

> SOMMAIRE // Contents

ARTICLE // Article

Inégalités sociales d'accès aux soins
et à la prévention en Midi-Pyrénées,
France, 2012
// Social inequalities of access to care
and prevention in the Midi-Pyrénées region,
France, 2012.....p. 2

Cyrille Delpierre et coll.

*Inserm, UMR1027, Toulouse, France ; Université Toulouse III,
Toulouse, France / Institut fédératif d'études et de recherches
interdisciplinaires santé société (Iferiss), France*

ARTICLE // Article

Évaluation de la qualité métrologique
des données du PMSI concernant l'accident
vasculaire cérébral en France
// Evaluation of metrologic quality
of the French National Hospital Discharge
Database for strokep. 8

Maurice Giroud et coll.

*Registre dijonnais des AVC (Inserm, Institut de veille sanitaire) ;
Faculté de médecine de Dijon ; Université de Bourgogne
et CHU de Dijon, Dijon, France*

REMERCIEMENTS AUX RELECTEURSp. 16

La reproduction (totale ou partielle) du BEH est soumise à l'accord préalable de l'InVS. Conformément à l'article L. 122-5 du code de la propriété intellectuelle, les courtes citations ne sont pas soumises à autorisation préalable, sous réserve que soient indiqués clairement le nom de l'auteur et la source, et qu'elles ne portent pas atteinte à l'intégrité et à l'esprit de l'oeuvre. Les atteintes au droit d'auteur attaché au BEH sont passibles d'un contentieux devant la juridiction compétente.

Retrouvez ce numéro ainsi que les archives du Bulletin épidémiologique hebdomadaire sur <http://www.invs.sante.fr/Publications-et-outils/BEH-Bulletin-epidemiologique-hebdomadaire>

Directeur de la publication : François Bourdillon, directeur général de l'InVS et de l'Inpes

Rédactrice en chef : Judith Benrekassa, InVS, redactionBEH@invs.sante.fr

Rédactrice en chef adjointe : Jocelyne Rajnchapel-Messai

Secrétaire de rédaction : Farida Mihoub

Comité de rédaction : Dr Juliette Bloch, Anses ; Cécile Brouard, InVS ; Dr Sandrine Danet, HCAAM ; Mounia El Yamani, InVS ; Dr Claire Fuhrman, InVS ; Dr Bertrand Gagnière, Cire Ouest ; Dr Françoise Hamers, Haute Autorité de santé ; Dr Nathalie Jourdan-Da Silva, InVS ; Agnès Lefranc, InVS ; Dr Marie-Eve Raguenaud, Cire Limousin/Poitou-Charentes ; Dr Sylvie Rey, Drees ; Hélène Therre, InVS ; Stéphanie Toutain, Université Paris Descartes ; Dr Philippe Tuppin, CnamTS ; Pr Isabelle Villena, CHU Reims.

Institut de veille sanitaire - Site Internet : <http://www.invs.sante.fr>

Prépresse : Jouve

ISSN : 1953-8030

INÉGALITÉS SOCIALES D'ACCÈS AUX SOINS ET À LA PRÉVENTION EN MIDI-PYRÉNÉES, FRANCE, 2012

// SOCIAL INEQUALITIES OF ACCESS TO CARE AND PREVENTION IN THE MIDI-PYRÉNÉES REGION, FRANCE, 2012

Cyrille Delpierre¹ (cyrille.delpierre@inserm.fr), Romain Fantin¹, Haithem Chehoud², Valérie Nicoules², Annette Bayle³, Arnaud Souche⁴, Maëla Tanguy⁵, Jean-Paul Valière⁶, Françoise Cayla⁷, Pascale Grosclaude^{1,8}, Denis Ducros²

¹ Inserm, UMR1027, Toulouse, France ; Université Toulouse III, Toulouse, France / Institut fédératif d'études et de recherches interdisciplinaires santé société (Iferiss), France

² Agence régionale de santé Midi-Pyrénées, Toulouse, France

³ Mutualité sociale agricole (MSA) Midi-Pyrénées Sud, Toulouse, France

⁴ Direction régionale du service médical Midi-Pyrénées, Toulouse, France

⁵ Régime social des indépendants (RSI) Midi-Pyrénées, Balma, France

⁶ Mutualité sociale agricole (MSA) Midi-Pyrénées Nord, Rodez, France

⁷ Observatoire régional de la santé (ORS) Midi-Pyrénées, Toulouse, France

⁸ Institut Claudius Regaud, IUCT-O, Registre des cancers du Tarn, Toulouse, France

Soumis le 01.07.2015 // Date of submission: 07.01.2015

Résumé // Abstract

Introduction – L'objectif était de décrire les inégalités sociales de recours aux soins et à la prévention en région Midi-Pyrénées à partir des bases de données de l'Assurance maladie et d'un indicateur écologique de défavorisation.

Méthodes – La population correspond aux bénéficiaires adultes des trois principaux régimes d'assurance maladie au 31 décembre 2012, soit plus de 2 millions de personnes. Dix indicateurs de recours aux soins et à la prévention, calculés sur 12 mois, ont été construits. L'influence du niveau socioéconomique, mesuré par un indice écologique de défavorisation, l'*European Deprivation Index* (EDI), calculé après géocodage de l'adresse exacte de la personne et attribution de l'Iris correspondant à cette adresse, a été analysée après ajustement sur l'âge, le sexe et l'exonération du ticket modérateur pour affection de longue durée.

Résultats – Une diminution régulière de la consommation de soins – consultation d'un médecin généraliste ou d'un gynécologue au moins une fois dans l'année, soins dentaires conservateurs, remboursement de frais d'optique et recours à la mammographie et au frottis – a été observée avec l'augmentation de la défavorisation. Ce gradient social était inversé pour la consommation d'anxiolytiques et l'extraction dentaire. Aucun gradient social n'apparaissait dans la population des diabétiques traités, des différences sociales n'étant observées que pour la consultation d'ophtalmologie.

Discussion – Un gradient social de recours aux soins et à la prévention a été largement observé en Midi-Pyrénées. Ce travail montre qu'il est possible d'approcher les inégalités sociales de santé à partir des bases de données médico-administratives, notamment pour les décrire à une échelle géographique fine.

Introduction – The objective was to describe social inequalities in healthcare use in the Midi-Pyrénées region (France) based on health insurance data and an ecological index of deprivation.

Methods – The sample was selected from the three main French health insurance schemes databases, consisting of adult users entitled to health insurance as of 31 December 2012, which represents more than 2 million people. Ten indicators of healthcare use, calculated over 12 months, were constructed. An ecological deprivation index, the *European Deprivation Index* (EDI), which is calculated based on the geocoded addresses of the participants and the corresponding area code (IRIS) associated with that address, was used as a proxy for socioeconomic position. Multivariate analyses of the association between the deprivation index and healthcare use are adjusted for age, sex and exemption from co-payments because of long-term illness.

Results – A graded decline in healthcare use is observed with increased deprivation for a number of healthcare uses including, consulting a GP or gynaecologist at least one per year, having dental care, reimbursements for optical care, and mammography and cervical smears. The social gradient is reversed for anxiolytic consumption and tooth extraction. Among the treated diabetic population a gradient was observed for consultations with an ophthalmologist, but not for any other healthcare use.

Discussion – A social gradient in healthcare use and prevention is widely observed in the Midi-Pyrénées region. This work shows that it is possible to measure social health inequalities from health insurance databases, particularly for describing such inequalities at a small geographic scale.

Mots-clés : Inégalités sociales de santé, Bases de données médico-administratives, Offre de soins, Consommation de soins, Région Midi-Pyrénées

// **Keywords**: Social inequalities in health, Medico-administrative databases, Access to care, Healthcare use, Midi-Pyrénées region

Introduction

La réduction des inégalités sociales de santé (ISS) représente une priorité de santé publique en France. Elle s'inscrit comme un des objectifs prioritaires des Plans cancer et apparaît dans les Plans stratégiques régionaux de santé de plusieurs Agences régionales de santé (ARS). En 2009, deux rapports du Haut Conseil de la santé publique (HCSP) répondant à des saisines gouvernementales ont pointé le manque, en France, d'un véritable système de surveillance des ISS^{1,2}. Rappelant que la capacité à mesurer est un préalable à l'action, le HCSP a insisté sur l'importance d'une production régulière de données sur les ISS en France, ce qui nécessite d'intégrer ou de récupérer des données sociales dans les enquêtes et systèmes d'information en santé et de développer la production de données à un échelon géographique fin.

En pratique, diverses approches existent pour mesurer la position socioéconomique. Au niveau individuel, le statut socioéconomique est principalement approché par trois dimensions : le revenu, l'éducation, l'emploi et/ou la catégorie socioprofessionnelle qui figurent rarement dans les dossiers médicaux et sont souvent manquantes dans les enquêtes par questionnaire, au risque d'introduire un biais. Afin de suppléer le manque de données individuelles, les mesures des caractéristiques socioéconomiques des zones de résidence sont fréquemment utilisées. L'objectif de ces indicateurs écologiques est d'assigner à chaque individu, en utilisant l'adresse de son domicile, une information socioéconomique calculée à partir des caractéristiques de son territoire de résidence. La majorité des indices géographiques sont des indices composites combinant plusieurs variables disponibles au niveau écologique, indices dits de défavorisation, laquelle est définie comme « *un état de désavantage observable et démontrable relatif à la communauté locale ou plus largement à la société à laquelle appartient une personne, une famille ou un groupe* »³. Les indices de défavorisation, principalement construits à partir des données de recensement de population, ont d'abord été développés au début des années 1970 au Royaume-Uni et, plus récemment, en France.

Le croisement de données issues des bases médico-administratives des régimes d'assurance maladie, qui disposent des adresses, avec un indicateur écologique de défavorisation pourrait pallier en partie le manque de données sociales collectées en routine et offrir une vraie opportunité pour étudier les ISS en France⁴. L'objectif de notre étude était de décrire les inégalités sociales de recours aux soins et à la prévention en région Midi-Pyrénées, à partir de données issues des bases de données de l'Assurance maladie et d'un indicateur écologique de défavorisation.

Méthodes

Population

La population retenue était celle des bénéficiaires des trois principaux régimes d'assurance maladie – Régime général (RG), Mutualité sociale agricole (MSA)

et Régime social des indépendants (RSI) – ayant des droits ouverts et résidant en Midi-Pyrénées au 31 décembre 2012. Pour chaque régime, certaines populations ont été exclues en raison des différences de gestion des ressortissants : les sections locales mutualistes pour le RG, le groupement des assureurs maladie des exploitants pour la MSA et les professions libérales pour le RSI. Les personnes décédées ont également été exclues. Afin d'éviter certains biais de sélection pour les classes d'âge les plus jeunes, par exemple le recours des enfants à la Protection maternelle et infantile (PMI), la population étudiée a été restreinte aux personnes de 18 ans et plus.

Une autorisation a été obtenue pour la réalisation de cette étude auprès de la Commission nationale de l'informatique et des libertés (Cnil) sous le n° 1634837.

Indicateurs marqueurs du recours aux soins et à la prévention

Les indicateurs choisis, ainsi que la méthodologie utilisée, ont été décrits dans un article précédemment publié⁴. Ils intègrent les grandes orientations de la Stratégie nationale de santé⁵. Ils concernaient principalement les soins de premier recours (soins primaires) et la prévention.

Pour caractériser le recours primaire aux soins, les indicateurs retenus correspondaient à la proportion de la population bénéficiaire d'au moins une consultation chez un médecin généraliste et à la proportion des femmes ayant bénéficié d'au moins une consultation chez un médecin gynécologue.

Des marqueurs de la qualité de la prise en charge ont été étudiés chez les patients diabétiques traités de 50 ans et plus, à savoir : la part des patients ayant bénéficié d'au moins un fond d'œil ou d'une rétinographie ou d'une consultation chez un médecin ophtalmologiste, et la proportion de ceux ayant eu au moins trois dosages de l'hémoglobine glyquée sur 12 mois.

Pour approcher le recours à la prévention, deux indicateurs ont été retenus : la proportion de femmes de 50 à 74 ans ayant bénéficié d'au moins une mammographie et de femmes de 25 à 64 ans ayant bénéficié d'au moins un frottis cervico-utérin.

Pour examiner le recours à des soins pour lesquels des inégalités d'accès sont notoirement reconnues, tels que les soins dentaires et l'optique, trois indicateurs ont été construits : part de la population bénéficiaire d'au moins une extraction dentaire (hors dents de sagesse), d'au moins un soin dentaire conservateur et d'au moins un remboursement de lunettes de vue ou de lentilles.

Enfin, un indicateur de consommation médicamenteuse connu pour être socialement différencié⁶ a été retenu, à savoir la proportion de la population bénéficiaire d'au moins trois délivrances d'anxiolytiques.

Tous ces indicateurs de recours aux soins ou à la prévention ont été calculés sur 12 mois [MSA et RSI, année 2012, RG mars 2012-février 2013]. Les bénéficiaires non-consommants ont été inclus dans le calcul.

Variables collectées

Les données individuelles retenues correspondaient à trois variables reconnues comme déterminant des besoins en soins. Il s'agit de l'âge, du sexe et de l'exonération du ticket modérateur pour affection de longue durée (ALD), fréquemment utilisée comme une variable *proxy* de l'état de santé⁷.

Indicateur de défavorisation : l'European Deprivation Index

Le niveau socioéconomique a été mesuré grâce à un indice écologique de défavorisation, l'*European Deprivation Index* (EDI), calculé après géocodage de l'adresse exacte de la personne et attribution de l'Iris correspondant à cette adresse. L'Iris (îlots regroupés pour l'information statistique) est une zone géographique incluant environ 2 000 personnes homogènes au niveau socioéconomique. En 2010, la région Midi-Pyrénées comptait 3 500 Iris. À chaque Iris a été attribuée une valeur de l'EDI, calculée à partir des données de recensement de 2007, une valeur élevée signifiant un niveau de défavorisation élevé de l'Iris. Nous avons utilisé une présentation de cet indicateur en déciles, calculés à partir de l'ensemble des Iris de France métropolitaine⁸.

Analyse statistique

Le lien entre chaque indicateur de recours aux soins et l'EDI a été analysé à l'aide d'un modèle de régression logistique ajusté sur l'âge, le sexe et le fait de bénéficier de l'ALD utilisé comme *proxy* de l'état de santé. Les odds ratios (OR) ajustés associés à chaque décile de l'EDI ont été représentés sous forme graphique en prenant comme référence l'EDI le plus favorisé (décile 1).

Concernant les indicateurs de prévention pour lesquels des recommandations existent (un frottis tous les trois ans chez les femmes de 25 à 65 ans et une mammographie tous les deux ans chez les femmes de 50 à 74 ans), la « sous-consommation de soins » absolue a été estimée en calculant le nombre de personnes qui auraient consommé si l'ensemble de la population avait eu le niveau de recours attendu par les programmes de dépistage, soit 33% de recours par an pour le frottis et 50% par an pour la mammographie. Par ailleurs, la sous-consommation relative a été estimée en calculant le nombre de personnes qui auraient consommé si, à âge, sexe et statut d'ALD égaux, l'ensemble de la population avait eu le même niveau de recours que celle du décile le plus favorisé. Pour chaque décile, la comparaison entre cette consommation théorique et la consommation observée permet d'approcher la sous-consommation, exprimée en nombre de recours non réalisés.

Les analyses statistiques ont été conduites à l'aide du logiciel Stata® SE 11.2.

Résultats

La population étudiée correspondait à celle des adultes de la région Midi-Pyrénées, soit plus

de 2 millions de personnes, dont 51,4% de femmes, d'âge moyen 50,1 ans et dont 18,4% avaient au moins une ALD.

De façon générale, dans l'ensemble de la population, plus les personnes vivaient dans une zone défavorisée, plus la consommation de soins (ajustée sur l'âge le sexe et une éventuelle ALD) était faible. Cela était observé pour le fait de consulter un médecin généraliste ou un gynécologue au moins une fois dans l'année, avec un OR calculé entre le décile le moins favorisé et le décile le plus favorisé (OR Q10 vs Q1) de, respectivement 0,80 et 0,59 (tableau). Cette différence prend la forme d'un gradient social qui se manifeste dans la figure par une diminution régulière de la consommation de soins avec l'augmentation de la défavorisation. Le phénomène était identique pour les soins dentaires s'ils étaient conservateurs, pour le remboursement de frais d'optique et pour les deux dépistages étudiés (concernant uniquement les femmes), la mammographie et le frottis.

Le gradient était inversé dans deux cas : la consommation d'anxiolytiques et l'extraction dentaire. Pour la consommation d'anxiolytiques, on observait une augmentation importante de la délivrance avec le niveau de défavorisation (OR Q10 vs Q1=1,48) et, pour l'extraction dentaire (OR Q10 vs Q1=1,20), une augmentation moins régulière qui concernait principalement les deux derniers déciles (figure).

Enfin, aucun gradient social n'apparaissait dans la population des diabétiques traités, pour laquelle les différences dans la qualité de la prise en charge étaient faibles mais réelles pour la consultation d'ophtalmologie (OR Q10 vs Q1=0,91) ou inexistantes pour le suivi biologique (dosage de l'hémoglobine glyquée : OR Q10 vs Q1=0,96).

En appliquant à l'ensemble de la population régionale le niveau de recours attendu par les programmes de dépistage, soit 33% des femmes de 25 à 65 ans avec un frottis par an et 50% des femmes de 50 à 74 ans avec une mammographie par an, la sous-consommation théorique sur un an a été estimée à 70 000 pour le recours à la mammographie et à 30 000 pour le frottis. En appliquant à l'ensemble de la population régionale le niveau de consommation du décile le plus favorisé, soit 34% pour la mammographie et 34% pour le frottis, la sous-consommation relative correspondrait à 10 000 mammographies et 36 000 frottis.

Discussion

Cette analyse met en évidence l'existence, au niveau global, d'une association entre le niveau de défavorisation et les niveaux de recours aux soins et à la prévention. Cette association prend le plus souvent la forme d'un gradient social plus ou moins marqué selon les indicateurs analysés, et ne se limite pas à la frange la plus défavorisée de la population.

Ce lien varie néanmoins en fonction de la nature des indicateurs étudiés. Pour le recours primaire aux soins, la probabilité de recours au médecin généraliste

Recours aux soins en fonction du niveau de défavorisation, Midi-Pyrénées (France), 2012

	Population concernée		Premier décile favorisé		Dernier décile défavorisé		OR - EDI(Q10) vs. EDI(Q1)	
	N	%	N ₀₁	%	N ₁₀	%		
Médecin généraliste ¹	2 033 985	74,73	211 225	76,76	141 494	72,42	0,80***	(0,788-0,814)
Gynécologue ^{1,2}	1 045 564	28,07	106 913	35,50	72 676	24,59	0,59***	(0,579-0,605)
Dentaire : extraction dentaire ¹	2 033 985	6,99	211 225	6,64	141 494	7,51	1,20***	(1,173-1,236)
Dentaire : soins conservateurs ¹	2 033 985	31,04	211 225	36,39	141 494	27,71	0,71***	(0,698-0,719)
Anxiolytiques ¹	2 033 985	7,55	211 225	5,91	141 494	8,53	1,48***	(1,441-1,522)
Lunettes de vue / lentilles ¹	2 033 985	17,61	211 225	21,16	141 494	14,87	0,70***	(0,687-0,713)
Diabétiques traités : ophtalmologiste ³	90 136	44,56	7 559	47,39	7 555	45,49	0,91**	(0,855-0,973)
Diabétiques traités : dosage de l'hémoglobine glyquée ³	90 136	47,60	7 559	46,75	7 555	45,61	0,96	(0,898-1,021)
Dépistage : mammographie ^{2,5}	365 948	30,77	39 668	33,68	22 948	26,49	0,70***	(0,679-0,730)
Dépistage : frottis cervico-utérin ^{2,4}	695 694	29,08	77 662	34,39	47 090	23,00	0,56***	(0,548-0,577)

Modèle ajusté sur âge, sexe et ALD. *** p<0,0001 ; ** p<0,01.

OR : Odds ratio ; EDI : *European Deprivation Index*.

¹ Population de 18 ans et plus ; ² Femmes seulement ; ³ Patients diabétiques traités de 50 ans et plus ; ⁴ 25 à 64 ans ; ⁵ 50 à 74 ans.

et au gynécologue décroît avec le niveau de défavorisation. Le niveau de prise en charge optimale n'étant pas connu, ce sous-recours important interroge. Il est ainsi difficile de savoir s'il s'agit d'une inégalité ou simplement d'une différence justifiée par des besoins en soins différents entre groupes sociaux. On peut néanmoins contester l'idée de différence de besoins lorsqu'on parle de prévention. Or, le taux de recours aux dépistages du cancer du sein et du cancer du col de l'utérus décroît fortement avec le niveau de défavorisation, notamment pour le cancer du col de l'utérus, traduisant une nette inégalité dans le recours à la prévention. On peut supposer que les campagnes de dépistage organisé du cancer du sein ont néanmoins permis de réduire le gradient social, moins marqué que pour le cancer du col de l'utérus mais qui reste toutefois important.

Deux indicateurs marqueurs de la qualité de la prise en charge des patients diabétiques traités ont été étudiés : un indicateur *proxy* de la surveillance du risque de rétinopathie diabétique et le dosage de l'hémoglobine glyquée. Ces recours semblent moins liés au niveau de défavorisation. Lorsqu'un patient diabétique est traité, la qualité du suivi biologique semble ainsi ne pas dépendre du niveau de défavorisation, comme retrouvé dans l'étude Entred⁹. Le recours à l'ophtalmologiste reste quant à lui plus limité pour les personnes moins favorisées, sans qu'un gradient soit mis en évidence. Dans notre étude, les personnes diabétiques ont été identifiées par le fait qu'elles étaient traitées (au moins trois délivrances d'un antidiabétique oral ou d'insuline dans l'année). Toutefois, celles qui ne se soignent pas

et qui pourraient présenter un profil social particulier ne sont pas prises en compte.

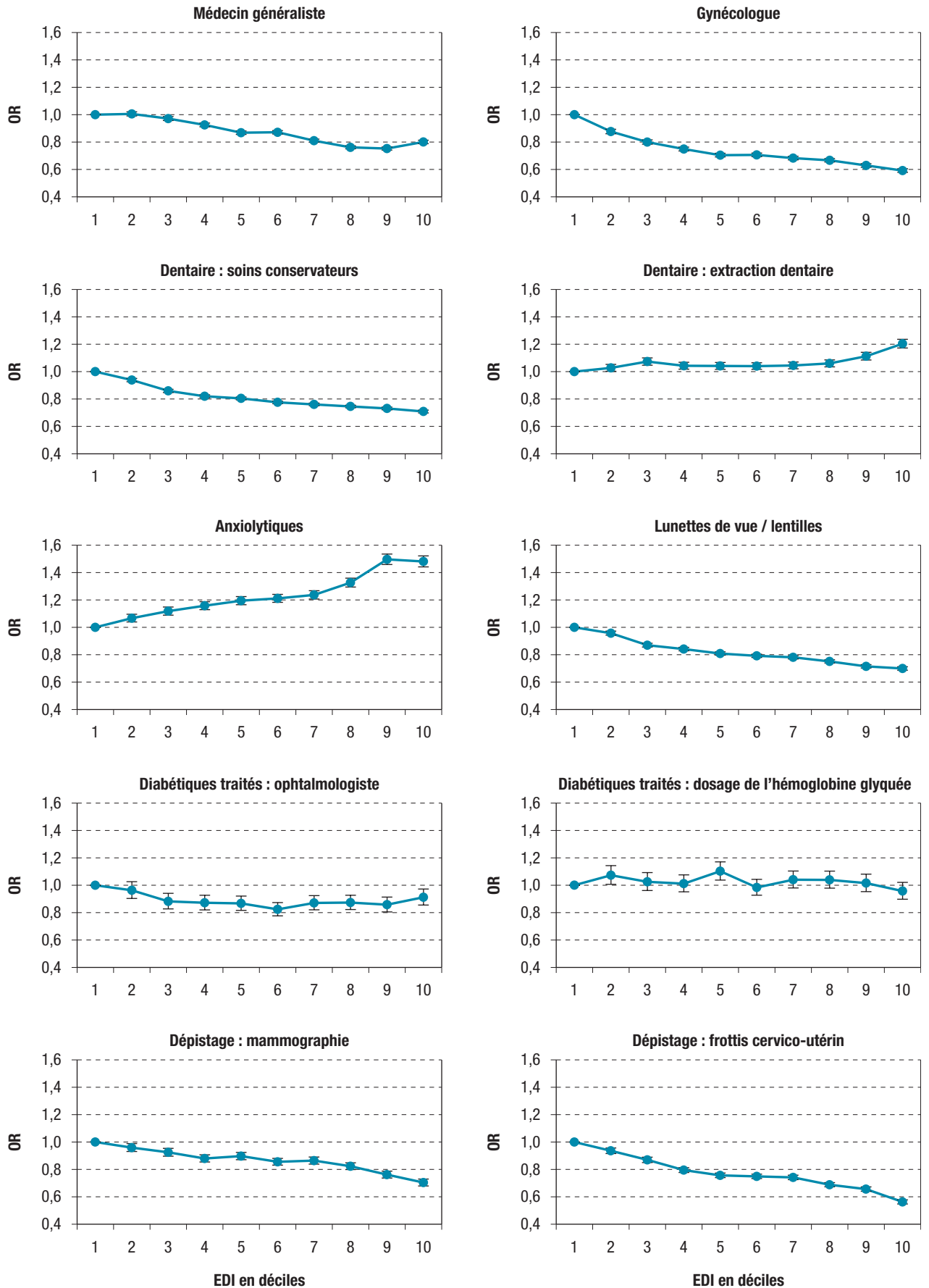
Dans le cas des indicateurs pour lesquels le reste à charge est important, les gradients sociaux sont nets. Pour le recours aux soins dentaires (soins conservateurs et extractions dentaires hors dents de sagesse), le recours aux soins conservateurs décroît régulièrement avec le niveau de défavorisation. À l'inverse, le recours à l'extraction augmente légèrement et, en particulier, pour les deux déciles les plus défavorisés (déciles 9 et 10). À ce titre, l'extraction dentaire pourrait refléter un état de santé davantage en lien avec une situation de précarité.

Pour les soins d'optique, la prise en charge de lunettes de vue ou de lentilles décroît nettement avec le niveau de défavorisation, ce qui semble confirmer que le reste à charge est un facteur de non recours. Un taux de renoncement à cette prise en charge estimé à 15,1% en 2012 était retrouvé pour les bénéficiaires de la CMU-C (Couverture maladie universelle complémentaire) dans l'Enquête sur la santé et la protection sociale (ESPS)¹⁰. Il n'est cependant pas possible d'écarter aussi un sur-recours des populations les plus favorisées qui augmenterait les écarts.

Le gradient social associé aux anxiolytiques est particulièrement important bien qu'ajusté sur l'âge, le sexe et l'état de santé. Le lien entre difficultés socio-économiques et santé mentale est bien connu et peut expliquer en partie ce gradient. Cependant, même si rien ne permet de l'affirmer, un sur-recours traduisant une tendance à la médicalisation de problèmes sociaux ne peut pas être exclu⁶.

Figure

Gradient social de recours aux soins pour chacun des indicateurs étudiés, Midi-Pyrénées (France), 2012.
Odds ratios (en fonction de l'indice de défavorisation ajustés sur l'âge, le sexe et l'ALD)



OR : odds ratio ; EDI : *European Deprivation Index*.

Limites

Cette étude comporte un certain nombre de limites inhérentes à l'utilisation de bases de données médico-administratives. Seuls les bénéficiaires des trois principaux régimes d'assurance maladie sont ici considérés (87% de la population de la région). Les données des régimes spéciaux et les bénéficiaires des sections locales mutualistes ne sont pas intégrées. Un biais de sélection existe donc. De plus, certaines catégories de population domiciliées auprès d'une institution et disposant d'une même adresse fictive ou imposée (personnes incarcérées, personnes sans domicile fixe, enfants pris en charge par l'Aide sociale à l'enfance) sont exclues des analyses. Les recours en consultation externe ne sont pas pris en compte. Enfin, il existe probablement une infime fraction des prestations qui ne sont pas présentées au remboursement par les bénéficiaires. Cette pratique marginale est probablement d'autant moins répandue que le niveau socioéconomique du bénéficiaire est faible et ne peut donc pas expliquer à elle seule les gradients de recours observés.

Une autre limite concerne la nature des données individuelles disponibles dans les bases médico-administratives, notamment au regard de l'analyse des ISS. Nos analyses sont ajustées sur l'âge, le sexe et le fait d'avoir une ALD car ces trois variables influencent les besoins en soins. Toutefois, l'information relative à l'ALD comporte des biais connus, notamment le fait qu'une personne peut ne pas demander l'exonération au titre de l'ALD pour des raisons personnelles : complémentaire santé offrant des garanties élevées, confidentialité...

Enfin, le niveau socioéconomique des individus a été approché par un indice écologique de défavorisation. La précision de la mesure est déterminée par sa méthodologie de construction qui repose notamment sur sa résolution géographique. La résolution géographique de l'indice doit être la plus élevée possible afin de limiter le biais écologique, la précision des mesures socioéconomiques diminuant avec la taille de l'unité géographique utilisée. L'EDI est le seul indice de défavorisation défini à ce jour au niveau de l'Iris, pour l'ensemble du territoire national. Néanmoins, comme tout indice écologique, il est exposé au risque d'attribuer à tort à un individu le niveau de défavorisation de la zone dans laquelle il vit. L'utilisation d'un indice composite permet néanmoins d'approcher la notion de défavorisation, par nature multidimensionnelle et donc partiellement appréhendée par les dimensions du contexte prises isolément. De plus, en tant qu'indice écologique de défavorisation, il n'est pas qu'un *proxy* des caractéristiques individuelles mais aussi un *proxy* des caractéristiques du contexte dans lequel vivent les individus. Disposer d'informations sur le contexte, comme l'offre de soins par exemple, permettra de mieux préciser la nature des liens observés entre défavorisation et recours aux soins.

Conclusion

Ce travail a mis en évidence l'existence d'un lien fort entre caractéristiques sociales et niveau de recours

aux soins et à la prévention en Midi-Pyrénées, malgré l'existence de mécanismes de compensation comme la CMU-C, centrés sur les populations les plus précaires. Ce lien prend majoritairement la forme d'un gradient social de recours. En fonction des indicateurs, notamment pour la prévention, ces gradients reflètent une sous-consommation des personnes vivant dans les zones moins favorisées et donc de réelles inégalités sociales de recours. Ce travail, conduit à partir des bases de données médico-administratives, prouve qu'il est possible d'approcher les ISS à partir de ces sources de données, notamment pour les décrire à une échelle géographique fine. On ne peut qu'insister sur l'intérêt de compléter ces bases avec d'autres types de données qui pourraient permettre d'analyser plus finement les mécanismes en jeu dans la genèse des ISS. De manière opérationnelle, ces résultats pourraient permettre d'identifier les territoires d'intervention prioritaires pour le déploiement et le suivi de politiques publiques visant à la réduction des ISS. ■

Remerciements

Les auteurs remercient les trois principaux régimes d'assurance maladie de la région Midi-Pyrénées (Direction régionale du service médical Midi-Pyrénées, Association régionale des organismes de Mutualité sociale agricole Midi-Pyrénées, Régime social des indépendants Midi-Pyrénées), l'Institut fédératif d'études et de recherches Interdisciplinaires santé société, l'Observatoire régional de la santé Midi-Pyrénées ainsi que l'Agence régionale de santé Midi-Pyrénées.

Références

- [1] Haut Conseil de la santé publique. Les systèmes d'information pour la santé publique. Paris: HCSP; 2009. 38 p. <http://www.hcsp.fr/explore.cgi/avisrapportsdomaine?clefr=175>
- [2] Haut Conseil de la santé publique. Les inégalités sociales de santé : sortir de la fatalité. Paris: HCSP; 2009. 99 p. <http://www.hcsp.fr/explore.cgi/avisrapportsdomaine?clefr=113>
- [3] Townsend P. Deprivation. *J Soc Pol.* 1987;16:125-46.
- [4] Ducros D, Nicoules V, Chehoud H, Bayle A, Souche A, Tanguy M, *et al.* Les bases médico-administratives pour mesurer les inégalités sociales de santé. *Santé Publique.* 2015;27:383-94.
- [5] Stratégie nationale de santé, feuille de route. Paris: Ministère des Affaires Sociales et de la Santé ; 2013. 32 p. <http://www.social-sante.gouv.fr/IMG/pdf/SNS-version-longue.pdf>
- [6] Le Moigne P. La prescription des médicaments psychotropes : une médecine de l'inaptitude ? *Déviance et Société.* 2003;27:285-96.
- [7] Saliba B, Ventelou B. Impact de l'état de santé sur le travail à temps partiel des Français, approche par les maladies chroniques, France, 2002-2003. *Bull Epidémiol Hebd.* 2007;(2-3):23-6. http://opac.invs.sante.fr/index.php?lvl=notice_display&id=2477
- [8] Pernet C, Delpierre C, Dejardin O, Grosclaude P, Launay L, Guittet L, *et al.* Construction of an adaptable European transnational ecological deprivation index: the French version. *J Epidemiol Community Health.* 2012; 66(11):982-9.
- [9] Fosse-Edorh S, Pernet C, Delpierre C, Rey G, Bihan H, Fagot-Campagna A. Associations entre niveau socioéconomique et recours aux soins des personnes diabétiques,

et évolutions entre 2001 et 2007, à partir d'une approche écologique. *Enquêtes Entred 2001 et 2007, France. Bull Epidémiol Hebd.* 2014;(30-31):500-6. http://opac.invs.sante.fr/index.php?lvl=notice_display&id=12281

rapport-556-enquete-sur-la-sante-et-la-protection-sociale-2012.html

Citer cet article

Delpierre C, Fantin R, Chehoud H, Nicoules V, Bayle A, Souche A, *et al.* Inégalités sociales d'accès aux soins et à la prévention en Midi-Pyrénées, France, 2012. *Bull Epidémiol Hebd.* 2016;(1):2-8. http://www.invs.sante.fr/beh/2016/1/2016_1_1.html

[10] Célant N, Guillaume S, Rochereau T. Enquête sur la santé et la protection sociale 2012. Rapport n° 556. Paris: Institut de recherche et de documentation en économie de la santé; 2014. 302 p. <http://www.irdes.fr/recherche/2014/>

ARTICLE // Article

ÉVALUATION DE LA QUALITÉ MÉTROLOGIQUE DES DONNÉES DU PMSI CONCERNANT L'ACCIDENT VASCULAIRE CÉRÉBRAL EN FRANCE

// EVALUATION OF METROLOGIC QUALITY OF THE FRENCH NATIONAL HOSPITAL DISCHARGE DATABASE FOR STROKE

Maurice Giroud¹ (maurice.giroud@chu-dijon.fr), Marc Hommel², Eric Benzenine³, Jérôme Fauconnier⁴, Yannick Béjot¹, Catherine Quantin^{5,6,7}

¹ Registre dijonnais des AVC (Inserm, Institut de veille sanitaire) ; Faculté de médecine de Dijon ; Université de Bourgogne et CHU de Dijon, Dijon, France

² CIC 003, CHU de Grenoble, France

³ Département de biostatistique, CHU de Dijon, France

⁴ TIMC-CNRS-UMR 5525 DIM, CHU de Grenoble, France

⁵ CHRU Dijon, Service de biostatistique et d'informatique médicale ; Université de Bourgogne Franche-Comté, Dijon, France

⁶ Inserm, CIC 1432, Dijon, France

⁷ Inserm UMR 1181, Université Bourgogne Franche-Comté, Dijon, France

Soumis le 19.08.2015 // Date of submission: 08.19.2015

Résumé // Abstract

Objectifs – L'objectif principal de ce travail était d'évaluer la possibilité d'utiliser la base nationale du PMSI pour estimer l'incidence des accidents vasculaires cérébraux (AVC) en France, en mesurant sa valeur prédictive positive (VPP).

Méthodes – Étude multicentrique rétrospective incluant 31 hôpitaux qui ont sélectionné chacun, de façon randomisée, 56 séjours parmi les hospitalisations dont la cause était un AVC ou un accident ischémique transitoire (AIT), codés selon la Classification internationale des maladies 10^e révision (CIM-10) et survenus pendant les années 2009 et 2010.

Trois algorithmes ont été évalués :

- l'algorithme 1 a sélectionné les séjours pour lesquels un des résumés d'unité médicale (RUM) mentionnait en diagnostic principal un des codes suivants de la CIM-10 : I60 (hémorragie sous-arachnoïdienne) ; I61 (hémorragie intracérébrale) ; I62.9 (hémorragie intracrânienne non traumatique, sans précision) ; I63 (infarctus cérébral) ; I64 (AVC au mécanisme non précisé) ; G45 (AIT et syndromes apparentés) ; G46 (syndromes vasculaires cérébraux) ; G81 (hémiplégie) ;
- l'algorithme 2 a sélectionné les séjours avec un diagnostic principal d'AVC dans les résumés de sortie anonymes (RSA) ;
- l'algorithme 3 appliquait la même logique que l'algorithme 1, mais en considérant le code porté par le service le plus spécialisé ayant pris en charge le patient.

Tous les dossiers ont été revus, dans chaque hôpital, par un neurologue investigateur.

La VPP de chaque algorithme a été mesurée en prenant comme diagnostic de référence, le diagnostic confirmé par le neurologue investigateur.

Résultats – Au final, 1 669 dossiers tirés au sort ont été retenus pour l'analyse, parmi lesquels 196 étaient de faux positifs. La VPP globale était de 88,3% pour l'algorithme 1, de 90,0% pour l'algorithme 2 et de 92,7% pour l'algorithme 3. Pour approcher l'exhaustivité maximale, l'algorithme 1 semble le plus approprié.

Conclusion – Il est possible d'établir un algorithme permettant d'améliorer la capacité du PMSI à identifier l'AVC et l'AIT avec une VPP supérieure à 88%. Le PMSI pourrait donc être un outil de mesure du poids de l'AVC en France, à condition d'associer à la mesure de la VPP une mesure de la sensibilité, qui fera l'objet d'un travail ultérieur en prenant comme référence les trois registres de population spécialisés sur l'AVC en France.

Objectives – The principal objective of this study was to measure the Positive Predictive Value (PPV) of stroke in order to evaluate the possibility of using the PMSI (hospital discharge records) to estimate the incidence of stroke in France.

Methods – This retrospective multicenter study included 31 hospitals, where 56 hospital stays were randomly selected among all hospitalizations for the years 2009 and 2010 with at least one principal diagnosis of stroke or Transient Ischemic Attack (TIA) defined according to the International Classification of Diseases, 10th revision (ICD-10).

Three algorithms were evaluated.

- Algorithm 1 selected discharge summaries with at least one primary diagnosis (identified by one of the relevant ICD-10 codes) among all principal diagnoses recorded in each ward: I60 (subarachnoid hemorrhage); I61 (intracerebral hemorrhage); I62.9 (nontraumatic intracranial hemorrhage, unspecified); I63 (cerebral infarction); I64 (stroke not specified as hemorrhage or infarction); G45 (TIA and related syndromes); G46 (vascular syndromes of brain in cerebrovascular diseases); G81 (hemiplegia).
- Algorithm 2 selected stays with a primary diagnosis of stroke in the anonymous discharge summaries;
- Algorithm 3 applied the same logic as the algorithm 1 but used the code attributed to the most specialized service who supported the patient.

All diagnoses were reviewed in every hospital by a neurologist. The PPV of each algorithm was calculated using medical records as the reference and the diagnosis was confirmed by a neurologist.

Results – Overall, 1,669 cases were randomly selected for analysis, including 196 false-positive cases providing a global PPV of 88.3% for algorithm 1, 90.0% for algorithm 2, and 92.7% for algorithm 3. To get a maximal exhaustivity, algorithm 1 is likely the most appropriate.

Conclusion – It was possible to build an algorithm to optimize the PMSI for stroke and TIA reporting, with a PPV at 88% and above. The PMSI could be a useful tool to measure the burden of stroke in France, provided it is associated with the measurement of PPV, its sensibility, which will be further studied using as a reference the 3 stroke population-based registries in France.

Mots-clés : Accident vasculaire cérébral, CIM-10, PMSI, Valeur prédictive positive
// **Keywords** : Stroke, ICD-10, Hospital discharge records, Positive predictive value

Introduction

En 2015, l'accident vasculaire cérébral (AVC) reste un véritable problème de santé publique, car il est fréquent, grave et coûteux^{1,2}. Afin d'estimer le poids de l'AVC sur le plan sociétal et de mesurer les besoins humains et matériels pour sa prise en charge, il est nécessaire de disposer d'outils de mesure précis et fiables³.

Les registres de pathologies en population restent le moyen idéal pour connaître le poids exact de l'AVC^{1,2}. Cependant, leur couverture géographique limitée ne permet pas une extrapolation fine au niveau national².

Le Programme de médicalisation des systèmes d'information (PMSI) a été développé initialement pour collecter, en routine, les données administratives hospitalières permettant d'établir des allocations budgétaires⁴. Il pourrait être utilisé pour évaluer le nombre d'AVC survenant chaque année en France, ce qui a été fait dans d'autres pays dotés de bases de données similaires, avec des résultats variables⁵⁻⁷. En France, la validation de l'utilisation du PMSI pour mesurer l'incidence des AVC repose actuellement sur deux études réalisées à partir de petites cohortes dans des zones géographiques très limitées^{8,9}.

L'objectif de ce travail multicentrique a été d'évaluer la qualité métrologique du PMSI pour identifier les AVC et les accidents ischémiques transitoires (AIT), en mesurant sa valeur prédictive positive (VPP) selon les sous-types d'AVC et d'après trois algorithmes différents.

Méthodes

Le PMSI

Le PMSI a été adapté du système de groupage américain *Diagnosis-Related Group*. Chaque séjour hospitalier doit faire l'objet d'un résumé médical qui comporte un diagnostic principal (DP) et des diagnostics associés (DA), codés selon la Classification internationale des maladies, 10^e révision (CIM-10).

Population étudiée

Nous avons sollicité, sur la base du volontariat, 40 hôpitaux répartis dans toute la France, chacun devant extraire 56 séjours par tirage au sort aléatoire simple à partir de la base PMSI de l'établissement, parmi les séjours de 2009 et 2010.

Dans une première étape, un neurologue investigateur a été choisi dans chaque hôpital pour évaluer le codage PMSI et identifier les vrais positifs et les faux positifs. Ont été extraits les séjours des patients âgés de plus de 18 ans et comportant l'un des codes suivants : I60 (hémorragie sous-arachnoïdienne), I61 (hémorragie intracérébrale), I62.9 (hémorragie intracrânienne non traumatique, sans précision), I63 (infarctus cérébral), I64 (AVC non précisé), G45 (AIT et syndromes apparentés), G46 (syndromes vasculaires cérébraux au cours de maladies cérébrovasculaires), G81 (hémiplégie), en diagnostic principal sur l'un des résumés d'unité médicale (RUM) composant le résumé PMSI. L'AIT a été défini par

un déficit focal de moins de 24 heures avec imagerie cérébrale normale éliminant un infarctus, un hématome cérébral ou toute autre lésion.

Dans une seconde étape, de 2011 à 2012, chaque hôpital a bénéficié de la mise à disposition d'un logiciel spécifique pour réaliser le tirage au sort des séjours et d'une interface de saisie pour collecter les informations. La réalité de l'AVC ou de l'AIT mentionné dans le PMSI a été confirmée ou infirmée par le neurologue investigateur de chaque hôpital, grâce aux données cliniques et paracliniques disponibles.

Dans une troisième étape, de 2013 à 2014, les données ont été centralisées pour analyse.

Variables étudiées

Ont été considérés l'âge, le sexe, l'imagerie cérébrale et le DP. L'hémiplégie (G81.00 ou G81.01), très fréquente dans les AVC, a été prise en compte comme critère de sélection car ce critère était à une certaine époque valorisé en DP. L'aphasie (A47 ou R47.01) a été étudiée comme comorbidité.

Contrôle de la qualité des données

Pour mesurer la concordance inter-observateurs du diagnostic définitif retenu, un tirage au sort de dossiers a été réalisé, limité à quatre hôpitaux pour des raisons logistiques et de ressources humaines. La concordance a été mesurée à trois niveaux : entre AVC et AIT, entre AIT ou AVC et non-AVC, et entre le groupe AVC + AIT *versus* non-AVC. Un des experts mandaté pour une visite de monitoring a réalisé la revue des dossiers sélectionnés, permettant de calculer le coefficient kappa.

Évaluation de la VPP pour les différentes variables et pour les trois algorithmes

La VPP est calculée par le ratio : vrais positifs / vrais positifs + faux positifs.

Les vrais positifs sont les dossiers pour lesquels le neurologue investigateur a confirmé le DP d'AVC ou d'AIT, tandis que les faux positifs correspondent à un DP d'AVC non confirmé par le neurologue investigateur.

Une analyse univariée a été effectuée pour identifier les déterminants associés à la probabilité d'avoir un faux positif selon les critères suivants : âge, sexe, sous-types d'AVC, type d'hospitalisation et imagerie cérébrale. Pour chacune de ces variables, la VPP a été mesurée et comparée par un test du Chi-2. Un $p < 0,05$ a été considéré comme significatif.

Description des trois algorithmes

L'**algorithme 1** retient les séjours pour lesquels le DP d'un des RUM composant le séjour est l'un des codes suivants : I60, I61, I62.9, I63, I64, G45, G46, G81. Il teste les différents DP de chaque unité composant le séjour.

L'**algorithme 2** considère la même liste de codes, mais ne teste que le DP du séjour global, qui peut être autre que l'AVC. Les séjours éliminés peuvent être des faux

positifs mais aussi de vrais positifs, d'où une perte de sensibilité.

L'**algorithme 3** applique la même logique que l'algorithme 1 et prend en compte le type de structures médicales, en considérant le DP posé par le service le plus spécialisé, à savoir l'unité de soins intensifs neurovasculaires (USINV), suivie de l'unité neurovasculaire (UNV), des services de médecine puis de chirurgie. Cette perte de séjours impacte aussi négativement la sensibilité.

Éthique

L'étude a été approuvée par la Commission nationale de l'informatique et des libertés, ainsi que par le Comité d'évaluation éthique de l'Inserm / *Institutional Review Board* (CEEI/IRB) sous le n° 5891 le 30 décembre 2012, et déclarée dans les essais cliniques sous le n° NCT 01573221.

Résultats

Sur les 40 hôpitaux sollicités pour l'étude, 31 ont été inclus : 15 centres hospitalo-universitaires (CHU) et 16 centres hospitaliers généraux (CHG). Neuf hôpitaux n'ont pas été inclus en raison de difficultés internes pour extraire les dossiers et les analyser (4 CHU et 5 CHG). Sur les 1 736 dossiers initialement tirés au sort, 1 669 ont pu être étudiés, car certains hôpitaux n'ont pas pu analyser la totalité des 56 dossiers sélectionnés.

L'algorithme 1 a inclus 1 669 séjours, contre 1 534 pour l'algorithme 2 et 1 377 pour l'algorithme 3. Les tableaux 1a, 1b, 2 et 3 se rapportent à la base globale des 1 669 séjours et correspondent à l'algorithme 1, dans lequel le diagnostic est celui du PMSI dont on confronte la distribution au diagnostic du neurologue. Les tableaux 4 et 5 présentent les résultats selon chacun des 3 algorithmes.

Parmi les patients, 37% avaient moins de 65 ans, 53% étaient des hommes, 20% présentaient une hémiplégie et 12% une aphasie (tableau 1a). Tous ont eu une imagerie cérébrale (tableau 1b). Cent quatre-vingt-seize (196) dossiers ont été classés en faux diagnostics positifs (hémorragies intracrâniennes post-traumatiques, épilepsie, hypoglycémie, migraine, sclérose en plaques).

Concernant les mécanismes, nous avons recensé 914 (54,8%) infarctus cérébraux (code I63), 188 (11,3%) hémorragies cérébrales (I61), 72 (4,3%) hémorragies sous-arachnoïdiennes (I60), 258 (15,5%) AIT (G45), 13 (0,8%) syndromes neurovasculaires (G46), 14 (0,8%) hémorragies intracrâniennes non traumatiques, sans précision (I62.9), 47 (2,8%) AVC non précisé (I64), 135 (8,1%) autres AVC avec comorbidités et 28 (1,7%) hémiplégies par AVC (G81) (tableau 1a).

En termes de prise en charge, 705 patients l'ont été dans une USINV, 183 dans une UNV, 688 dans un service de médecine non spécialisé et 93 dans un service de chirurgie (tableau 2).

Tableau 1a

Caractéristiques démographiques et cliniques des 1 669 séjours hospitaliers étudiés (Algorithme 1)

Patients	N (%)
Âge	
<65 ans	613 (36,7)
≥65 ans	1 056 (63,3)
Sexe	
Femmes	786 (47,1)
Hommes	883 (52,9)
Symptôme hémiplegique	
Non	1 338 (80,2)
Oui	331 (19,8)
Symptôme d'aphasie	
Non	1 464 (87,7)
Oui	205 (12,3)
Codes diagnostiques	
G45 : Accident ischémique transitoire et syndromes apparentés	258 (15,5)
G46 : Syndromes vasculaires cérébraux au cours de maladies cérébrovasculaires	13 (0,8)
G81 : Hémiplegie	28 (1,7)
I60 : Hémorragie sous-arachnoïdienne	72 (4,3)
I61 : Hémorragie intracérébrale	188 (11,3)
I62.9 : Hémorragie ou infarctus cérébral non traumatique	14 (0,8)
I63 : Infarctus cérébral	914 (54,8)
I64 : Hémorragie ou infarctus cérébral non spécifique	47 (2,8)
Autre (comorbidités)	135 (8,1)

Tableau 1b

Données d'imagerie pour les 1 669 séjours hospitaliers étudiés (Algorithme 1)

	N (%)
IRM	
Non	974 (58,4)
Oui	695 (41,6)
Tomodensitométrie	
Non	521 (31,2)
Oui	1 148 (68,8)

Tableau 2

Valeur prédictive positive (VPP) selon le type de service hospitalier (Algorithme 1)

	AVC ou AIT						
	Oui	Non	Total	VPP (%)	IC95%	Min	Max
Chirurgie	46	47	93	49,5	[39,3-59,6]	20,0	100
Médecine	585	103	688	85,0	[82,3-87,7]	41,2	100
UNV	171	12	183	93,4	[89,9-97,0]	50,0	100
USINV	671	34	705	95,2	[93,6-96,8]	82,4	100
Total	1 473	196	1 669	88,3	[86,7-89,8]		

AVC : accident vasculaire cérébral ; AIT : accident ischémique transitoire ; UNV : unité neurovasculaire ; USINV : unité de soins intensifs neurovasculaires.
IC95% : intervalle de confiance à 95%.

La durée moyenne de séjour a été de $12,4 \pm 15$ jours, avec un taux de mortalité hospitalière à 1 mois de 9,8%. Les passages dans plusieurs types de services n'ont pas été considérés, l'objectif de l'étude étant de vérifier qu'un séjour avec mention d'AVC correspondait bien à un AVC.

Les VPP pour les différentes variables sont rapportées dans le tableau 3, avec comme valeurs

significatives : une VPP de 90,5% pour un âge ≥ 65 ans ; 97% pour une hémiplegie aiguë ; 98,1% pour une aphasie aiguë ; 89,5% pour un AIT ; 89,4% pour une hémorragie intracérébrale et 96,3% pour un infarctus cérébral.

Selon le type de service hospitalier, la VPP a une valeur maximale de 95,2% lorsque les patients ont été pris en charge dans une USINV (tableau 2).

Tableau 3

Valeur prédictive positive (VPP) selon les variables d'étude (Algorithme 1)

	Vrai positif N (%)	Faux positif N (%)	Total N (%)	VPP (%)
Âge				
<65 ans	517 (35,1)	96 (49,0)	613 (36,7)	84,3
≥ 65 ans	956 (64,9)	100 (51,0)	1 056 (63,3)	90,5
				(p=0,0002)
Sexe				
Femmes	692 (47,0)	94 (48,0)	786 (47,1)	88,0
Hommes	781 (53,0)	102 (52,0)	883 (52,9)	88,5
				(p=0,80)
Symptôme hémiplegique				
Non	1 152 (78,2)	186 (94,9)	1 338 (80,2)	86,1
Oui	321 (21,8)	10 (5,1)	331 (19,8)	97,0
				(p<0,0001)
Symptôme d'aphasie				
Non	1 272 (86,4)	192 (98,0)	1 464 (87,7)	86,9
Oui	201 (13,7)	4 (2,0)	205 (12,3)	98,1
				(p<0,0001)
IRM				
Non	842 (57,2)	132 (67,4)	974 (58,4)	86,5
Oui	631 (42,8)	64 (32,7)	695 (41,6)	90,8
				(p=0,006)
Tomodensitométrie				
Non	436 (29,6)	85 (43,4)	521 (31,2)	83,7
Oui	1 037 (70,4)	111 (56,6)	1 148 (68,8)	90,3
				(p=0,0001)
Code diagnostique				
G45 : Accident ischémique transitoire et syndromes apparentés	231 (15,7)	27 (13,8)	258 (15,5)	89,5
G46 : Syndromes vasculaires cérébraux au cours de maladies cérébrovasculaires	7 (0,5)	6 (3,1)	13 (0,8)	53,9
G81 : Hémiplegie	11 (0,8)	17 (8,7)	28 (1,7)	39,3
I60 : Hémorragie sous-arachnoïdienne	33 (2,2)	39 (19,9)	72 (4,3)	45,8
I61 : Hémorragie intracérébrale	168 (11,4)	20 (10,2)	188 (11,3)	89,4
I62.9 : Hémorragie ou infarctus cérébral non traumatique	9 (0,6)	5 (2,6)	14 (0,8)	64,3
I63 : Infarctus cérébral	880 (59,7)	34 (17,4)	914 (54,8)	96,3
I64 : Hémorragie ou infarctus cérébral non spécifique	41 (2,8)	6 (3,1)	47 (2,8)	87,2
Autre (comorbidités)	93 (6,3)	42 (21,4)	135 (8,1)	68,9

La VPP selon les différents algorithmes donne une valeur optimale pour l'algorithme 3, avec une VPP de 92,7% (tableau 4).

Enfin, les VPP sont très proches en CHU et en CHG pour chacun des 3 algorithmes (tableau 5).

Le coefficient de concordance inter-observateurs kappa est proche de 1 quels que soient les diagnostics étudiés : 0,96 pour AVC *versus* AIT, 0,88 pour AIT ou AVC *versus* non-AVC et 0,84 pour AVC + AIT *versus* non-AVC (tableau 6).

Discussion

Ce travail est le premier réalisé à une grande échelle en France, permettant d'évaluer la qualité métrologique du PMSI concernant l'AVC, sur la base de sa VPP.

La répartition des 31 hôpitaux inclus en 15 CHU et 16 CHG peut être considérée comme représentative de l'organisation de la prise en charge des AVC en France⁷, du moins dans les régions à forte population (Île-de-France, Nord-Pas de Calais, Rhône-Alpes).

Les données cliniques des patients de cette étude multicentrique sont en cohérence avec les données internationales¹, nationales⁷ et locales à Dijon⁹, avec 11% d'hémorragies intracérébrales, 4% d'hémorragies sous-arachnoïdiennes, 55% d'infarctus cérébraux et 16% d'AIT. Il est important de souligner que tous les patients ont bénéficié d'une imagerie cérébrale et que plus de la moitié ont eu une IRM cérébrale.

Ainsi, à partir de ces données fiables et objectives (diagnostic validé par un neurologue, coefficient kappa satisfaisant), nous pouvons rapporter une VPP

Tableau 4

Valeur prédictive positive (VPP) selon chacun des trois algorithmes

Algorithme	Nombre de séjours	Vrai positif	Faux positif	VPP (%)	IC95%
Algorithme 1	1 669	1 473	196	88,3	[86,7-89,8]
Algorithme 2	1 534	1 380	154	90,0	[88,5-91,5]
Algorithme 3	1 377	1 277	100	92,7	[91,4-94,1]

IC95% : intervalle de confiance à 95%.

Tableau 5

Valeur prédictive positive (VPP) selon la typologie des hôpitaux pour chacun des trois algorithmes

		AVC ou AIT						
		Oui	Non	Total	VPP (%)	IC95%	Min	Max
Algorithme 1	Hôpitaux généraux	835	73	908	92,0	[90,2-93,7]	75,0	100
	CHU	638	123	761	83,8	[81,2-86,5]	63,6	100
	Total	1 473	196	1 669	88,3	[86,7-89,8]		
Algorithme 2	Hôpitaux généraux	787	54	841	93,6	[91,9-95,2]	75,0	100
	CHU	593	100	693	85,6	[83,0-88,2]	75,0	100
	Total	1 380	154	1 534	90,0	[88,5-91,5]		
Algorithme 3	Hôpitaux généraux	728	38	766	95,0	[93,5-96,6]	85,7	100
	CHU	549	62	611	89,9	[87,5-92,2]	80,0	100
	Total	1 277	100	1 377	92,7	[91,4-94,1]		

AVC : accident vasculaire cérébral ; AIT : accident ischémique transitoire.

IC95% : intervalle de confiance à 95%.

Tableau 6

Coefficient de concordance entre les observateurs (kappa)

AVC <i>versus</i> AIT	AIT ou AVC <i>versus</i> non-AVC	(AIT + AV) <i>versus</i> non-AVC
228 séjours	299 séjours	299 séjours
kappa = 0,96 (±0,067)	kappa = 0,88 (±0,04)	kappa = 0,84 (±0,06)

AVC : accident vasculaire cérébral ; AIT : accident ischémique transitoire.

supérieure à 88%, démontrant que le PMSI peut encore optimiser ses performances en améliorant la qualité du codage sur la base des critères cliniques, du type d'AVC, de l'imagerie cérébrale et du type de service traitant.

Sur les critères cliniques, les sous-types d'AVC et l'imagerie cérébrale, les meilleures VPP sont pour l'aphasie, l'hémiplégie, l'utilisation d'une IRM, l'âge ≥ 65 ans et la tomodynamométrie cérébrale, tandis que l'hémorragie sous-arachnoïdienne présente une VPP basse, sans doute parce qu'elle est de diagnostic difficile. Le petit nombre de patients ayant un diagnostic de type G46 (syndromes vasculaires cérébraux) ou I62.9 (hémorragies intracrâniennes non traumatiques) confirme que le codage devient de plus en plus précis.

En termes de type de prise en charge, la meilleure VPP (95,2%) est obtenue pour la prise en charge en USINV, tandis que la plus basse concerne les services de chirurgie, illustrant le rôle des compétences médicales dans le diagnostic, sans préjuger de la qualité du codage. Les patients pris en charge dans un premier temps en service de chirurgie sont traités par consultation médicale spécialisée puis transférés dans un second temps dans un service spécialisé. Cette VPP basse en service de chirurgie n'a concerné que 93 cas.

Sur les trois algorithmes testés, c'est l'algorithme 3 qui est le meilleur, valorisant la compétence du médecin qui a rempli le RUM et qui a donc pris en charge le malade. Nous observons que la VPP est, dans les trois cas, plus élevée dans les CHG, rappelant que, dans les hôpitaux généraux, ce sont les médecins seniors qui renseignent le PMSI, alors que dans les hôpitaux universitaires, cette tâche peut être déléguée à un interne moins expérimenté.

Si l'on compare avec les données de la littérature, la VPP calculée dans notre étude est proche de celle d'autres travaux, qui obtiennent des valeurs comprises entre 85% et 90%^{3,6,9,10}, voire proches de 95%⁸. Le fait que nous ayons inclus les AIT a pu faire baisser le risque d'erreur de codage parce que l'AIT peut être inclus dans les syndromes ischémiques cérébraux vasculaires. Dans notre travail, l'AIT a été considéré selon les recommandations de l'Organisation mondiale de la santé (OMS), le définissant comme un déficit de moins de 24 heures.

Pour approcher l'incidence des AVC en France, lequel des trois algorithmes est le plus pertinent ? La VPP de l'algorithme 2 est meilleure que celle de l'algorithme 1, mais ce gain de VPP se fait au détriment de la sensibilité, car cet algorithme n'a retenu que 1 534 séjours contre 1 669 pour l'algorithme 1 (tableau 4). On observe la même déperdition pour l'algorithme 3, qui n'a considéré que 1 377 cas. Dans ces conditions, en l'absence de mesure de la sensibilité, c'est l'algorithme 1 qui devrait être privilégié car il regroupe le maximum de séjours.

L'intérêt de notre travail est qu'il s'appuie sur une étude multicentrique concernant 31 hôpitaux dont 15 CHU, en considérant toutes les modalités de prise

en charge : USINV, service de neurologie, service de médecine ou enfin un service de chirurgie. Avec le Plan national d'actions AVC 2010-2014, la prise en charge s'est désormais simplifiée, avec l'obligation de traiter les patients victimes d'un AVC dans les 140 USINV ouvertes en France.

Nous avons également étudié tous les sous-types d'AVC et les AIT, donnant ainsi une vision globale de cette pathologie. Le fait que, dans les trois algorithmes, les AVC ont tous été identifiés par imagerie cérébrale permet de diminuer le nombre de faux positifs.

Enfin, les coefficients kappa proches de 1 valident nos résultats.

Les faiblesses de notre travail tiennent au fait qu'il n'a pas pris en compte les hôpitaux locaux, les cliniques privées et les maisons de retraite, susceptibles de prendre en charge des AVC à cette période. Dans ces cas, le Plan national d'actions AVC 2010-2014 incite à transférer ces malades vers les hôpitaux prenant en charge les AVC.

Le dossier médical a été incomplet dans 3,9% des cas, chiffre trop faible pour pouvoir permettre d'étudier ce type de dossier.

Nous avons inclus à la fois les AVC *de novo* et les AVC récidivants pour analyser la qualité dans l'identification de l'AVC lui-même et non pas dans son rang de survenue. Pour les patients traités dans plusieurs structures, nous ne nous sommes pas intéressés aux différents transferts. Nous ne pouvons pas calculer les taux de mortalité car nous n'avons pas inclus les patients qui sont décédés à domicile. Cet événement est rare dans notre registre (2%)² et ceci n'était pas l'objectif du travail.

Enfin, l'étude ne permet pas de mesurer la sensibilité du PMSI, c'est-à-dire la proportion de faux négatifs, ce qui permettrait de connaître de façon optimale l'incidence et le poids de l'AVC en France. La VPP évalue juste le fait qu'un cas repéré par un des algorithmes est un cas authentique. Cependant, un travail préliminaire effectué par le Registre dijonnais des AVC avait permis de mesurer la sensibilité aux alentours de 82,9%⁹, avec l'algorithme 1.

Conclusion

Il est possible de construire un algorithme permettant d'améliorer les performances du PMSI pour identifier l'AVC et l'AIT avec une VPP supérieure à 88%. Le PMSI est sans doute un bon outil de mesure pour apprécier le poids de l'AVC¹¹, à condition d'affiner ses qualités métrologiques par l'étude de la sensibilité en prenant comme groupes contrôle les trois registres de population français de l'AVC. ■

Remerciements

Ce travail a été financé par le ministère chargé de la Santé dans le cadre du Programme hospitalier de recherche clinique 2010, avec le concours du Conseil régional de Bourgogne, de l'Université de Bourgogne, de la Faculté de médecine et du CHU François Mitterrand de Dijon.

Le Comité de pilotage : M. Giroud et Y. Béjot (Registre dijonnais des AVC, Dijon), C. Quantin (Service de biostatistiques et d'informatique médicale, CHU de Dijon), M. Hommel (CIC, CHU de Grenoble), J. Fauconnier (Service d'information médicale, CHU de Grenoble), F. Woimant (Service de neurologie, CHU Lariboisière, AP-HP, Paris), S. Timsit et G. Oger (Registre des AVC du pays brestois, Brest), T. Moulin (Service de neurologie, CHU de Besançon), J. Dalongeville et S. Bruandet (MONICA, Lille), E. Jouglà (Inserm CépiDC, Le Kremlin-Bicêtre), O. Grimaud (École des hautes études en santé publique, Rennes).

Les investigateurs : S. Alamowitch (Hôpital Tenon, AP-HP, Paris) ; O. Dereeper (CH de Calais) ; P. Garnier (CHU de Saint-Étienne) ; J. Gere (CH de Chambéry) ; O. Godefroy (CHU d'Amiens) ; L. Champonnois (CHU Saint-Jacques, Besançon) ; A. Bruandet (CHU de Lille) ; N. Nighoghossian (CHU de Lyon, HCL) ; B. Guillon (CHU de Nantes) ; E. Massardier (CHU de Rouen) ; T. De Broucker (Hôpital Delafontaine, Saint-Denis) ; M. Mihout (CH de Valenciennes) ; F. Mounier-Vehier (CH de Lens) ; C. Prat, C. Deboize, T. Rosolacci (CH d'Angoulême) ; G. Rodier (CH d'Annecy) ; F. Philippeau (CH de Bourg-en-Bresse) ; O. Detante, (CHU de Grenoble) ; E. Ellie (CH de la Côte Basque, Bayonne) ; M. Zuber (Groupe hospitalier Paris Saint-Joseph, Paris) ; M. Levasseur (GH Nord-Essonne, Orsay) ; G. Couvreur (CH de Saint-Brieuc) ; M.P. Rosier (CH de Niort) ; S. Timsit (CHU de Brest) ; M. Force (CHI de Castres) ; V. Wolff (CH de Strasbourg) ; P. Niclot (CH René-Dubos, Pontoise) ; J.L. Mas (CH Sainte-Anne, Paris).

Références

[1] Feigin VL, Forouzanfar MM, Krishnamurthi R, Mensah GA, Connor M, Bennett DA, *et al*; Global Burden of Diseases, Injuries and Risk Factors Study (GBD 2010) and the GBD Stroke Expert Group. Global and regional burden of stroke during 1990-2010: findings from the Global Burden of Disease Study 2010. *Lancet*. 2014;383:245-54.

[2] Béjot Y, Daubail B, Jacquin A, Durier J, Osseby GVO, Rouaud O, *et al*. Trends in the incidence of ischaemic stroke in young adults between 1985 and 2011: the Dijon Stroke Registry. *J Neurol Neurosurg Psychiatry*. 2014;85(5):509-13.

[3] Köster M, Asplund K, Johansson Å, Stegmayr B. Refinement of Swedish administrative registers to monitor stroke events on the national level. *Neuroepidemiology*. 2013;40:240-6.

[4] Goldberg M, Jouglà E, Fassa M, Padiou R, Quantin C. The French health information system. *Statistical Journal of the IAOS*. 2012;28:31-41.

[5] Palmieri L, Barchielli A, Cesana G, de Campora E, Goldoni CA, Spolaore P, *et al*; Research Group of the Project 'Italian National Register of Coronary and Cerebrovascular Events'. The Italian register of cardiovascular diseases: attack rates and case fatality for cerebrovascular events. *Cerebrovasc Dis*. 2007;24(6):530-9.

[6] Tolonen H, Salomaa V, Torppa J, Sivenius J, Immonen-Räihä P, Lehtonen A, *et al*; FINSTROKE register. The validation of the Finnish Hospital Discharge Register and Causes of Death Register data on stroke diagnoses. *Eur J Cardiovasc Prev Rehabil*. 2007;14:380-5.

[7] Béjot Y, Aouba A, De Peretti C, Grimaud O, Aboa-Eboulé C, Chin F, *et al*. Time trends in hospital-referred stroke and transient ischemic attack: results of a 7-year nationwide survey in France. *Cerebrovasc Dis*. 2010;30:346-54.

[8] Haesebaert J, Termoz A, Polazzi S, Mouchoux C, Mechtouff L, Derex L, *et al*. Can hospital discharge databases be used to follow ischemic stroke incidence? *Stroke*. 2013;44:1770-4.

[9] Aboa-Eboulé C, Mengue D, Benzenine E, Hommel M, Giroud M, Béjot Y, *et al*. How accurate is the reporting of stroke in hospital discharge data? A pilot validation study using a population-based stroke registry as control. *J Neurol*. 2013;260:605-13.

[10] Roumie CL, Mitchel E, Gideon PS, Varas-Lorenzo C, Castellsague J, Griffin MR. Validation of ICD-9 codes with a high positive predictive value for incident strokes resulting in hospitalization using Medicaid health data. *Pharmacoepidemiol Drug Saf*. 2008;17:20-6.

[11] Giroud M, Hommel M, Benzenine E, Fauconnier J, Béjot Y, Quantin C. Positive predictive value of French hospitalization discharge codes for stroke and transient ischemic attack. *Eur Neurol*. 2015;74:92-9.

Citer cet article

Giroud M, Hommel M, Benzenine E, Fauconnier J, Béjot Y, Quantin C. Évaluation de la qualité métrologique des données du PMSI concernant l'accident vasculaire cérébral en France. *Bull Epidémiol Hebd*. 2016;(1):8-15. http://www.invs.sante.fr/beh/2016/1/2016_1_2.html

REMERCIEMENTS AUX RELECTEURS

Le BEH remercie chaleureusement tous ceux qui ont contribué en 2015 à sa réalisation

Merci, bien sûr, aux auteurs qui y ont proposé leurs articles.

Merci à tous les relecteurs, dont le regard critique contribue grandement à la qualité finale des travaux publiés.

Merci aux membres du Comité de rédaction et aux coordinateurs des numéros thématiques, qui mettent à la disposition du BEH leur expertise et beaucoup de leur temps.

Les membres du Comité de rédaction en 2015

Juliette BLOCH, Agence nationale de sécurité sanitaire de l'alimentation, de l'environnement et du travail, Maisons-Alfort
Cécile BROUARD, Institut de veille sanitaire, Saint-Maurice
Sandrine DANET, Haut Conseil pour l'avenir de l'assurance maladie, Paris
Mounia EL YAMANI, Institut de veille sanitaire, Saint-Maurice
Claire FUHRMAN, Institut de veille sanitaire, Saint-Maurice
Bertrand GAGNIÈRE, Cellule de l'Institut de veille sanitaire en région Ouest, Rennes
Dorothee GRANGE, Observatoire régional de la santé d'Île-de-France, Paris
Françoise HAMERS, Haute Autorité de santé, Saint-Denis La Plaine
Nathalie JOURDAN-DA SILVA, Institut de veille sanitaire, Saint-Maurice
Agnès LEFRANC, Institut de veille sanitaire, Saint-Maurice
Marie-Ève RAGUENAUD, Cellule de l'Institut de veille sanitaire en région Limousin – Poitou-Charentes, Poitiers
Sylvie REY, Direction de la recherche, des études, de l'évaluation et des statistiques, Paris
Hélène THERRE, Institut de veille sanitaire, Saint-Maurice
Stéphanie TOUTAIN, Centre de recherche, médecine, sciences, santé, santé mentale, société, Université Paris-Descartes, Paris
Philippe TUPPIN, CnamTS, Paris
Isabelle VILLENA, CHU, Hôpital Maison Blanche, Reims

Les relecteurs des articles parus (ou refusés) en 2015

Sophie ABGRALL, AP-HP, Hôpital Antoine Bécère, Clamart
Jean-Jacques ALTMAN, AP-HP, Hôpital européen Georges Pompidou, Paris
Thierry ANCELLE, Paris
Denise ANTONA, Institut de veille sanitaire, Saint-Maurice
Alexis ARMENGAUD, Cire Sud, Marseille
Catherine ARNAUD, Inserm, U.1027; Université Paul-Sabatier ; Département d'épidémiologie clinique, CHU Purpan, Toulouse
Sandrine ARNAUD, Observatoire régional de la santé Paca, SISTEPACA, Marseille
Agnès AUBLET-CUVELIER, Institut national de recherche et de sécurité, Vandoeuvre-lès-Nancy
Pascal AUQUIER, AP-HM ; Université Aix-Marseille, Marseille
François BAILLY, Hospices civils, Hôpital de la Croix-Rousse, Lyon

Simona BARA, Centre hospitalier public du Cotentin, Cherbourg-Octeville
Emmanuelle BAUCHET, Institut de veille sanitaire, Saint-Maurice
François BECK, Observatoire français des drogues et des toxicomanies, Saint-Denis
François BECKER, Hôpitaux universitaires, Genève, Suisse
Nathalie BELTZER, Institut de veille sanitaire, Saint-Maurice
Alexandra BENACHI, AP-HP, Hôpital Antoine Bécère, Clamart
Thomas BENET, Hospices civils de Lyon, Lyon
Andrea BENVENUTO, École des hautes études en sciences sociales, Paris
Alain BERGERET, Université Claude Bernard-Lyon 1, Lyon
Sophie BERTRAND, Institut scientifique de santé publique, CNR *Salmonella* et *Shigella*, Bruxelles, Belgique
Hélène BODILIS, Centre d'investigation clinique en vaccinologie Cochin-Pasteur, Hôpital Cochin, Paris
Christophe BONALDI, Institut de veille sanitaire, Saint-Maurice
Anne BORGNE, Équipe de liaison et de soins en addictologie ; CH de Cornouaille, Quimper
Marie-Anne BOTREL, Cire Normandie, Caen
Clara BOUCHÉ, Centre universitaire du diabète et de ses complications, Hôpital Lariboisière, Paris
Guillaume BOULANGER, Agence nationale de sécurité sanitaire de l'alimentation, de l'environnement et du travail, Maisons-Alfort
Elisabeth BOUVET, AP-HP, Hôpital Bichat Claude Bernard, Paris
Jean-Louis BRESSON, AP-HP ; Université Paris V ; Inserm, Paris
Patrick BROCHARD, Université de Bordeaux, Laboratoire Santé, travail, environnement, Bordeaux
Philippe BROUQUI, Équipe 5 URMITE CNRS/Inserm/IRD, Marseille
Sophie BUCHER, Département médecine générale Université Paris-Sud ; Centre de recherche en épidémiologie et santé des populations, Villejuif
André CABIÉ, CHU de Martinique, Fort-de-France, Martinique
Fabrice CARRAT, Institut Pierre Louis d'épidémiologie et de santé publique, UMR-S 1136 & AP-HP, Paris
Matthieu CARTON, Inserm, UMS 011 Cohortes en population, Villejuif
Katia CASTETBON, Institut de veille sanitaire – USEN, Bobigny
Christine CASTOR, Cire Aquitaine, Bordeaux

Olivier CATELINOIS, Cire Languedoc-Roussillon, Montpellier
Eric CAUMES, AP-HP, Groupe hospitalier Pitié-Salpêtrière, Paris
Françoise CAZEIN, Institut de veille sanitaire, Saint-Maurice
Alain CHAMOIX, Université d'Auvergne, Clermont-Ferrand
Christine CHAN CHEE, Institut de veille sanitaire, Saint-Maurice
Anne CHANTRY, Inserm U1153, Maternité Port-Royal, Paris
Barbara CHARBOTEL, Université Claude Bernard, Unité mixte de recherche épidémiologique et de surveillance transport travail environnement, Lyon
Benoît CHARDON, Institut régional de développement du sport, Paris
Olivier CHARDON, Direction de la recherche, des études, de l'évaluation et des statistiques, Paris
Caroline CHARLIER, AP-HP, Hôpital Necker ; CNR *Listeria*, Institut Pasteur, Paris
Édouard CHATIGNOUX, Institut de veille sanitaire, Saint-Maurice
Pierre CHAUVIN, Inserm, UMRS 1136, Paris
Dominique CHOUDAT, Université Paris-Descartes, Faculté de médecine Paris-Descartes, Paris
Anne-Claire COLLEVILLE, Institut de veille sanitaire, Saint-Maurice
Philippe CORDAZZO, Université de Strasbourg, SAGE UMR 7363, Strasbourg
Daniel COURTEIX, Université Clermont Ferrand, Labo AME2P, EA 3533, Aubière
Louise DE GUIRE, Institut national de santé publique du Québec, Montréal, Canada
Christine DE PERETTI, Direction de la recherche, des études, de l'évaluation et des statistiques, Paris
Marie-Christine DELMAS, Institut de veille sanitaire, Saint-Maurice
Mohad DJOUAB, Université Paris 7–Diderot, Département de médecine générale, Paris
Michel DOFFOEL, Faculté de médecine, Strasbourg
Marie-Aliette DOMMERGUES, Centre hospitalier, Versailles
Éric DORÉ, Université Blaise Pascal–Clermont-Ferrand, Laboratoire AME2P, Aubière
Anne-Sophie DUCLOY, CHRU, Maternité Jeanne de Flandre, Lille
Jean DUPOUY-CAMET, AP-HP, Hôpital Cochin ; Université Paris-Descartes, Paris
Géraldine DUTHÉ, Institut national d'études démographiques, Paris
Daniel EILSTEIN, Institut de veille sanitaire, Saint-Maurice
Catherine ENEL, Centre population et développement, Paris
Hélène ESCALON, Institut national de prévention et d'éducation pour la santé, Saint-Denis
Eveline ESCHWÈGE, Inserm, Paris
Dominique ESCOUROLLE, Direction générale de la santé, Paris
Maryse ETIENNE-JULAN, CHU, Hôpital Ricou, Pointe-à-Pitre, Guadeloupe
Jean-Marie FIRDION, Centre Maurice Halbwachs, UMR8097 (ERIS), Paris
Karine FONTAINE-GAVINO, Observatoire régional de la santé Rhône-Alpes, Lyon
Bruno FOUILLET, Université Lyon 1, Faculté de pharmacie, Institut des sciences pharmaceutiques et biologiques, Lyon
Martine FRANÇOIS, AP-HP, Hôpital Robert Debré, Paris
Jeanne FRESSON, CHU, Inserm U935, DIM Maternité, Nancy
Anne GALLAY, Institut de veille sanitaire, Saint-Maurice
Catherine GAUD, CHU de La Réunion Site Nord (Félix Guyon), Saint-Denis, La Réunion
Joël GAUDELUS, AP-HP, Paris
Philippe GAUTRET, AP-HM, Pôle Infectieux, Institut Méditerranée Infection, Marseille
Anne GERVAIS, AP-HP, Hôpital Bichat, Paris
Walid GHOSN, Inserm-CépiDc, Le Kremlin-Bicêtre
Maud GORZA, Institut de veille sanitaire, Saint-Maurice
Pierre GOSSELIN, Institut national de santé publique du Québec, Montréal, Canada
Véronique GOULET, Institut de veille sanitaire, Saint-Maurice
Michel GRÉMY, Agence régionale de santé Languedoc-Roussillon, Montpellier
Jean-Paul GUTHMAN, Institut de veille sanitaire, Saint-Maurice
Sandrine HALFEN, Observatoire régional de santé d'Île-de-France, Paris
Agnès HARTEMANN, AP-HP, Groupe hospitalier Pitié-Salpêtrière, Paris
Rachel HAUS-CHEYMOL, Service de santé des armées, Paris
Catherine HILL, Institut Gustave Roussy, Villejuif
Jocelyn INAMO, CHU, Fort de France, Martinique
Luk JOOSSENS, Fondation contre le cancer, Bruxelles, Belgique
Damien JOUET, EA4688-Veçpar, UFR Pharmacie, Université Reims Champagne-Ardenne, Reims
Bacha KAOUTAR, AP-HP, Hôpital Saint-Antoine, Policlinique Baudelaire, Paris
Michèle KESSLER, CHRU, Nancy
Alice KOPEL, Direction générale de la santé, Paris
Viviane KOVÉSS-MASFETY, École des hautes études en santé publique ; Université Paris-Descartes, Paris
Maïna L'AZOU, Sanofi Pasteur – Global Epidemiology Department, Lyon
Guy LA RUCHE, Agence régionale de santé Languedoc-Roussillon, Montpellier
Emilie LANOY, Institut Gustave Roussy, Villejuif
Syria LAPERCHE, Institut national de la transfusion sanguine, Paris
Annabelle LAPOSTOLLE, Institut de veille sanitaire, Saint-Maurice
Christine LARSEN, Institut de veille sanitaire, Saint-Maurice
Odile LAUNAY, Centre d'investigation clinique en vaccinologie Cochin-Pasteur, Hôpital Cochin, Paris
Maurice LAVILLE, Université de Lyon, Lyon
Josselin LE BEL, Département de médecine générale, Université Paris-Diderot, Paris
Anne-Laurence LE FAOU, AP-HP, Hôpital européen Georges Pompidou, Paris
Corinne LE GOASTER, Haut Conseil de la santé publique – Secrétariat général, Paris
Agnès LEPOUTRE, Institut de veille sanitaire, Saint-Maurice
Tinne LERNOUT, Institut scientifique de santé publique, Bruxelles, Belgique
Ariane LEROYER, Université Lille 2, Département universitaire de médecine du travail ; CHRU, Lille
Christophe LEROYER, CHU, Brest
Florence LOT, Institut de veille sanitaire, Saint-Maurice
Pascaline LOURY, Cire Pays de la Loire, Nantes
Yves MARTINET, CHU Nancy
Jacques MARTINI, Hôpital Rangueil, Toulouse
Thierry MAY, CHU Brabois, Vandœuvre-lès-Nancy
Aurélien MAYET, Centre d'épidémiologie et de santé publique des armées, Marseille

Frédéric MECHAÏ, AP-HP, Hôpital Avicenne, Bobigny
 Christine MEFFRE, Cire Lorraine-Alsace, Nancy
 Gwenn MENVIELLE, ERES – Inserm U1136, Paris
 Sylvie MERLE, Observatoire régional de santé de Martinique, Fort-de-France, Martinique
 Marianne DE MONTALEMBERT, AP-HP, Hôpital Necker, Paris
 Bruno MOREL, Agence régionale de santé Rhône-Alpes, Lyon
 Emmanuel MORTIER, AP-HP, Hôpital Louis Mourier, Colombes
 Anne MUNCK, AP-HP, Hôpital Robert Debré, Centre de ressources et de compétences de la mucoviscidose, Paris
 Javier NICOLAU, Institut de veille sanitaire, Saint-Maurice
 Ludivine ORRIOLS, Institut de santé publique, d'épidémiologie et de développement ; Université de Bordeaux, Bordeaux
 Christine ORTMANS, Direction générale de la santé, Paris
 Mathilde PASCAL, Institut de veille sanitaire, Saint-Maurice
 Marie-Claire PATY, Institut de veille sanitaire, Saint-Maurice
 Anne-Françoise PAUCHET-TRAVERSAT, Haute Autorité de santé, Saint-Denis
 Philippe PÉPIN, Cire Auvergne, Clermont-Ferrand
 Patrick PERETTI-WATEL, Inserm SESSTIM UMR912, Marseille
 Jean PERRIOT, Conseil général du Puy de Dôme ; CHU, Clermont-Ferrand
 Gilles PIALOUX, AP-HP, Hôpital Tenon, Paris
 Stanislas POL, AP-HP, Hôpital Cochin, Paris
 Philippe QUENEL, École des hautes études en santé publique, Rennes
 Pascal REVAULT, Comede, Le Kremlin-Bicêtre
 Grégoire REY, Inserm-CépiDc, Le Kremlin-Bicêtre
 Anabel RIGOU, Institut de veille sanitaire, Saint-Maurice
 Thierry ROCHEREAU, Institut de recherche et documentation en économie de la santé, Paris
 Patrice RODIEN, CHU, Angers
 Marc RONDY, Epiconcept, Paris
 Françoise ROUDOT-THORAVALE, AP-HP, Groupe hospitalier Henri Mondor – Université Paris Est, Créteil
 Cyril ROUSSEAU, Cire Languedoc-Roussillon, Montpellier
 Pascale ROUSSEL, Maison des sciences sociales du handicap / École des hautes études en santé publique, Paris
 Catherine RUMEAU-PICHON, Haute Autorité de santé, Saint-Denis
 Anne-Marie RUPPERT, AP-HP, Hôpital Tenon, Paris
 Isabelle SERMET-GAUDELUS, AP-HP, Hôpital Necker, Paris
 Didier SEYLER, Irips (Centre de prévention Bien vieillir Agirc-Arrco Paca), Marseille
 Christine SILVAIN, CHU, Faculté de médecine, Poitiers
 Laurence SIMMAT-DURAND, Université Paris-Descartes, Cermes3, CNRS UMR 8211, Inserm U988, Paris
 Eric SOLARY, Institut Gustave Roussy, Villejuif
 Isabelle STUCKER, Inserm, CESP U1018, Équipe 6, Villejuif
 Maïthé TAUBER, CHU Toulouse, Hôpital des enfants ; Université Paul Sabatier, Toulouse
 Jean-François TESSIER, Institut de santé publique, d'épidémiologie, et de développement, Bordeaux
 Simon-Djamel THIBERVILLE, Centre Hospitalier Louis Raffalli, Manosque, France ; Faculté de médecine-Timone, Marseille
 Didier TORNAY, Inra-RiTME, Ivry-sur-Seine
 Sandrine TOUZET, Hospices civils de Lyon, Pôle IMER, Lyon
 Annie VELTER, Institut de veille sanitaire, Saint-Maurice
 Françoise VENDITELLI, CHU, Clermont-Ferrand
 Eric VERGER, Institut de cardiométabolisme et nutrition ICAN UMR_S 1166, Paris
 Michel VERNAY, Institut de veille sanitaire, Saint-Maurice
 Pascal VILAIN, Cire Océan Indien, Saint-Denis, La Réunion
 Catherine VINCELET, Observatoire régional de santé d'Île-de-France, Paris
 Thomas VOGEL, CHRU, Strasbourg
 Julien VOUILLARMET, Hospices Civils de Lyon, Centre Hospitalier Lyon-Sud, Pierre-Bénite
 Aline WAGNER, Université de Strasbourg, Laboratoire d'épidémiologie et de santé publique, Strasbourg
 Jacques WEILL, CHRU, Lille
 Jean-Louis WILQUIN, Institut national de prévention et d'éducation pour la santé, Saint-Denis
 Kayigan WILSON, Inserm U1136, Paris
 Nathalie WIRTH, CHU, Nancy
 Bertrand XERRI, Institut de veille sanitaire, Saint-Maurice