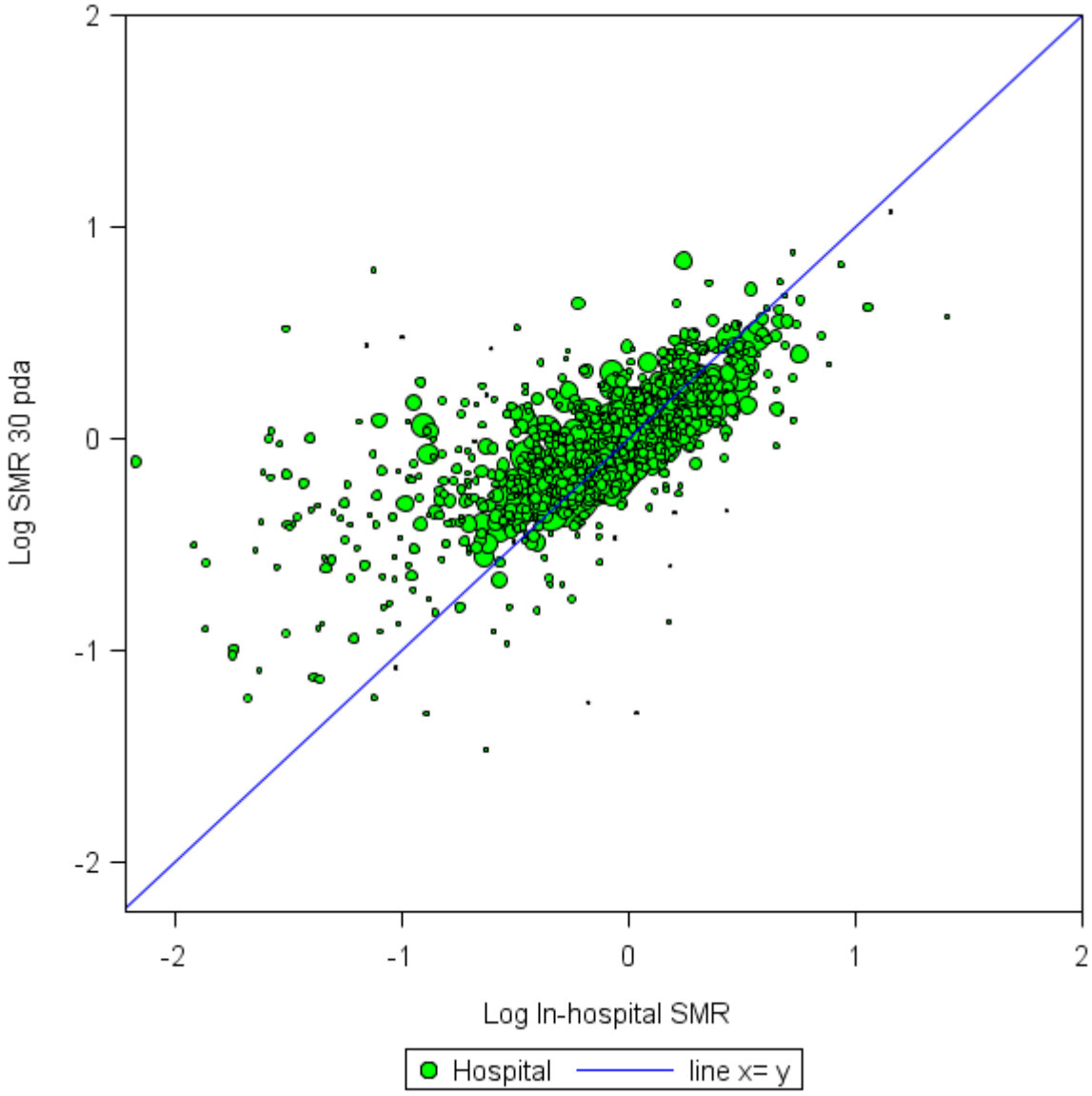
N= total number of observations (N= n x 2)

We obtained:

$Corr(E(HSMR_{i,1}/\lambda_{i,1}), E(HSMR_{i,2}/\lambda_{i,2})) = \rho$, corresponding to the correlation between the expectations of $HSMR_{i,d}$ for each hospital i.

Compared to the usual Pearson coefficient, ICC disentangles the observed HSMR from its expectation. Basically, Poisson variance, strictly at random and not of interest for analytical purposes, is removed from the calculations to consider only meaningful covariations.

SDC file 5 : Scatter plot of Log in-hospital HSMR versus Log 30-day HSMR

Each bubble represents one hospital with size proportional to the number of expected deaths. The line represents equality of the in hospital and the 30-day HSMR.

Quite a few hospitals with very low in-hospital HSMR appear to have a not so low 30-day HSMR, most probably due to discharge bias.