

UNIVERSITÉ TOULOUSE III – PAUL SABATIER

FACULTÉS DE MÉDECINE

ANNÉE 2017

2017 TOU3 1521

THÈSE

POUR LE DIPLÔME D'ÉTAT DE DOCTEUR EN MÉDECINE

MÉDECINE SPÉCIALISÉE CLINIQUE

Présentée et soutenue publiquement

par

Hélène COLINEAUX

le 31 mars 2017

Urgences : de l'Activité aux Données, des Données à la Preuve

Directeur de thèse : Dr Benoit LEPAGE

Co-directeur de thèse : Dr Sébastien LAMY

Jury

Monsieur le Professeur,	Thierry LANG	Président
Madame la Professeure,	Sandrine CHARPENTIER	Assesseure
Monsieur le Professeur,	Laurent MOLINIER	Assesseur
Madame la Docteure,	Isabelle CLAUDET	Assesseure
Madame la Docteure,	Virgine GARDETTE	Suppléante
Madame la Docteure,	Chloé DIMEGLIO	Invitée



UNIVERSITÉ
TOULOUSE III
PAUL SABATIER



Université
de Toulouse

FACULTÉ DE MÉDECINE PURPAN

TABLEAU du PERSONNEL HU

des Facultés de Médecine de l'Université Paul Sabatier

au 1^{er} septembre 2016

Professeurs Honoraires

Doyen Honoraire	M. ROUGE Daniel	Professeur Honoraire	M. BAZEX Jacques
Doyen Honoraire	M. LAZORTHES Yves	Professeur Honoraire	M. VIRENQUE Christian
Doyen Honoraire	M. CHAP Hugues	Professeur Honoraire	M. CARLES Pierre
Doyen Honoraire	M. GUIRAUD-CHAUMEIL Bernard	Professeur Honoraire	M. BONAFÉ Jean-Louis
Doyen Honoraire	M. PUEL Pierre	Professeur Honoraire	M. VAYSSE Philippe
Professeur Honoraire	M. ESCHAPASSE Henri	Professeur Honoraire	M. ESQUERRE J.P.
Professeur Honoraire	M. GEDEON André	Professeur Honoraire	M. GUITARD Jacques
Professeur Honoraire	M. PASQUIE M.	Professeur Honoraire	M. LAZORTHES Franck
Professeur Honoraire	M. RIBAUT Louis	Professeur Honoraire	M. ROQUE-LATRILLE Christian
Professeur Honoraire	M. ARLET Jacques	Professeur Honoraire	M. CERENE Alain
Professeur Honoraire	M. RIBET André	Professeur Honoraire	M. FOURNIAL Gérard
Professeur Honoraire	M. MONROZIES M.	Professeur Honoraire	M. HOFF Jean
Professeur Honoraire	M. DALOUS Antoine	Professeur Honoraire	M. REME Jean-Michel
Professeur Honoraire	M. DUPRE M.	Professeur Honoraire	M. FAUVEL Jean-Marie
Professeur Honoraire	M. FABRE Jean	Professeur Honoraire	M. FREXINOS Jacques
Professeur Honoraire	M. DUCOS Jean	Professeur Honoraire	M. CARRIERE Jean-Paul
Professeur Honoraire	M. LACOMME Yves	Professeur Honoraire	M. MANSAT Michel
Professeur Honoraire	M. COTONAT Jean	Professeur Honoraire	M. BARRET André
Professeur Honoraire	M. DAVID Jean-Frédéric	Professeur Honoraire	M. ROLLAND
Professeur Honoraire	Mme DIDIER Jacqueline	Professeur Honoraire	M. THOUVENOT Jean-Paul
Professeur Honoraire	Mme LARENG Marie-Blanche	Professeur Honoraire	M. CAHUZAC Jean-Philippe
Professeur Honoraire	M. BERNADET	Professeur Honoraire	M. DELSOL Georges
Professeur Honoraire	M. REGNIER Claude	Professeur Honoraire	M. ABBAL Michel
Professeur Honoraire	M. COMBELLES	Professeur Honoraire	M. DURAND Dominique
Professeur Honoraire	M. REGIS Henri	Professeur Honoraire	M. DALY-SCHVEITZER Nicolas
Professeur Honoraire	M. ARBUS Louis	Professeur Honoraire	M. RAILHAC
Professeur Honoraire	M. PUJOL Michel	Professeur Honoraire	M. POURRAT Jacques
Professeur Honoraire	M. ROCHICCIOLI Pierre	Professeur Honoraire	M. QUERLEU Denis
Professeur Honoraire	M. RUMEAU Jean-Louis	Professeur Honoraire	M. ARNE Jean-Louis
Professeur Honoraire	M. BESOMBES Jean-Paul	Professeur Honoraire	M. ESCOURROU Jean
Professeur Honoraire	M. SUC Jean-Michel	Professeur Honoraire	M. FOURTANIER Gilles
Professeur Honoraire	M. VALDIGUIE Pierre	Professeur Honoraire	M. LAGARRIGUE Jacques
Professeur Honoraire	M. BOUNHOURE Jean-Paul	Professeur Honoraire	M. PESSEY Jean-Jacques
Professeur Honoraire	M. CARTON Michel	Professeur Honoraire	M. CHAVOIN Jean-Pierre
Professeur Honoraire	Mme PUEL Jacqueline	Professeur Honoraire	M. GERAUD Gilles
Professeur Honoraire	M. GOUZI Jean-Louis	Professeur Honoraire	M. PLANTE Pierre
Professeur Honoraire associé	M. DUTAU Guy	Professeur Honoraire	M. MAGNAVAL Jean-François
Professeur Honoraire	M. PASCAL J.P.	Professeur Honoraire	M. MONROZIES Xavier
Professeur Honoraire	M. SALVADOR Michel	Professeur Honoraire	M. MOSCOVICI Jacques
Professeur Honoraire	M. BAYARD Francis	Professeur Honoraire	Mme GENESTAL Michèle
Professeur Honoraire	M. LEOPHONTE Paul	Professeur Honoraire	M. CHAMONTIN Bernard
Professeur Honoraire	M. FABIÉ Michel	Professeur Honoraire	M. SALVAYRE Robert
Professeur Honoraire	M. BARTHE Philippe	Professeur Honoraire	M. FRAYSSE Bernard
Professeur Honoraire	M. CABARROT Etienne	Professeur Honoraire	M. BUGAT Roland
Professeur Honoraire	M. DUFFAUT Michel	Professeur Honoraire	M. PRADERE Bernard
Professeur Honoraire	M. ESCAT Jean		
Professeur Honoraire	M. ESCANDE Michel		
Professeur Honoraire	M. PRIS Jacques		
Professeur Honoraire	M. CATHALA Bernard		

Professeurs Émérites

Professeur ALBAREDE Jean-Louis	Professeur CHAMONTIN Bernard
Professeur CONTÉ Jean	Professeur SALVAYRE Bernard
Professeur MURAT	Professeur MAGNAVAL Jean-François
Professeur MANELFE Claude	Professeur ROQUES-LATRILLE Christian
Professeur LOUVET P.	Professeur MOSCOVICI Jacques
Professeur SARRAMON Jean-Pierre	Professeur Jacques LAGARRIGUE
Professeur CARATERO Claude	
Professeur GUIRAUD-CHAUMEIL Bernard	
Professeur COSTAGLIOLA Michel	
Professeur ADER Jean-Louis	
Professeur LAZORTHES Yves	
Professeur LARENG Louis	
Professeur JOFFRE Francis	
Professeur BONEU Bernard	
Professeur DABERNAT Henri	
Professeur BOCCALON Henri	
Professeur MAZIERES Bernard	
Professeur ARLET-SUAU Elisabeth	
Professeur SIMON Jacques	
Professeur FRAYSSE Bernard	
Professeur ARBUS Louis	

FACULTE DE MEDECINE TOULOUSE-PURPAN

37 allées Jules Guesde - 31062 TOULOUSE Cedex

Doyen : D. CARRIE

P.U. - P.H. Classe Exceptionnelle et 1ère classe		P.U. - P.H. 2ème classe	
M. ADOUE Daniel (C.E)	Médecine Interne, Gériatrie	Mme BEYNE-RAUZY Odile	Médecine Interne
M. AMAR Jacques	Thérapeutique	M. BROUCHET Laurent	Chirurgie thoracique et cardio-vascul
M. ATTAL Michel (C.E)	Hématologie	M. BUREAU Christophe	Hépto-Gastro-Entéro
M. AVET-LOISEAU Hervé	Hématologie, transfusion	M. CALVAS Patrick	Génétique
M. BIRMES Philippe	Psychiatrie	M. CARRERE Nicolas	Chirurgie Générale
M. BLANCHER Antoine	Immunologie (option Biologique)	Mme CASPER Charlotte	Pédiatrie
M. BONNEVILLE Paul	Chirurgie Orthopédique et Traumatologie.	M. CHAIX Yves	Pédiatrie
M. BOSSAVY Jean-Pierre	Chirurgie Vasculaire	Mme CHARPENTIER Sandrine	Thérapeutique, méd. d'urgence, addict
M. BRASSAT David	Neurologie	M. COGNARD Christophe	Neuroradiologie
M. BROUSSET Pierre (C.E)	Anatomie pathologique	M. DE BOISSEZON Xavier	Médecine Physique et Réadapt Fonct.
M. CARRIE Didier (C.E)	Cardiologie	M. FOURNIE Bernard	Rhumatologie
M. CHAP Hugues (C.E)	Biochimie	M. FOURNIÉ Pierre	Ophthalmologie
M. CHAUVEAU Dominique	Néphrologie	M. GAME Xavier	Urologie
M. CHOLLET François (C.E)	Neurologie	M. GEERAERTS Thomas	Anesthésiologie et réanimation
M. CLANET Michel (C.E)	Neurologie	M. LAROCHE Michel	Rhumatologie
M. DAHAN Marcel (C.E)	Chirurgie Thoracique et Cardiaque	M. LAUWERS Frédéric	Anatomie
M. DEGUINE Olivier	Oto-rhino-laryngologie	M. LEOBON Bertrand	Chirurgie Thoracique et Cardiaque
M. DUCOMMUN Bernard	Cancérologie	M. LOPEZ Raphael	Chirurgie maxillo-faciale et stomatologie
M. FERRIERES Jean	Epidémiologie, Santé Publique	M. MARX Mathieu	Oto-rhino-laryngologie
M. FOURCADE Olivier	Anesthésiologie	M. MAS Emmanuel	Pédiatrie
M. IZOPET Jacques (C.E)	Bactériologie-Virologie	M. OLIVOT Jean-Marc	Neurologie
Mme LAMANT Laurence	Anatomie Pathologique	M. PARANT Olivier	Gynécologie Obstétrique
M. LANG Thierry (C.E)	Biostatistiques et Informatique Médicale	M. PATHAK Atul	Pharmacologie
M. LANGIN Dominique	Nutrition	M. PAYRASTRE Bernard	Hématologie
M. LAUQUE Dominique (C.E)	Médecine Interne	M. PERON Jean-Marie	Hépto-Gastro-Entérologie
M. LIBLAU Roland (C.E)	Immunologie	M. PORTIER Guillaume	Chirurgie Digestive
M. MALAUD Bernard	Urologie	M. RONCALLI Jérôme	Cardiologie
M. MANSAT Pierre	Chirurgie Orthopédique	Mme SAVAGNER Frédérique	Biochimie et biologie moléculaire
M. MARCHOU Bruno	Maladies Infectieuses	Mme SELVES Janick	Anatomie et cytologie pathologiques
M. MAZIERES Julien	Pneumologie	M. SOL Jean-Christophe	Neurochirurgie
M. MOLINIER Laurent	Epidémiologie, Santé Publique		
M. MONTASTRUC Jean-Louis (C.E)	Pharmacologie		
Mme MOYAL Elisabeth	Cancérologie		
Mme NOURHASHEMI Fatemeh (C.E)	Gériatrie		
M. OLIVES Jean-Pierre (C.E)	Pédiatrie		
M. OSWALD Eric	Bactériologie-Virologie		
M. PARIENTE Jérémie	Neurologie		
M. PARINAUD Jean	Biol. Du Dévelop. et de la Reprod.		
M. PAUL Carle	Dermatologie		
M. PAYOUX Pierre	Biophysique		
M. PERRET Bertrand (C.E)	Biochimie		
M. RASCOL Olivier	Pharmacologie		
M. RECHER Christian	Hématologie		
M. RISCHMANN Pascal (C.E)	Urologie		
M. RIVIERE Daniel (C.E)	Physiologie		
M. SALES DE GAUZY Jérôme	Chirurgie Infantile		
M. SALLES Jean-Pierre	Pédiatrie		
M. SANS Nicolas	Radiologie		
M. SERRE Guy (C.E)	Biologie Cellulaire		
M. TELMON Norbert	Médecine Légale		
M. VINEL Jean-Pierre (C.E)	Hépto-Gastro-Entérologie		
P.U. Médecine générale		P.U. Médecine générale	
M. OUSTRIC Stéphane	Médecine Générale	M. MESTHÉ Pierre	Médecine Générale
		P.A Médecine générale	
		POUTRAIN Jean-Christophe	Médecine Générale

FACULTE DE MEDECINE TOULOUSE-RANGUEIL

133, route de Narbonne - 31062 TOULOUSE Cedex

Doyen : E. SERRANO

P.U. - P.H. Classe Exceptionnelle et 1ère classe		P.U. - P.H. 2ème classe	
M. ACAR Philippe	Pédiatrie	M. ACCADBLED Franck	Chirurgie Infantile
M. ALRIC Laurent	Médecine Interne	M. ARBUS Christophe	Psychiatrie
Mme ANDRIEU Sandrine	Epidémiologie	M. BERRY Antoine	Parasitologie
M. ARLET Philippe (C.E)	Médecine Interne	M. BONNEVILLE Fabrice	Radiologie
M. ARNAL Jean-François	Physiologie	M. BOUNES Vincent	Médecine d'urgence
Mme BERRY Isabelle (C.E)	Biophysique	Mme BOURNET Barbara	Gastro-entérologie
M. BOUTAULT Franck (C.E)	Chirurgie Maxillo-Faciale et Stomatologie	M. CHAUFOUR Xavier	Chirurgie Vasculaire
M. BUJAN Louis (C. E)	Urologie-Andrologie	M. CHAYNES Patrick	Anatomie
Mme BURA-RIVIERE Alessandra	Médecine Vasculaire	M. DECRAMER Stéphane	Pédiatrie
M. BUSCAIL Louis	Hépatogastro-Entérologie	M. DELOBEL Pierre	Maladies Infectieuses
M. CANTAGREL Alain (C.E)	Rhumatologie	Mme DULY-BOUHANICK Béatrice	Thérapeutique
M. CARON Philippe (C.E)	Endocrinologie	M. FRANCHITTO Nicolas	Addictologie
M. CHIRON Philippe (C.E)	Chirurgie Orthopédique et Traumatologie	M. GALINIER Philippe	Chirurgie Infantile
M. CONSTANTIN Arnaud	Rhumatologie	M. GARRIDO-STÔWHAS Ignacio	Chirurgie Plastique
M. COURBON Frédéric	Biophysique	Mme GOMEZ-BROUCHET Anne-Muriel	Anatomie Pathologique
Mme COURTADE SAIDI Monique	Histologie Embryologie	M. HUYGHE Eric	Urologie
M. DAMBRIN Camille	Chirurgie Thoracique et Cardiovasculaire	M. LAFFOSSE Jean-Michel	Chirurgie Orthopédique et Traumatologie
M. DELABESSE Eric	Hématologie	Mme LAPRIE Anne	Radiothérapie
Mme DELISLE Marie-Bernadette (C.E)	Anatomie Pathologie	M. LEGUEVAQUE Pierre	Chirurgie Générale et Gynécologique
M. DELORD Jean-Pierre	Cancérologie	M. MARCHEIX Bertrand	Chirurgie thoracique et cardiovasculaire
M. DIDIER Alain (C.E)	Pneumologie	M. MAURY Jean-Philippe	Cardiologie
M. ELBAZ Meyer	Cardiologie	Mme MAZEREUEW Juliette	Dermatologie
M. GALINIER Michel	Cardiologie	M. MEYER Nicolas	Dermatologie
M. GLOCK Yves (C.E)	Chirurgie Cardio-Vasculaire	M. MUSCARI Fabrice	Chirurgie Digestive
M. GOURDY Pierre	Endocrinologie	M. OTAL Philippe	Radiologie
M. GRAND Alain (C.E)	Epidémiologie. Eco. de la Santé et Prévention	M. ROUX Franck-Emmanuel	Neurochirurgie
M. GROLLEAU RAOUX Jean-Louis	Chirurgie plastique	Mme SOTO-MARTIN Maria-Eugénia	Gériatrie et biologie du vieillissement
Mme GUIMBAUD Rosine	Cancérologie	M. TACK Ivan	Physiologie
Mme HANAIRE Hélène (C.E)	Endocrinologie	M. VERGEZ Sébastien	Oto-rhino-laryngologie
M. KAMAR Nassim	Néphrologie	M. YSEBAERT Loïc	Hématologie
M. LARRUE Vincent	Neurologie		
M. LAURENT Guy (C.E)	Hématologie		
M. LEVADE Thierry (C.E)	Biochimie		
M. MALECAZE François (C.E)	Ophthalmologie		
M. MARQUE Philippe	Médecine Physique et Réadaptation		
Mme MARTY Nicole	Bactériologie Virologie Hygiène		
M. MASSIP Patrice (C.E)	Maladies Infectieuses		
M. MINVILLE Vincent	Anesthésiologie Réanimation		
M. RAYNAUD Jean-Philippe (C.E)	Psychiatrie Infantile		
M. RITZ Patrick	Nutrition		
M. ROCHE Henri (C.E)	Cancérologie		
M. ROLLAND Yves	Gériatrie		
M. ROUGE Daniel (C.E)	Médecine Légale		
M. ROUSSEAU Hervé (C.E)	Radiologie		
M. SAILLER Laurent	Médecine Interne		
M. SCHMITT Laurent (C.E)	Psychiatrie		
M. SENARD Jean-Michel	Pharmacologie		
M. SERRANO Elie (C.E)	Oto-rhino-laryngologie		
M. SOULAT Jean-Marc	Médecine du Travail		
M. SOULIE Michel (C.E)	Urologie		
M. SUC Bertrand	Chirurgie Digestive		
Mme TAUBER Marie-Thérèse (C.E)	Pédiatrie		
Mme URO-COSTE Emmanuelle	Anatomie Pathologique		
M. VAYSSIERE Christophe	Gynécologie Obstétrique		
M. VELLAS Bruno (C.E)	Gériatrie		

M.C.U. - P.H.		M.C.U. - P.H	
M. APOIL Pol Andre	Immunologie	Mme ABRAVANEL Florence	Bactériologie Virologie Hygiène
Mme ARNAUD Catherine	Epidémiologie	Mme BASSET Céline	Cytologie et histologie
M. BIETH Eric	Génétique	M. CMBUS Jean-Pierre	Hématologie
Mme BONGARD Vanina	Epidémiologie	Mme CANTERO Anne-Valérie	Biochimie
Mme CASPAR BAUGUIL Sylvie	Nutrition	Mme CARFAGNA Luana	Pédiatrie
Mme CASSAING Sophie	Parasitologie	Mme CASSOL Emmanuelle	Biophysique
M. CAVAINAC Etienne	Chirurgie orthopédique et traumatologie	Mme CAUSSE Elizabeth	Biochimie
Mme CONCINA Dominique	Anesthésie-Réanimation	M. CHAPUT Benoit	Chirurgie plastique et des brûlés
M. CONGY Nicolas	Immunologie	M. CHASSAING Nicolas	Génétique
Mme COURBON Christine	Pharmacologie	Mme CLAVE Danielle	Bactériologie Virologie
Mme DAMASE Christine	Pharmacologie	M. CLAVEL Cyril	Biologie Cellulaire
Mme de GLISEZENSKY Isabelle	Physiologie	Mme COLLIN Laetitia	Cytologie
Mme DE MAS Véronique	Hématologie	Mme COLOMBAT Magali	Anatomie et cytologie pathologiques
Mme DELMAS Catherine	Bactériologie Virologie Hygiène	M. CORRE Jill	Hématologie
M. DUBOIS Damien	Bactériologie Virologie Hygiène	M. DE BONNECAZE Guillaume	Anatomie
M. DUPUI Philippe	Physiologie	M. DEDUIT Fabrice	Médecine Légale
M. FAGUER Stanislas	Néphrologie	M. DELPLA Pierre-André	Médecine Légale
Mme FILLAUX Judith	Parasitologie	M. DESPAS Fabien	Pharmacologie
M. GANTET Pierre	Biophysique	M. EDOUARD Thomas	Pédiatrie
Mme GENNERO Isabelle	Biochimie	Mme ESQUIROL Yolande	Médecine du travail
Mme GENOUX Annelise	Biochimie et biologie moléculaire	Mme EVRARD Solène	Histologie, embryologie et cytologie
M. HAMDJ Safouane	Biochimie	Mme GALINIER Anne	Nutrition
Mme HITZEL Anne	Biophysique	Mme GARDETTE Virginie	Epidémiologie
M. IRIART Xavier	Parasitologie et mycologie	M. GASQ David	Physiologie
Mme JONCA Nathalie	Biologie cellulaire	Mme GRARE Marion	Bactériologie Virologie Hygiène
M. KIRZIN Sylvain	Chirurgie générale	Mme GUILBEAU-FRUGIER Céline	Anatomie Pathologique
Mme LAPEYRE-MESTRE Maryse	Pharmacologie	Mme GUYONNET Sophie	Nutrition
M. LAURENT Camille	Anatomie Pathologique	M. HERIN Fabrice	Médecine et santé au travail
M. LHERMUSIER Thibault	Cardiologie	Mme INGUENEAU Cécile	Biochimie
Mme MONTASTIER Emilie	Nutrition	M. LAIREZ Olivier	Biophysique et médecine nucléaire
M. MONTOYA Richard	Physiologie	M. LEANDRI Roger	Biologie du dével. et de la reproduction
Mme MOREAU Marion	Physiologie	M. LEPAGE Benoit	Biostatistiques et Informatique médicale
Mme NOGUEIRA M.L.	Biologie Cellulaire	Mme MAUPAS Françoise	Biochimie
M. PILLARD Fabien	Physiologie	M. MIEUSSET Roger	Biologie du dével. et de la reproduction
Mme PUISSANT Bénédicte	Immunologie	Mme NASR Nathalie	Neurologie
Mme RAYMOND Stéphanie	Bactériologie Virologie Hygiène	Mme PERIQUET Brigitte	Nutrition
Mme SABOURDY Frédérique	Biochimie	Mme PRADDAUDE Françoise	Physiologie
Mme SAUNE Karine	Bactériologie Virologie	M. RIMAILHO Jacques	Anatomie et Chirurgie Générale
M. SILVA SIFONTES Stein	Réanimation	M. RONGIERES Michel	Anatomie - Chirurgie orthopédique
M. SOLER Vincent	Ophthalmologie	Mme SOMMET Agnès	Pharmacologie
M. TAFANI Jean-André	Biophysique	Mme VALLET Marion	Physiologie
M. TREINER Emmanuel	Immunologie	M. VERGEZ François	Hématologie
Mme TREMOLLIERS Florence	Biologie du développement	Mme VEZZOSI Delphine	Endocrinologie
Mme VAYSSE Charlotte	Cancérologie		
M.C.U. Médecine générale		M.C.U. Médecine générale	
M. BRILLAC Thierry		M. BISMUTH Michel	Médecine Générale
		M. BISMUTH Serge	Médecine Générale
		Mme ROUGE-BUGAT Marie-Eve	Médecine Générale
		Mme ESCOURROU Brigitte	Médecine Générale

Maîtres de Conférences Associés de Médecine Générale

Dr ABITTEBOUL Yves
 Dr CHICOLAA Bruno
 Dr IRI-DELAHAYE Motoko
 Dr FREYENS Anne

Dr BOYER Pierre
 Dr ANE Serge
 Dr BIREBENT Jordan

Remerciements

La thèse d'exercice clôt symboliquement les études de médecine. Il ne serait bien sûr pas possible de remercier ici tou.te.s celles et ceux qui m'ont stimulée, aidée et inspirée ces douze dernières années. Mais je dois dire que je suis plutôt heureuse du résultat. Je sais à quel point je suis riche de pouvoir me lever chaque matin pour retrouver des personnes passionnantes, engagées et bienveillantes. C'est un privilège rare de pouvoir consacrer ses journées à une activité qui non seulement nous épanouit personnellement mais qui présente aussi un intérêt collectif. Je mesure donc la chance que j'ai d'avoir d'un métier dont tous les aspects – brainstorming, analyse, rédaction, échanges – me plaisent, mais qui se situe aussi au plus proche de mes valeurs, éthiques et politiques. Cette chance est fragile, j'en ai conscience, c'est pourquoi je suis encore plus heureuse d'avoir l'opportunité de continuer l'aventure ces prochaines années.

Toute ma reconnaissance va au Professeur Thierry Lang qui m'a fait découvrir et aimer l'épidémiologie sociale. J'ai fait mes premiers pas entraînée par l'engagement passionné du professeur et dernièrement c'est l'exigence minutieuse du chercheur qui me faisait encore avancer. Je remercie aussi toute l'équipe du premier étage du bâtiment E pour m'avoir donné l'opportunité de travailler avec elle. Il faut une précision d'horloger pour atteindre cet équilibre de rigueur et d'inspiration, de franchise et de bienveillance, de productivité et d'intégrité. Cette équipe est un bijou tout simplement.

Merci plus particulièrement au Dr Benoit Lepage pour m'avoir initié à l'épidémiologie et aux biostatistiques, même quand je ne savais pas encore que ça pouvait m'intéresser. Merci au Pr Sandrine Charpentier pour m'avoir permis de travailler sur les projets qui composent cette thèse et pour être restée disponible malgré les nombreuses autres priorités. Merci à l'équipe de l'ORU-MiP pour m'avoir fait confiance et plus particulièrement à Laure Pourcel pour son aide et sa disponibilité. Merci au Dr Isabelle Claudet d'avoir accepté de faire partie de mon jury.

Je remercie aussi l'équipe du laboratoire d'épidémiologie, dans lequel j'ai passé de nombreux semestres, notamment au Dr Adeline Gallini et au Dr Virginie Gardette pour leur engagement dans notre formation d'interne.

Merci surtout au Dr Sébastien Lamy. Rien n'aurait été pareil, c'est sûr. J'aurai toujours une dette envers lui, et il l'a bien cherché.

Je n'étais pas seule sur cette trajectoire. Ma famille m'a donné l'élan et la constance nécessaires pour cette aventure. Je serais fière de les avoir auprès de moi pour soutenir cette thèse, parce que je leur dois beaucoup. C'est une force rare d'avoir ce pilier familial lorsqu'il s'agit de faire des choix de jeune adulte, une sorte de filet de secours qui nous encourage à tenter le double salto plutôt que de descendre par l'échelle. Je les remercie pour cela.

Je remercie plus particulièrement mes parents pour m'avoir donné la curiosité d'apprendre même si je suis devenue insatiable, pour m'avoir donné le sentiment que tout m'était possible même si je suis devenue exigeante, et pour m'avoir fait confiance et soutenue même quand ils n'adhéraient pas forcément à mes choix.

Une pensée pour mes grand-parents, ceux que j'ai connus et les autres. Une dédicace pour Marie-Thé, Yvonne et Christophe, mes compagnons de vie.

*

Comme si cela ne suffisait pas, je suis aussi riche de toutes ces personnes que j'appelle mes amis. Ceux-là ne sont pas de ceux qui vous assurent qu'ils vont vous rattraper si vous tombez de l'échelle. C'est le salto sinon rien et si vous vous écrasez au sol, hé bien c'est une sorte de nouvelle aventure qui commence ! Ne pas m'accrocher à mes certitudes, voilà ce qu'ils m'apprennent chaque jour. Ça bouscule, mais c'est salvateur.

En vrac, merci à : Anne (on a été assez folle, enfant, pour croire que tous nos rêves étaient réalisables, et auprès d'elle cela s'est vérifié), Solenn (j'aurais parfois voulu avoir son intransigeance, elle m'a heurtée, elle m'a poussée), Manon, Fabien, FX et les autres (j'ai eu de la chance de tomber sur eux pendant mes études de médecine, ils sont parfaits), David (pour cette phrase « c'est quoi pour toi une maladie ? » qui a tout changé), les copains des Beaux-arts de Rennes, des Beaux-arts de Toulouse, d'IPN et ses satellites (pardon, je sais que ce n'est pas bien de mettre tous le monde dans des sacs comme ça), le « Groupe », Matthieu, Julie, et j'en oublie.

Il y en a un parmi tous qui aimerait son petit paragraphe personnel, pour une fois je lui ferais ce plaisir : merci à Thomas de m'avoir encouragée quand j'ai fait ce choix étrange de la Santé Publique. Et plus largement d'être ce genre d'ami.

*

J'ai beaucoup de chance d'avoir eu un partenaire dans ce périple. Quelqu'un qui m'a supportée pendant la première année de médecine et toutes les autres, pendant ces longues périodes de révisions, qui a entendu mes confidences d'externe qui découvrait la vie et le reste, mes angoisses d'avant les premières gardes d'interne aux urgences, mes fatigues et mes doutes, mon charabia de chiffres et de concepts. Merci à Ben d'être encore là après ces douze années. Souvent nous ne sommes pas dans la même dimension, mais on s'en sort plutôt bien.

Et l'aventure continue !

Sommaire

Introduction Générale	xv
1 Analyses des Données d'Activité des SU	1
1.1 Evolution des Taux de Recours	3
1.2 Déterminants Sociaux des Recours	23
2 Des Données vers la Preuve	41
2.1 Mesures et signification	44
2.2 Taille de l'échantillon et significativité	59
Discussion Générale	69

Acronymes

CCMU Classification Clinique des Malades aux Urgences

DM Données Manquantes

EBM Evidence Based Medecine

EBPH Evidence Based Public Health

EDI European Deprivation Index

MiP Région Midi-Pyrénées

ORU Observatoire Régional des Urgences

PSE Position Socioéconomique

RPU Résumés de Passages aux Urgences

SP Santé Publique

SU Services d'Urgences

Introduction Générale

"Accept Change and Move to Next"

Microsoft

J'ai passé les deux dernières années de mon internat à travailler sur des bases de données de l'Observatoire Régional des Urgences (ORU) de la Région Midi-Pyrénées (MiP). Il s'agit d'un Groupement d'Intérêt Public dont les missions consistent à centraliser les Résumés de Passages aux Urgences (RPU) fournis par les urgentistes de la région et les exploiter afin d'améliorer la connaissance quantitative et qualitative des activités des Services d'Urgences (SU). L'intérêt théorique de cette base de données d'activité est de permettre « *une meilleure définition des besoins de la population, une description précise de l'offre de soins et participer à l'amélioration des pratiques professionnelles* » [1]. Il s'agit donc avant tout d'un processus d'évaluation, local et appliqué à la pratique. Mais ces bases de données nous ont aussi permis de réaliser des analyses épidémiologiques pour répondre à plusieurs problématiques qui dépassaient le cadre régional : Comment ont évolué les taux de recours aux urgences ces quinze dernières années ? Les patients viennent-ils réellement de plus en plus « pour rien » aux urgences ? Le recours aux urgences a-t-il un lien avec la Position Socioéconomique (PSE) des patients ?

La thèse d'exercice semble une bonne occasion, non seulement pour revenir sur ces résultats, mais aussi pour faire le point sur les *problèmes et résolutions* qui ont rythmé ce travail. Il semble en effet que ma formation de médecin de Santé Publique se soit faite en grande partie sous la forme d'un *apprentissage par résolution de problème* et continuera probablement sous cette forme tout au long de ma vie professionnelle. Cela ne retire pas le mérite des cours universitaires auxquels j'ai assisté ces quatre dernières années, mais rien ne pourrait remplacer les hésitations, difficultés, erreurs et tâtonnements rencontrés au cours des différents

stages. Ce constat implique un versant moins optimiste : si un travail n'est qu'une étape, il aura certainement très peu de valeur lorsque la suivante sera atteinte. Et c'est peut-être parce qu'il faut revendiquer aujourd'hui des réalisations que l'on n'assumera plus demain qu'il est parfois important de s'arrêter sur ce qu'on ne pourra pas leur retirer : l'expérience individuelle du réalisateur.

Il ne s'agit pas cependant d'une démarche strictement personnelle car il me semble que les questions que je souhaite aborder rejoignent des problématiques plus générales et actuelles posées par la recherche en Santé Publique (SP) à l'heure de la production massive de données administratives. Ces nouvelles sources d'information constituent une opportunité pour la recherche mais posent aussi des difficultés d'ordre notamment méthodologique. Les divers enseignements tirés de l'analyse de ces données ne sont donc pas sans intérêt pour tout autre activité de recherche effectuée à partir de très gros échantillons produits dans un contexte indépendant.

Premièrement, ce sont des questions de mesures qui nous ont posé des difficultés, notamment le score de Classification Clinique des Malades aux Urgences (CCMU) et sa validité dans l'exploration de concepts tels que les recours *potentiellement déplaçables*, *non graves* ou *non urgents*, etc. Cet exemple fait écho à la psychométrie, à la validation des questionnaires et des mesures, mais dans un contexte encore une fois d'utilisation *a posteriori* de données qui ont été produites pour un objectif indépendant. Comment utiliser une *mesure du réel* qui n'a pas été réalisée pour répondre à la question posée ? Comment peut-elle malgré tout nous servir et avec quelles précautions ?

Deuxièmement, le fait de travailler sur un échantillon d'environ 300 000 individus pour comparer les taux de recours aux urgences en fonction de la PSE, nous a fait poser la question de la fiabilité des outils statistiques classiquement utilisés : Que faire de la significativité statistique lorsque N est très grand ? La production et l'utilisation de plus en plus fréquentes de très grosses bases de données rend cette question très actuelle.

Objectifs

Après avoir, dans un première temps, décrit les méthodes et résultats des analyses effectuées, l'objectif de ce travail était donc de décrire les problématiques posées par l'utilisation de données d'activités des services d'urgences pour des analyses épidémiologiques, ainsi que les solutions étudiées, les applications et les perspectives.

Chapitre 1

Analyses des Données d'Activité des SU

1.1 Evolution des Taux de Recours aux Urgences de 2002 à 2015

Objectif : Il est souvent affirmé que le phénomène de l'encombrement des Services d'Urgences (SU) repose sur une augmentation des recours considérés comme non urgents. Questionnant cette hypothèse, cette étude visait à quantifier l'augmentation des taux de recours aux SU et qualifier la gravité des recours impliqués dans cette augmentation.

Méthodes : Étude épidémiologique rétrospective. Tous les recours aux Urgences effectués entre 2002 et 2015 par un habitant adulte de la région Midi-Pyrénées ont été inclus. Leurs caractéristiques ont été recueillies à partir des Résumés de Passages aux Urgences. Nous avons modélisé les taux de recours en fonction de l'année par des modèles de régression linéaire et une augmentation était considérée comme significative lorsque l'intervalle de confiance à 95% ne comprenait pas zéro. La gravité des visites a été explorée à travers la Classification Clinique des Malades aux Urgences (CCMU), ainsi qu'avec les diagnostics et l'issue des passages.

Résultats : Les 37 SU de la région ont pris en charge plus de 7 millions de visites en 14 ans. Nous avons donc analysé 14 taux annuels de recours et confirmé une augmentation de 4,8 (IC95%=[4,33 ;5,32]) passages supplémentaires chaque année pour 1 000 habitants. Cette augmentation repose principalement sur une augmentation des recours de gravité intermédiaire, c'est-à-dire qui n'aboutiront pas sur une hospitalisation mais qui nécessitent une prise en charge thérapeutique ou diagnostique (CCMU 2). Cette augmentation concerne tous les groupes d'âge et de sexe, avec une pente plus forte pour les jeunes femmes et les personnes de plus de 75 ans.

Conclusion : Il semble que l'augmentation des recours aux urgences ne repose pas sur une augmentation des recours non graves (CCMU 1), mais la question reste de savoir si les recours impliqués (CCMU 2 et non hospitalisés) relèvent ou non des services d'urgences.

[WHY DO PEOPLE COME MORE AND MORE TO EMERGENCY DEPARTMENT?]

COLINEAUX H, AZEMA O, POURCEL L, LANG T, KELLY-IRVING M, PELISSIER F,
CHARPENTIER S, AND LAMY S

1. INTRODUCTION

De nombreux pays sont concernés, et cela depuis une trentaine d'années, par le problème de l'encombrement des Services d'Urgences (SU) (1). Dans la littérature médicale, cet encombrement a été en partie expliqué par le phénomène des recours *non urgents* aux SU (2). Cette hypothèse est cependant parfois critiquée (3) pour deux principales raisons : d'une part, il n'y a toujours pas de consensus sur la façon d'identifier ces visites (4), et d'autre part, le fait que les passages de faible gravité soit associés à l'encombrement des SU n'est pas constant (5). La responsabilité des recours *non graves* reste donc une question controversée, alors que d'une part le phénomène de l'encombrement a des conséquences sur la mortalité, les délais de traitement, etc. (2) et que d'autre part cette cause présumée implique de possibles solutions comme le refus de soin qui ne sont pas sans conséquences éthiques et de santé publique (6).

Alors que la France dispose d'une offre de soins primaires ambulatoires robuste et prise en charge par une assurance publique et universelle, ce pays doit aussi faire face au problème de l'encombrement des SU (1). Ce phénomène prendrait en partie sa source dans l'utilisation croissante des SU par la population. En effet, le *Rapport Grall* de 2015, qui revient sur les évolutions des SU depuis les réorganisations majeures des années 1990, décrit un doublement des taux de recours aux SU de 125 passages pour 1 000 habitants en 1993 (7) à 286 pour 1 000 en 2013 (8). Au début des années 90, cette augmentation avait déjà été attribuée aux recours considérés comme *inappropriés*. Ces recours étaient alors estimés à 70% et expliqués par le moindre investissement des médecins généralistes (MG) et par le consumérisme des patients (7). En 2000, un rapport publié par le Département de Statistiques du Ministère de la Santé (DREES) a aussi associé l'augmentation

des taux de recours à l'augmentation des recours pour des urgences appelées *urgences ressenties*, c'est-à-dire qui ne nécessitaient pas de soins immédiats d'après les professionnels (9). Plus tard, la littérature médicale française a encore tenté de quantifier et de proposer des stratégies de réduction de la fréquence de ces passages « non graves », « non urgents », « évitables » ou « inappropriés », considérant que leur responsabilité dans l'encombrement des SU étaient prouvée (10–12).

Mais l'implication des recours non graves dans l'augmentation de la fréquentation des SU a été plus souvent affirmée que démontrée. L'argumentation s'est de plus appuyée sur des mesures ponctuelles dans quelques services de la proportion de visites non graves, identifiées par des critères divers, ce qui ne devrait pas suffire pour conclure à leur responsabilité dans le problème de l'encombrement des SU. Dans ce contexte, analyser l'évolution des taux et de la gravité des recours pourrait nous permettre de mieux comprendre l'implication de ces facteurs dans le phénomène de l'encombrement des SU. Le plus ancien Observatoire Régional des Urgences en France, créé en 2001 en Midi-Pyrénées, constitue une réelle opportunité d'explorer cette question. En effet, ce registre a collecté, exhaustivement et en routine, des données produites par tous les SU publics et privés de la plus grande région française, pendant ces quatorze dernières années. Ces données nous permettent donc de répondre à nos deux objectifs : (a) quantifier l'augmentation des taux de recours aux urgences et (b) qualifier la gravité des recours concernés par cette augmentation.

2. MATÉRIEL ET MÉTHODES

Source. Les données proviennent de l'Observatoire Régional des Urgences de la région Midi-Pyrénées (ORU-MiP). Nous avons utilisé les Résumés de Passages aux Urgences, une série d'informations codées, de tous les passages effectués entre 2002 et 2015 dans un SU de la région. Les Résumés de Passages aux Urgences sont constitués de données démographiques, médicales et administratives, collectées en routine de façon exhaustive par les hôpitaux publics et privés. Pour le calcul des taux, nous avons aussi utilisé les données de recensement.

Population d'étude. Nous avons inclus tous les passages aux urgences effectués entre le 1^{er} janvier 2002 et le 31 décembre 2015. Nous avons limité notre analyse aux habitants âgés de plus de 15 ans, car les populations pédiatriques et adultes

sont trop différentes pour être analysées ensemble. En raison de contraintes matérielles, nous avons travaillé sur un échantillon aléatoire et représentatif de 10%, et les taux ont été calculés après correction par un facteur dix pour prendre en compte cette échantillonnage.

Mesures. L'augmentation des recours *non graves* est une des hypothèses pour expliquer l'augmentation des taux de recours aux urgences. Ce concept de *non gravité* est complexe et n'admet pas une définition unique. De plus, dans ce domaine, il fait souvent référence à des situations qui auraient pu être prises en charge par un MG, ce qui est largement subjectif et très dépendant du contexte local d'offre de soin. Pour apporter des éléments de discussion, nous avons choisi d'utiliser plusieurs proxies de la gravité des recours, le principal étant le niveau du score de triage utilisé dans les SU français : la Classification Clinique des Malades aux Urgences (CCMU) (voir Table 1)(13).

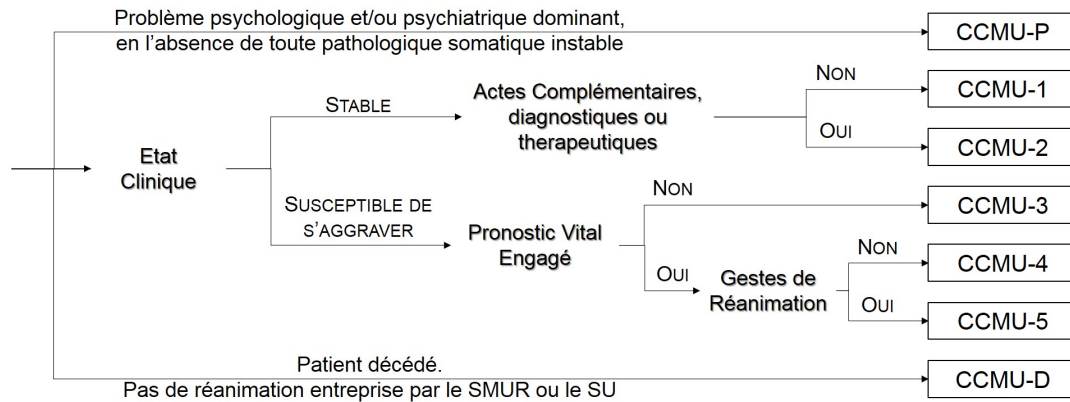


FIGURE 1. Classification Clinique des Malades aux Urgences(CCMU)

L'issue du passage (hospitalisation ou non hospitalisation) et le motif/diagnostic ont aussi été analysés comme proxies de la gravité du recours.

Analyse statistique. Dans un premier temps, afin de quantifier l'augmentation des taux de recours aux urgences, nous avons analysé l'évolution du nombre annuel de passages, l'évolution du taux annuel de recours pour 1 000 habitants et enfin l'évolution du taux annuel standardisé de recours pour 1 000 habitants. Pour le calcul des taux, la population de référence était la population régionale de plus de 15 ans de chaque année analysée. Pour les taux standardisés, nous avons pondéré

les taux de visites de chaque classe d'âge (par pas de 5 ans) et chaque sexe selon la structure d'âge et sexe de la population de 2002, c'est-à-dire la première année de l'étude. Les taux standardisés correspondent donc aux taux annuels de recours si la structure de la population était restée stable depuis 2002.

Pour mesurer l'augmentation, nous avons modélisé les taux de recours en fonction de l'année grâce à des modèles de régression linéaire, après avoir vérifié graphiquement la linéarité de l'évolution. Le coefficient de régression β correspondait donc à l'augmentation du taux de recours pour une augmentation d'un an, c'est-à-dire au « Nombre de Passages Supplémentaires pour 1 000 habitants chaque Année » (NPSA). Une augmentation était considérée comme significative lorsque l'intervalle de confiance à 95% ne comprenait pas zéro. Dans un second temps, afin d'analyser la part des recours non-graves dans l'augmentation, nous avons modélisé les taux de recours en fonction de l'année avec des modèles de régression linéaire pour chaque catégorie des proxies de la gravité décrits ci-dessus. Par exemple, nous avons modélisé les taux de recours CCMU 1 en fonction de l'année, puis les taux de recours CCMU 2-3, puis les taux de recours CCMU 4-5. Cette procédure nous a permis de caractériser la part de chaque catégorie de recours dans le « NPSA » global. Ces analyses ont aussi été réalisées spécifiquement pour certaines catégories d'âge et de sexe afin d'étudier leurs spécificités.

Certaines variables utilisées avaient des données manquantes et ont été imputées avec le protocole MICE (Multiple Imputation using Chained Equation) (14). Les variables concernant le type d'institution, l'année et le jour du passage, qui n'avaient pas de données manquantes, ont aussi été utilisées pour l'imputation. Les données relatives au diagnostic étaient plus précises que celles relatives au motif, mais elles contenaient 12% de données manquantes qui n'ont pas été imputées en raison du nombre important de diagnostics possibles et de l'hétérogénéité des catégories diagnostiques. Cette variable a donc été analysée sur données complètes.

Les analyses ont été réalisées avec R Version 3.3.2 (2016-10-31) et Rstudio Version 1.0.136.

2.1. Autorisations. La base de données de l'Observatoire des Urgences a été déclarée à la Commission Nationales Informatique et Liberté (CNIL) : déclaration n761 633 (31/08/2001). La base de données était anonyme.

3. RÉSULTATS

3.1. Description des recours. L'Observatoire Régional des Urgences a enregistré les sept millions de passages pris en charge par les 37 SU de Midi-Pyrénées entre 2002 et 2015. Nous avons donc analysé 14 taux annuels de recours. L'âge médian est d'environ 45 ans et les patients sont plus souvent des hommes. Les motifs principaux des recours sont médico-chirurgicaux et traumatiques. La plupart des visites sont codées CCMU 2 et les patients retournent à domicile dans la majorité des cas. Les détails sont données dans le tableau 1.

TABLE 1. Données complètes et imputées dans l'échantillon de 10%

		Données complètes			Données imputées	
		Total	n	%	n	%
Age (années)	16 à 29	720 996	205 885	28,56	205 892	28,56
	30 à 44		158 436	21,97	158 443	21,97
	45 à 59		128 383	17,81	128 386	17,81
	60 à 74		92 947	12,89	92 952	12,89
	Plus de 75		135 350	18,77	135 361	18,77
Sexe	Femme	720 765	336 057	46,63	336 174	46,62
	Homme		384 708	53,37	384 860	53,38
Motif	Medico-Chirurgical	633 093	315 220	49,79	361 554	50,14
	Traumatique		245 975	38,85	274 522	38,07
	Psychiatrique		36 094	5,70	44 955	6,23
	Autre		35 804	5,66	40 003	5,55
CCMU	CCMU 1	613 786	85 171	13,88	101 504	14,07
	CCMU 2		387 097	63,07	450 494	62,48
	CCMU 3		118 648	19,33	14 694	19,51
	CCMU 4-5		13 592	2,21	15 942	2,21
	CCMU D		198	0,03	237	0,03
	CCMU P		9 080	1,48	12 162	1,69
Issue	Décès	675 689	800	0,12	862	0,12
	Hospitalisation		190 852	28,25	203 388	28,19
	Retour à domicile		484 037	71,64	516 884	71,69

3.2. Evolution des taux de recours aux SU. Le nombre annuel de passages aux urgences a augmenté en 14 ans, avec plus de 220 000 visites supplémentaires entre 2002 et 2015 (de 401 820 à 624 010), soit une augmentation de +55%.

Cette augmentation est partiellement expliquée par la croissance de la population, mais les taux de recours annuel pour 1 000 habitants ont aussi augmentés (voir Figure 2). L'augmentation des taux de visites ne semble pas liée à un changement de la structure de la population puisque les taux de recours standardisés sont similaires aux taux bruts. Les détails sont donnés dans le tableau 4 en Annexes. Graphiquement, l'évolution était linéaire, autorisant l'utilisation d'un modèle de régression linéaire. Ce modèle confirme une augmentation significative des taux de recours de 4,83 (IC95%=[4,33-5,32]) pour une augmentation d'un an.

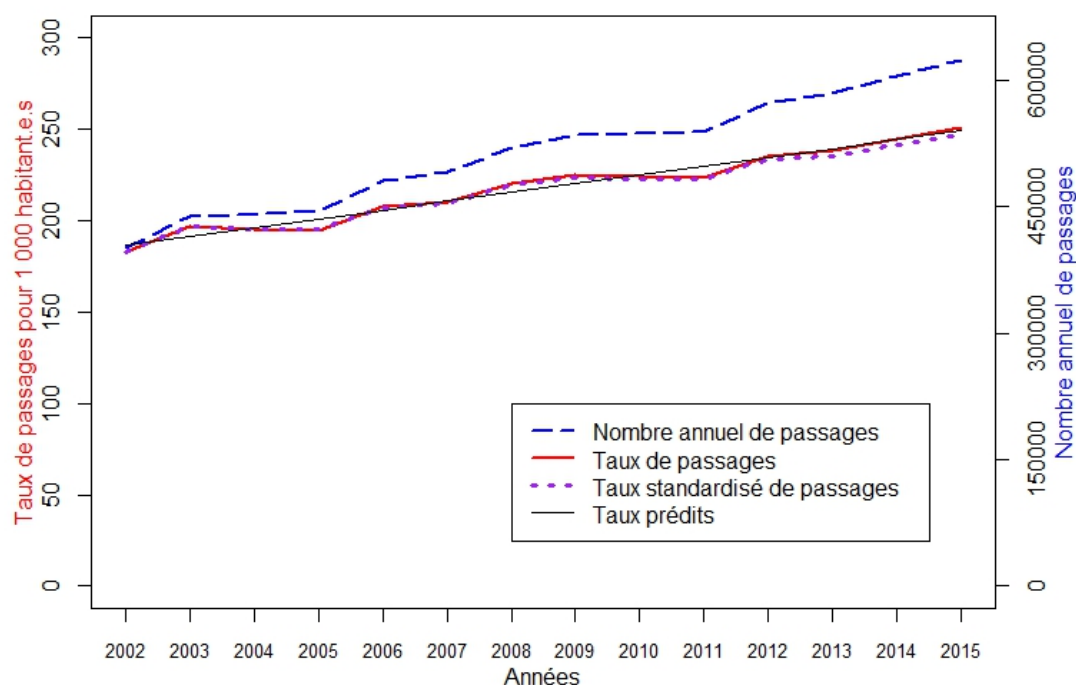


FIGURE 2. Nombre et Taux de Recours aux Urgences entre 2002 et 2015

3.3. Evolution de la gravité des recours. Le tableau 2 décrit l'évolution des taux de recours pour chaque caractéristique. L'augmentation des taux de recours est principalement expliquée par l'augmentation des recours CCMU 2. En effet, les taux annuels de recours CCMU 2 ont augmenté de +3,3 chaque année depuis 2002, alors que les taux de recours CCMU 1 et CCMU 3 ont seulement augmenté de +0,8 et +0,9 chaque année, respectivement. Cependant, l'augmentation des taux de recours s'appuie principalement sur des recours qui ne débouchent pas sur une hospitalisation.

Nous avons aussi observé que les recours médico-chirurgicaux ont été pratiquement les seuls à augmenter, mais qu'aucune catégorie diagnostique n'explique à elle seule l'augmentation des taux de recours, même si les visites pour des motifs digestifs ont augmenté un peu plus que les autres. Parmi les passages pour motifs digestifs, seul les *diagnostics non spécifiques* (douleurs abdominales non spécifiques, nausées et vomissements, diarrhées, etc.) ont réellement augmenté (+0,57 avec $IC95\% = [0,52; 0,62]$). Alors que les urgences chirurgicales (péritonite, occlusion, appendicite, etc.) ou hépato-pancréatiques (ascite, pancréatite, etc.) n'ont pas augmenté significativement. La part des diagnostics uro-génitaux est plus hétérogène avec une augmentation des passages pour coliques néphrétiques, infections urinaires ou encore dysuries. Parmi les recours pour motifs pneumo-cardiovasculaires, l'augmentation principale concerne les *douleurs précordiales inexpliquées*.

Le moment des recours ne semble pas avoir évolué depuis 2002. En effet, l'augmentation des taux de recours concerne chaque moment de la semaine et de la journée.

TABLE 2. Caractéristiques de l'évolution des taux de recours

	2002	NPSA	IC95%
Taux global	186,40	+4,83	(4,33 ; 5,32)
Taux stratifiés par gravité			
CCMU 1 (Non grave)	25,73	+0,76	(0,50 ; 1,01)
CCMU 2 (Intermédiaire)	114,82	+3,26	(2,62 ; 3,91)
CCMU 3 (Grave)	36,78	+0,88	(0,42 ; 1,34)
CCMU 4 or 5 (Très grave)	4,51	+0,05	(0,01 ; 0,08)
Taux stratifiés par issue			
Hospitalisation	56,74	+0,77	(0,63 ; 0,92)
Retour à domicile	129,66	+4,06	(3,63 ; 4,48)
Taux stratifiés par motif			
Medico-chirurgical	81,03	+4,29	(3,97 ; 4,61)
Traumatique	81,74	+0,22	(0,01 ; 0,43)
Psychiatrique et tentative de suicide	11,82	+0,27	(0,19 ; 0,35)
Autre	11,82	+0,05	(-0,04 ; 0,14)
Taux stratifiés par diagnostic (données complètes)			
Digestif	12,34	+0,71	(0,65 ; 0,78)
Urogénital	7,11	+0,57	(0,51 ; 0,63)
Cardiovasculaire ou pulmonaire	15,60	+0,57	(0,47 ; 0,67)
Rhumatologique	8,52	+0,52	(0,46 ; 0,58)
Dermatologique, ORL, ophtalmologique	11,36	+0,41	(0,34 ; 0,49)
Infectieux ou signes généraux	4,98	+0,29	(0,22 ; 0,35)
Neurologique	6,86	+0,21	(0,16 ; 0,26)
Malaise	5,03	+0,20	(0,17 ; 0,24)
Troubles Mentaux	5,69	+0,09	(0,02 ; 0,16)
Intoxication	4,51	+0,02	(-0,04 ; 0,08)
Autre	11,01	-0,02	(-0,12 ; 0,07)
Taux stratifiés par moment			
Journée en semaine (9h-18h)	81,64	+1,94	(1,64 ; 2,24)
Soir et nuit en semaine (18h-9h)	47,80	+1,50	(1,38 ; 1,62)
Weekend (Samedi, Dimanche)	56,96	+1,38	(1,20 ; 1,56)

Notes : 2002 : Taux prédits pour 1 000 habitants en 2002
NPSA : Nombre de Passages Supplémentaires pour 1 000 habitants
pour une augmentation d'un An (coef. de régression linéaire)
Autres motifs : Administratif, Social, Médico-légal, etc.

3.4. Analyse en sous-groupes. Cette augmentation touche tous les groupes d'âge et tous les sexes, avec une pente plus forte pour les jeunes femmes et les personnes de plus de 75 ans (voir Table 3). Les mécanismes à l'origine de cette augmentation sont donc peut-être variables en fonction de l'âge et du sexe.

TABLE 3. Evolution des taux de recours par an pour chaque âge et sexe

		2002	NPSA	IC95%
Taux global		186,40	4,83	(4,33 ; 5,32)
Taux pour chaque groupe				
Hommes				
	15 à 29	318,61	+1,39	(0,23 ; 2,55)
	30 à 44	215,01	+2,71	(1,97 ; 3,45)
	45 à 59	115,37	+3,94	(3,29 ; 4,59)
	60 à 74	140,63	+4,95	(4,41 ; 5,50)
	+75	283,79	+10,39	9,06 ; 11,72)
Femmes				
	15 à 29	207,92	+7,08	(6,29 ; 7,87)
	30 à 44	131,51	+5,34	(4,71 ; 5,96)
	45 à 59	112,27	+4,35	(3,88 ; 4,83)
	60 à 74	114,93	+3,92	(3,48 ; 4,36)
	+75	264,06	+8,78	(8,04 ; 9,52)
Notes : 2002 : Taux prédits pour 1 000 habitants en 2002				
NPSA : Nombre de Passages Supplémentaires pour 1 000 habitants pour une augmentation d'un An				

3.4.1. Des personnes âgées de plus en plus âgées. Les personnes de plus de 75 ans sont les plus concernées puisque leur taux de recours ont augmenté chaque année de +9,4 passages pour 1 000 habitants de plus de 75 ans. Cette augmentation était principalement basée sur une augmentation des passages de gravité intermédiaire (CCMU 2) et non hospitalisés (+6,0 et +6,4 aussi, respectivement). Pour cette population cependant, les recours graves (CCMU 3) sont aussi concernés, ainsi que les recours hospitalisés (+2,9 et +3,1, respectivement). Comme le reste de la population, l'augmentation s'explique principalement par une augmentation des recours médico-chirurgicaux (+7,1) même si l'augmentation des recours traumatiques est elle aussi importante (+1,9). Parmi les recours médico-chirurgicaux, ce sont les passages pour motifs cardiovasculaires ou pulmonaires qui ont le plus augmenté (+1,18). Les détails sont donnés dans le tableau 5 en Annexes.

Dans la population totale, les taux de recours standardisés ne pas différents des taux bruts, l'évolution de la structure de la population ne peut donc pas expliquer l'augmentation des taux de recours. Mais l'évolution de la structure

de la population des plus de 75 ans peut avoir un impact. Et en effet, il y a eu une augmentation relative de la fréquence des personnes très âgées (plus de 85 ans et même plus de 90 ans). Le vieillissement de la population âgée explique partiellement l'augmentation des taux de visites dans ce groupe puisque l'évolution des taux standardisés est de +7,1 visites par an pour 1 000 habitants de plus de 75 ans contre +9,4 avec les taux bruts.

3.4.2. *Qu'arrive-t-il aux jeunes femmes ?* Les jeunes femmes sont aussi parmi les plus touchées (+7,1). Comme le reste de la population, l'augmentation des taux de recours parmi les jeunes femmes est principalement expliquée par l'augmentation des recours médico-chirurgicaux de diagnostics divers, CCMU 2 et non hospitalisés. Cependant, l'augmentation des recours pour des motifs digestifs (+1,6) et urogénitaux (+1,2) est plus forte que dans le reste de la population. L'augmentation des recours digestifs est dominée par les diagnostics non spécifiques et les recours urogénitaux par les infections urinaires. Les détails sont donnés dans le tableau 6 en Annexes.

Nous avons noté que l'augmentation des recours CCMU 1 repose principalement sur le plus jeunes (15 à 29 ans) puisque leur augmentation est plus forte que dans la population totale (+1,7 pour les femmes et +1,1 pour les hommes).

3.4.3. *Des jeunes hommes qui ont de moins en moins d'accidents.* A l'exception des seniors et des jeunes femmes, presque toute la population a connu une augmentation des taux de recours de 3 à 5 passages supplémentaires par an pour 1 000 habitants. Seuls les jeunes hommes semblent avoir des taux de recours relativement stables. En fait, l'augmentation de leurs passages médico-chirurgicaux (+2,7) est masquée par la diminution importante de leurs passages pour motifs traumatiques (-1,9). Cette diminution concerne presque tous les types d'accidents : accidents de la route (-1,1 contre -0,3 pour la population totale), accidents de sport (-2,1 versus -0,5), accidents domestiques (-0,9 versus -0,5) et accidents du travail (-0,7 versus -0,2), sauf les *autres accidents* (+1,5 et +0,7). La diminution de leurs passages hospitalisés (-0,6) et la relative stabilité de leurs passages CCMU 2 (+0,6) peuvent être mises en relation avec cette diminution des recours traumatiques, pourtant toujours très fréquents dans cette population : 204 à 180 recours traumatiques par an pour 1 000 hommes de 15 à 29 ans, contre 82 à 85 dans la population totale.

4. DISCUSSION

Résultats principaux. L'exhaustivité temporelle et géographique des données d'activité des services d'urgences nous a permis de réaliser la première étude de l'évolution des taux de recours et de leur gravité de cet ampleur. Cette analyse confirme une augmentation de la fréquentation des urgences, non complètement expliquée par la croissance ni par l'évolution de la structure de la population. En effet, chaque année on compte 4,8 passages de plus pour 1 000 habitants, ce qui correspond à 12 000 visites supplémentaires par an pour une population de 2,4 millions. Cette augmentation s'explique principalement par une augmentation des passages de gravité intermédiaire, c'est-à-dire des passages qui ne débouchent pas sur une hospitalisation mais qui nécessitent une prise en charge diagnostique et/ou thérapeutique. L'augmentation est plus importante parmi les plus âgés, qui sont de plus en plus âgés, et parmi les jeunes femmes.

Forces et limites méthodologiques. La longueur et surtout l'exhaustivité spatiale du recueil de données constituent les forces principales de l'étude. Cela nous a permis d'étudier un réseau régional multicentrique plutôt que plusieurs institutions isolées, comme cela est souvent le cas dans ce type d'étude (2). Les données ayant été recueillies en routine de façon exhaustive et standardisée depuis 2002, l'augmentation des taux de recours ne peut pas être attribuée à un biais de recueil. Elle ne peut non plus être attribuée à des variations saisonnière ou journalière comme pourraient l'être des recueils *un jour donné*.

La limite principale de cette étude est d'ordre interprétative. Nous avons décrits les caractéristiques des recours impliqués dans l'augmentation des taux de recours, mais la question demeure de savoir s'ils « relèvent ou non des urgences ». Les recours que l'on pourrait considérer comme « non médicaux » semblent en tout cas hors de cause. En effet, les taux de recours pour motifs « administratif, médico-légaux, sociaux » sont stables et l'augmentation des taux de recours pour des motifs qui ne nécessitent pas d'actes thérapeutiques ou diagnostiques (CCMU 1) est négligeable. Bien sur ce n'est pas parce qu'une situation ne nécessite pas d'actes autres que l'examen clinique qu'elle n'est pas « médicale », mais cette catégorie semble identifier au moins les situations qui ne le sont pas.

Plusieurs arguments peuvent conforter l'idée que les recours mis en cause, c'est-à-dire « effectués par un patient dont l'état clinique est stable et qui nécessitent

au moins un acte complémentaire, sans déboucher sur une hospitalisation », sont des recours qui ne relèvent pas préférentiellement des urgences. Premièrement, il s'agit de recours ambulatoires, puisque le patient n'est pas hospitalisé, donc théoriquement gérable en ville. Cependant, la possibilité d'organiser une hospitalisation pour le médecin urgentiste a changé ces dernières années, avec notamment une diminution relative de la disponibilité des lits d'hospitalisation, estimée dans la même région que l'étude à 255 journées d'hospitalisations annuelles pour mille habitants en moins entre 2002 et 2012 (15). Même si les hospitalisations sont plus courtes, la diminution relative des lits d'hospitalisation peut témoigner d'une évolution des pratiques avec une prise en charge de plus en plus ambulatoire de situations qui autrefois justifiaient une hospitalisation. Qu'elle soit une cause ou une conséquence de la diminution relative des lits d'hospitalisation, cette évolution des pratiques peut introduire un biais dans l'évaluation de l'évolution de la gravité des recours sur la base de ce critère.

Deuxièmement, il s'agit de patients dont l'état clinique est « stable », donc qui n'ont pas nécessairement besoin des services d'urgences si l'on considère que le rôle de ces services est de prendre en charge les problèmes qui ne peuvent attendre. Cependant cette catégorie identifie des situations très hétérogènes, puisqu'elle concerne plus de 60% des passages, on peut donc questionner la signification de cette notion de stabilité. De plus, on peut considérer la réalisation d'un acte complémentaire comme une sorte de légitimation du recours par l'institution. En effet, même si l'état clinique du patient est stable, s'il y a eu une délivrance d'un traitement dans le service, c'est qu'une prescription avec retrait du traitement en pharmacie ne pouvait pas suffire. De même, la réalisation d'un acte complémentaire (biologie, imagerie, etc.) par l'urgentiste traduit la nécessité d'éliminer au moins certains diagnostics graves avant de renvoyer le patient chez lui. A cet argument, il peut être opposé le fait que ces actes sont en partie des actes « de couverture », « d'opportunité » ou « de procédure ».

Finalement, cette question n'admet pas de réponse méthodologique ou statistique. Elle dépend principalement du rôle perçu des services d'urgences au sein de l'offre de soins primaires. On peut défendre une conception minimaliste de ce rôle, considérant que les SU ont vocation à ne prendre en charge que les pathologies aiguës, graves, pouvant mettre en jeu le pronostic du patient. Il s'agit

d'une conception proche du rôle historique des urgences contemporaines et les urgentistes sont principalement formés à ce type de pratique (8). Dans ce cas, les recours impliqués dans l'augmentation des taux de recours sont effectivement des recours qui ne relèvent pas des services d'urgences. Mais on peut au contraire défendre une conception inverse, plus extensive, qui considère les services d'urgences comme une offre de soins primaires à part entière. Dans ce cas, ces recours relèvent des urgences dans tous les cas, même si certains auraient aussi pu être pris en charge par un médecin généraliste en ville, ce qui reste difficile à mesurer. Il est en effet difficile d'identifier la part de recours ayant glissé d'une offre à une autre. L'offre de soins de médecine générale a légèrement diminuée entre 2002 et 2012 dans la région, mais s'il s'agissait simplement d'un déplacement d'une offre à l'autre, on peut faire l'hypothèse que l'augmentation des taux de recours n'auraient concernés que les périodes d'ouvertures des cabinets de MG, ce qui n'est pas le cas. Une étude de l'évolution parallèle des recours aux MG nous permettrait de mieux comprendre ces évolutions.

L'augmentation des taux de recours peut aussi reposer en partie sur un changement de la perception de la gravité d'un symptôme par le patient. Même si aucun diagnostic n'explique à lui seul cette augmentation, certaines catégories les plus concernées par l'augmentation peuvent nous fournir quelques éléments de compréhension. Il s'agit notamment des diagnostics *non spécifiques* (« symptômes digestifs non spécifiques », « douleur précordiale inexpliquée »). Cela traduit peut-être une anxiété plus fréquente et plus intense devant ces symptômes, ce qui n'est pas irrationnel quand on met cela en lien avec les discours à destination du grand public qui encouragent à consulter rapidement devant tel ou tel symptôme d'AVC ou d'infarctus. Ces changements de comportement sont peut-être même fructueux en terme de détection de pathologies graves en cas de présentation atypique.

Comparaison avec d'autres études. De nombreux pays sont concernés par l'augmentation des taux de recours (1), mais sans forcément avoir des taux ni des augmentations du même ordre de grandeur. Aux États-Unis par exemple, les taux de recours sont plus élevés mais ont augmentés plus lentement d'environ 2 à 3 passages pour 1 000 habitants chaque année : 389 visites pour 1 000 habitants en 2002 contre 419 en 2013 (16). De son côté, le Royaume-Uni connaît une augmentation de 7 à 8 passages supplémentaires pour 1 000 habitants chaque année :

environ 240 recours annuel pour 1 000 habitants en 2002 contre 350 en 2015 (17). L'utilisation de plus en plus fréquente des SU par les populations semble donc être une cause de l'encombrement des urgences, parmi d'autres telles que l'insuffisance de personnels ou les niveaux d'occupation des lits d'hopitaux (2).

Mais, même si l'on peut conclure que les gens viennent de plus en plus aux urgences, cela ne veut pas dire qu'ils viennent de plus en plus pour des motifs non appropriés. Aucune autre étude a, à notre connaissance, analysé l'évolution temporelle de la gravité des recours. Dans la base de données américaine NHAMCS, les taux de recours *level-5* du Manchester Triage Scale (« la prise en charge peut attendre 2 heures ») tendent à diminuer depuis 2005, de 55 recours *level-5* pour 1 000 habitants à 21 en 2013 (16). Les recours *level-4* (« la prise en charge peut attendre 1 heure ») ont cependant fortement augmenté en 2009 passant de 88 à 158 pour 1 000 habitants. Cette évolution non linéaire est surprenante et un facteur extrinsèque ou lié au recueil de données pourrait expliquer cette rupture.

Conclusion et implication. Depuis 2002 au moins, les populations, à taille et structure égales, ont fournis de plus en plus de recours aux urgences. En effet notre étude montre qu'il y a eu 4,8 passages supplémentaires pour 1 000 habitants chaque année. Il semble que cette augmentation ne repose pas sur une augmentation des recours non graves (CCMU 1), mais la question reste de savoir si les recours impliqués (CCMU 2 et non hospitalisés) relèvent ou non des services d'urgences. Si le nombre de médecins urgentistes a augmenté depuis 2002 dans la région, il n'a pas augmenté à hauteur de l'évolution de la fréquentation. En effet, on compte 9 075 passages adultes par urgentistes en 2004 contre 10 112 en 2015 (18). On peut supposer que la perception d'un afflux de patients non graves par les urgentistes dans un contexte d'encombrement peut aussi s'expliquer par cette saturation de moyens.

RÉFÉRENCES

- (1) PINES, J. M., HILTON, J. A., WEBER, E. J., et al. (2011). International Perspectives on Emergency Department Crowding. *Academic Emergency Medicine* 18, 1358–1370.
- (2) HOOT, N. R., et ARONSKY, D., (2008). Systematic review of emergency department crowding : causes, effects, and solutions. *Annals of Emergency Medicine* 52, 126–136.
- (3) RICHARDSON, D. B., et MOUNTAIN, D., (2009). Myths versus facts in emergency department overcrowding and hospital access block. *The Medical Journal of Australia* 190, 369–374.
- (4) DURAND, A.-C., GENTILE, S., DEVICTOR, B., et al. (2011). ED patients : How nonurgent are they? Systematic review of the emergency medicine literature. *The American Journal of Emergency Medicine* 29, 333–345.
- (5) SPRIVULIS, P., GRAINGER, S., et NAGREE, Y., (2005). Ambulance diversion is not associated with low acuity patients attending Perth metropolitan emergency departments. *Emergency Medicine Australasia* 17, 11–15.
- (6) RICHARDSON, L. D., et HWANG, U., (2001). Access to Care A Review of the Emergency Medicine Literature. *Academic Emergency Medicine* 8, 1030–1036.
- (7) STEG, A., Rapport sur la médicalisation des urgences., Technical Report, Paris : Commission Nationale de Restructuration des Urgences. (C.N.R.U.), 1993, 105p.
- (8) GRALL, J.-Y., Rapport sur la territorialisation des activités d'urgences., Technical Report, Paris : Ministère des Affaires sociales de la Santé et des Droits des femmes, 2015, 30p.
- (9) BAUBEAU D, DEVILLE A, JOUBERT M, et al. (2000). Le passage aux urgences de 1990 à 1998 : une demande croissante de soins non programmés. *DREES, Études et Résultats* 72.
- (10) GENTILE, S., VIGNALLY, P., DURAND, A.-C., et al. (2010). Nonurgent patients in the emergency department ? A French formula to prevent misuse. *BMC Health Services Research* 10, 66.
- (11) BAYARD, A., et BERTRAND, J.-C., Consultations de médecine générale au service des urgences du Centre Hospitalier du Pays du Gier : Pourquoi

et dans quelle proportion ?, Thèse d'Exercice Médecine Générale, Saint-Etienne, 2007.

- (12) BERGEROT, P., et FREYSZ, M., Pourquoi des patients possiblement ambulatoires consultent aux urgences hospitalières ? Enquête prospective auprès de patients (classés a posteriori CCMU 1 et 2) consultant aux urgences des Hospices de Beaune., Thèse d'Exercice Médecine Générale, Dijon, 2012.
- (13) FOURESTIÉ, V., E. ROUSSIGNOL, D. DELKHARRAT, et al. (1994). Classification clinique des malades des urgences. Définition et reproductibilité. *Réanimation Urgences* 3, 573–578.
- (14) VAN BUUREN, S., et GROOTHUIS-OUDSHOORN, K., (2011). MICE : Multivariate Imputation by Chained Equations in R. *Journal of Statistical Software* 45, 1–67.
- (15) DREES, Eco-Santé Web., <http://www.ecosante.fr> (visité le 5 mar. 2017).
- (16) NAMCS/NHAMCS, NCHS Reports Using Ambulatory Health Care Data., http://www.cdc.gov/nchs/ahcd/ahcd_reports.htm (visité le 31 mar. 2017).
- (17) UK GOVERNMENT WEB ARCHIVE, Accident and Emergency., <http://webarchive.nationalarchives.gov.uk/20130107105354/http://www.dh.gov.uk/en/Publicationsandstatistics/Statistics/Performedataandstatistics/AccidentandEmergency/index.htm> (visité le 7 fév. 2017).
- (18) DREES, Statistique Annuelles des Etablissements de Santé - S.A.E Diffusion., www.sae-diffusion.sante.gouv.fr/sae-diffusion/recherche.htm (visité le 5 mar. 2017).

APPENDIX

TABLE 4. Evolution des taux annuels de recours

Années	Passages	Taux	Taux St.	Population
2002	401 820	183,0	182,9	2 196 320
2003	437 700	196,9	197,1	2 222 611
2004	439 480	195,3	195,4	2 250 841
2005	444 530	194,8	194,9	2 281 570
2006	480 570	207,8	207,3	2 311 811
2007	491 000	209,9	209,4	2 338 930
2008	520 600	220,4	219,6	2 362 412
2009	534 830	224,6	223,3	2 381 064
2010	536 610	224,0	223,0	2 395 387
2011	539 220	223,5	222,3	2 412 408
2012	572 170	235,4	233,5	2 430 470
2013	583 750	238,1	235,5	2 451 960
2014	604 050	244,5	241,5	2 470 934
2015	624 010	250,6	246,8	2 490 530

Notes : Taux : pour 1 000 habitants de la région
Taux St. : standardisés sur l'âge et le sexe

TABLE 5. Évolution stratifiée des taux de recours des plus de 75 ans

		2002	NPSA	IC95%
Taux global		271,42	+9,44	(8,56 ; 10,33)
Taux stratifiés par issue				
	Hospitalisé	180,38	+3,08	(2,51 ; 3,64)
	Non hospitalisé	91,25	+6,36	(5,87 ; 6,84)
Taux stratifiés par gravité				
	CCMU 1	14,75	+0,39	(0,22 ; 0,55)
	CCMU 2	131,81	+5,95	(4,83 ; 7,06)
	CCMU 3	106,35	+2,90	(1,85 ; 3,96)
	CCMU 4 ou 5	16,66	+0,17	(0,07 ; 0,26)
Taux stratifiés par motif				
	Médico-chirurgical	176,98	+7,13	(6,54 ; 7,72)
	Traumatique	76,00	+1,86	(1,53 ; 2,19)
	Psychiatrique et tentative de suicide	6,60	+0,45	(0,32 ; 0,57)
	Autres	12,14	+0,001	(-0,16 ; 0,17)

Notes : 2002 : Taux prédits pour 1 000 habitants en 2002
NPSA : Nombre de Passages Supplémentaires pour 1 000 habitants
pour une augmentation d'un An (coef. de régression linéaire)

TABLE 6. Évolution des taux de recours des 15 à 29 ans

	Femme, 15 à 29				Homme, 15 à 29			
	2002	NPSA & IC95%			2002	NPSA & IC95%		
Taux globaux		+7,08	(6,29 ; 7,87)		+1,39	(0,23 ; 2,55)		
Taux stratifiés par issue								
Hospitalisé	31,37	+0,19	(-0,03 ; 0,41)		42,06	-0,60	(-0,94 ; -0,26)	
Non hospitalisé	176,63	+6,89	(6,18 ; 7,60)		276,66	+1,98	(0,87 ; 3,10)	
Taux stratifiés par gravité								
CCMU 1	39,60	+1,66	(1,26 ; 2,05)		52,67	+1,14	(0,47 ; 1,82)	
CCMU 2	136,83	+5,16	(4,05 ; 6,26)		227,08	+0,57	(-0,02 ; 1,15)	
CCMU 3	24,64	+0,39	(-0,05 ; 0,84)		29,88	-0,07	(-0,59 ; 0,45)	
CCMU 4 ou 5	1,32	+0,01	(-0,02 ; 0,03)		2,61	-0,06	(-0,11 ; -0,01)	
Taux stratifiés par motif								
Médico-chirurgical	90,46	+5,82	(5,25 ; 6,39)		78,04	+2,69	(2,30 ; 3,08)	
Traumatique	91,76	+0,39	(0,13 ; 0,65)		204,19	-1,86	(-2,78 ; -0,94)	
Psychiatrique	15,24	+0,37	(0,21 ; 0,53)		15,22	+0,53	(0,41 ; 0,65)	
Autres	10,53	+0,49	(0,33 ; 0,65)		21,27	+0,03	(-0,21 ; 0,27)	
Taux stratifiés par diagnostic								
Digestif	18,04	+1,55	(1,37 ; 1,73)		11,75	+0,59	(0,50 ; 0,67)	
Urogénital	17,98	+1,20	(1,01 ; 1,38)		4,39	+0,25	(0,17 ; 0,33)	
Cardio-pulmonaire	5,24	+0,31	(0,22 ; 0,39)		6,27	+0,28	(0,19 ; 0,37)	
Rhumatologique	10,49	+0,51	(0,40 ; 0,62)		13,04	+0,25	(0,13 ; 0,37)	
Dermatologique, ORL, Opht.	15,88	+0,57	(0,45 ; 0,70)		19,85	+0,41	(0,26 ; 0,56)	
Infectieux, signes généraux	5,27	+0,21	(0,07 ; 0,35)		4,33	+0,12	(-0,01 ; 0,25)	
Neurologique	4,99	+0,34	(0,26 ; 0,41)		4,77	+0,13	(0,07 ; 0,19)	
Malaise	4,81	+0,26	(0,17 ; 0,35)		2,54	+0,10	(0,05 ; 0,15)	
Troubles mentaux	7,05	+0,21	(0,12 ; 0,30)		7,65	+0,11	(-0,01 ; 0,22)	
Intoxication	4,51	-0,02	(-0,11 ; 0,06)		5,01	+0,20	(0,12 ; 0,29)	
Autres	9,51	+0,45	(0,29 ; 0,61)		19,86	-0,05	(-0,31 ; 0,21)	

Notes : 2002 : Taux prédits pour 1 000 habitants en 2002

NPSA : Nombre de Passages Supplémentaires pour 1000 habitants pour une augmentation d'un An

1.2 Déterminants Sociaux des Recours aux SU

Objectif : Analyser le lien entre la position socioéconomique et l'utilisation des Urgences.

Méthodes : Etude épidémiologique rétrospective. Tous les recours aux Urgences effectués en 2012 par un habitant adulte de la région Midi-Pyrénées ont été inclus. Leurs caractéristiques ont été recueillies à partir des Résumés de Passages aux Urgences. Le taux de recours et la proportion de recours potentiellement déplaçables ont été comparés par groupes socioéconomiques, identifiés par l'European Index of Deprivation après géocodage des adresses. Les recours potentiellement déplaçables étaient identifiés par le niveau 1 de la Classification Clinique des Malades aux Urgences (CCMU 1). La comparaison des intervalles de confiance à 95% a été utilisée. Accord de la CNIL.

Résultats : Nous avons analysé 496 388 passages. Le taux de recours augmentait significativement avec la défavorisation. 14,0% des visites étaient codée CCMU 1 et cette proportion variait peu en fonction des groupes.

Conclusion : Les patients les plus défavorisés ont plus souvent recours aux Urgences mais la proportion de recours potentiellement déplaçable est similaire à celle des autres groupes socioéconomiques. Cela suggère des besoins de santé plus importants de cette population et non une utilisation abusive des Urgences.

**[DO DEPRIVED PEOPLE REALLY MISUSE EMERGENCY
DEPARTMENT? A POPULATION-BASED STUDY ON THE
FRENCH CARE SYSTEM]**

COLINEAUX H, LE QUERREC F, POURCEL L, GALLART JC, AZEMA O, LANG T,
KELLY-IRVING M, CHARPENTIER S, AND LAMY S

1. INTRODUCTION

Quelque soit le type de système de santé, le type de protection sociale ou les habitudes culturelles et sociales de consommation des soins, le constat d'un encombrement des services d'urgences (SU) semblent faire consensus dans la littérature internationale (1-2). Dans ce contexte, on a vu émerger des termes tels que « recours non urgents » (2-5) ou même « recours inappropriés » (6,7). Ces termes sont largement discutables mais traduisent finalement la volonté d'identifier ce qui fait la légitimité d'un recours dans un contexte de rationnement et rationalisation des soins. La question de l'utilisation socialement différenciée des urgences est donc au cœur d'un débat controversé sur le rôle des services d'urgence dans un système de santé.

Cependant, l'enjeu ne devrait pas être de différencier les recours « inappropriés » des recours « appropriés », puisque la démarche d'un patient est toujours appropriée d'une certaine façon (urgence ressentie, pas d'accès à un autre type de soins, etc.). L'objectif ne devrait être non plus d'identifier les recours « non urgent » ou « non grave » au sens strictement médical, car une urgence est d'abord ressentie par le patient et les recours aux SU ne se résument de toute façon pas à cet aspect, il suffit de penser aux urgences sociales ou médico-légales. L'objectif serait donc plutôt d'identifier les recours « potentiellement déplaçables vers une autre offre de soins » dans un objectif d'optimisation globale du système. Plus spécialement en France, où la protection sociale est universelle et prend en charge tout type de recours primaire aux soins que le patient choisit librement, le recours au médecin généraliste constitue une alternative qui pourrait présenter des avantages en termes de coûts pour le système de sécurité sociale. Identifier les recours

« déplaçables » pourrait donc nous permettre d'évaluer les avantages potentiels d'un effort de réorientation de ces visites d'un service à un autre. C'est donc le terme « déplaçable » que nous privilégierons ici. En France, trois études ont été publiées sur ce sujet depuis 1996 (3,5,8). Quand elle était estimée, la prévalence des visites « potentiellement déplaçables » était d'environ 30% dans une étude (5) et 45% dans l'autre (3).

De façon générale, les visites « potentiellement déplaçables » sont plus souvent attribuées aux personnes défavorisées pour plusieurs raisons telles que : la gratuité du recours, la facilité d'accès et des motifs de recours peut-être plus fréquents chez les personnes défavorisées (motifs médico-légaux ou sociaux). Une étude a comparé les caractéristiques socioéconomiques des patients en fonction du caractère déplaçable ou non de leur visite et a montré que les visites potentiellement déplaçables étaient effectuées par des patients plus jeunes et plus pauvres (5). Cependant, ces résultats ont été publiés en 1996 et la structure des soins primaires en France a considérablement évolué depuis. Une loi sur l'assurance maladie en 2004¹ a notamment profondément réorganisé la coordination des soins primaires en donnant une place centrale au médecin généraliste, ce qui a inévitablement eu un impact sur l'utilisation des SU. Il est donc important d'explorer la façon dont l'utilisation des SU a évolué depuis. L'objectif de cette étude était d'analyser le lien entre la position socioéconomique (PSE) et l'utilisation des SU. Premièrement, nous avons examiné la relation entre la PSE et les taux de visites aux urgences et deuxièmement, entre la PSE et la proportion de visites potentiellement déplaçables.

2. MATÉRIEL ET MÉTHODES

2.1. Sources des données. Les données proviennent de l'Observatoire Régional des Urgences de la région Midi-Pyrénées (ORUMiP) qui est le plus ancien registre des recours aux Urgences en France. Cet observatoire a été créé en 2001 pour collecter de façon exhaustive les « Résumés de Passages aux Urgences » (RPU), séries d'informations codées et standardisées. Il s'agit de données démographiques, administratives et médicales, recueillies en routine et de façon exhaustive par les hôpitaux privés et publics. Nous avons utilisé les RPU de tous les passages effectués en 2012 dans un SU de sept des huit départements de la région (Ariège,

1. Loi n° 2004-810 du 13 août 2004 relative à l'assurance maladie

Aveyron, Gers, Haute-Garonne, Haute-Pyrénées, Tarn and Tarn-et-Garonne). Le huitième département n'a pas été inclus en raison du refus de l'hôpital principal de participer.

A partir de l'adresse du patient, fournie spécifiquement par les hôpitaux pour cette étude, l'IRIS (Îlots Regroupés pour l'Information Statistique) a été identifié. L'IRIS correspond à la plus petite unité géographique disponible pour l'information statistique en France. Pour le calcul des taux de recours, nous avons aussi utilisé les données de recensement de 2012, à l'échelle de l'IRIS.

La base de donnée était exhaustive concernant le nombre de passages mais contenait des données manquantes concernant les caractéristiques de ces passages. Nous présentons ici les résultats pour les données imputées obtenues par le protocole MICE (*multivariate sequential imputation using chained equations* (9)). Nous avons d'abord imputé les données manquantes concernant la position socioéconomique et le lieu (rural ou urbain) de résidence à partir de l'âge, du sexe et de l'hôpital. Nous avons ensuite imputé la gravité, le motif et l'issue du recours à partir de l'âge, du sexe, du type d'institution, de la durée et du moment de la visite, de la position socioéconomique et du lieu de résidence. Les données relative au transport contenaient trop de données manquantes pour être imputées.

2.2. Population d'étude. Nous avons inclus toutes les visites effectuées entre le 1^{er} janvier 2012 et le 31 décembre 2012 par un habitant des départements inclus. Nous avons limité notre analyse aux habitants âgés de plus de 15 ans, car les populations pédiatriques et adultes sont trop différentes pour être analysées ensemble.

2.3. Mesures. Dans cette étude, un indicateur écologique, développé par notre équipe (10), a été utilisé comme proxy de la PSE individuelle. Cet indicateur, l'*European Deprivation Index* (EDI), prend en compte au niveau de l'IRIS la proportion de familles monoparentales, de ménages de plus de 6 personnes, de logements surpeuplés, de logements n'ayant pas d'accès au chauffage central ou électrique, de non-propriétaires, de foyers n'ayant pas accès à une voiture, de chômeurs, de personnes ayant un faible niveau d'étude, d'ouvriers non qualifiés ou ouvriers agricoles et de personnes de nationalité étrangère. Le score final varie de 0 « très favorisés » à 4 « très défavorisés » (10,11), chaque groupe correspondant à un cinquième de la population française. L'EDI a été calculé pour chaque IRIS à

partir des données de recensement et la PSE des patients a été mesurée par l'EDI de son IRIS de résidence.

Le concept de déplaçabilité d'un recours est complexe et n'admet pas une seule définition (12). Dans notre étude, il était défini comme « un recours qui n'a pas requis de procédure diagnostique ou thérapeutique et qui a été effectué par un patient dont l'état clinique était stable ». Cela correspond au niveau 1 de la « Classification Clinique des Malades aux Urgences » (CCMU), un score utilisé en France pour évaluer la gravité des recours aux SU (voir Figure 1)(13). Pour fournir des éléments de discussion, nous avons aussi analysé des définitions alternatives correspondant à « un recours effectué par un patient dont l'état clinique était stable » (niveau 1 et 2 de la CCMU) et à « un recours qui n'a pas abouti à une hospitalisation »

CCMU-1	Etat lésionnel et/ou pronostic fonctionnel jugés stables. Abstention d'acte complémentaire diagnostique ou thérapeutique.
CCMU-2	Etat lésionnel et/ou pronostic fonctionnel jugés stables. Décision d'acte complémentaire diagnostique ou thérapeutique.
CCMU-3	Etat lésionnel et/ou pronostic fonctionnel jugés susceptibles de s'aggraver. Pronostic vital non mis en jeu.
CCMU-4	Situation pathologique engageant le pronostic vital. Aucune manœuvre de réanimation immédiate.
CCMU-5	Situation pathologique engageant le pronostic vital. Manœuvres de réanimation immédiate.
CCMU-D	Patient décédé. Pas de réanimation entreprise.
CCMU-P	Patient présentant un problème psychologique et/ou psychiatrique dominant en l'absence de toute pathologie somatique instable

FIGURE 1. Classification Cliniques des Malades aux Urgences (CCMU)

2.4. Méthodes statistiques. Dans un premier temps, nous avons comparé les taux de recours aux urgences en fonction de la PSE. Les taux étaient exprimés en « nombre de passages annuel pour 1 000 habitants ». Les populations de référence étaient les populations régionales de 2012 de chaque groupe socioéconomique. Pour prendre en compte les différences de structure d'âge et de sexe entre les groupes, nous avons réalisé une standardisation directe, c'est-à-dire pondéré les taux de visites de chaque groupe d'âge et de sexe par la structure de la population OMS standard (14). Pour prendre en compte les différents modes de consommation des urgences entre les populations urbaines et rurales, nous avons aussi

réalisé une analyse stratifiée sur le lieu de vie du patient, à partir des catégories de l'INSEE : « Commune rurale », « Commune appartenant à une aire urbaine de moins de 20 000 habitants », « Commune appartenant à une aire urbaine de 20 000 à 200 000 habitants » et « Commune appartenant à une aire urbaine de plus de 200 000 habitants ». Nous avons calculé le risque relatif entre les groupes avec la population la plus avantagée comme référence. Nous avons aussi utilisé la « proportion de passages qui n'auraient pas eu lieu si le groupe avait eu la même probabilité de recours que le groupe le plus avantagé », correspondant à $[(Tx_i - Tx_{ref})/1000]N_i/n_{tot}$, avec Tx_i , le taux de recours du groupe i , Tx_{ref} , le taux de recours du groupe de référence, N_i , le nombre d'habitants du groupe i et n_{tot} , le nombre total de passages. Afin de décrire les caractéristiques des visites supplémentaire, ou « évitables », nous avons calculé les différences de taux pour chaque niveau, en utilisant encore une fois les plus avantagés comme groupe de référence.

Dans un deuxième temps, nous avons analysé le lien entre la PSE et la proportion de visites potentiellement déplaçables, ajustée sur l'âge et le sexe, avec une régression logistique. Nous avons comparé les probabilités pour une visite d'être considérée comme « non grave » (CCMU 1), puis les probabilités pour une visite d'être considérée comme « non grave ou intermédiaire » (CCMU 1 ou 2), puis les probabilités de ne pas être hospitalisé. Nous présentons ici les effets marginaux avec leurs intervalles de confiance, c'est-à-dire les probabilités prédites moyennes pour chaque co-variable. Pour prendre en compte les différents modes de consommation des urgences entre les populations urbaines et rurales, nous présentons aussi des analyses stratifiées.

En raison de la taille importante de l'échantillon, nous n'avons pas utilisé de tests statistiques mais comparé les intervalles de confiance à 95% pour mesurer la significativité statistiques. Les analyses ont été réalisées avec STATA Version 14 (StataCorp LP, College Station, TX, USA) et avec R version 3.3.2 pour le calcul des taux.

2.5. Autorisations. La base de données ORUMiP a été déclarée à la Commission Nationale de l'Informatique et des Libertés (CNIL) : déclaration n°761 633 (31/08/2001). Pour l'analyse et le croisement des bases de données, une autorisation a été obtenue de la part de la CNIL (Décision DR-2013-579 N913509). La base a été anonymisée après l'ajout des IRIS.

3. RÉSULTATS

3.1. Description de la population. Les 496 388 passages aux urgences réalisés en 2012 par les habitants de plus de 15 ans ont été inclus dans l'étude. Les caractéristiques principales des passages et de la population de référence sont décrites dans la Table 1. Dans la population de la région Midi-Pyrénées, il y avait moins d'habitants désavantagés (14,9%) que dans la population française dans laquelle les groupes EDI correspondent aux quintiles. Cela signifie que la population est moins défavorisée que la moyenne nationale.

TABLE 1. Caractéristiques des populations

	Passages						Population régionale		
	Données complètes			Données imputées					
	N	n	%	n	%		N	n	%
Position SE	406 728						2 282 777		
Très avantagés		63 304	15,6	78 304	15,8			472 061	20,7
Avantagés		72 130	17,7	89 777	18,1			434 856	19,0
Intermédiaire		87 488	21,5	104 955	21,1			513 731	22,5
Désavantagés		93 923	23,1	113 686	22,9			521 435	22,8
Très désavantagés		89 883	22,1	109,666	22,1			340 694	14,9
Lieu de vie	405 268						2 282 777		
Commune rural		110 139	27,2	134,644	27,1			699 504	30,6
Aire urbaine -20 000		93 330	23,0	110 349	22,2			370 929	16,2
Aire urbaine 20 à 200 000		92 261	22,8	123 639	24,9			456 296	20,0
Aire urbaine +200 000		109 538	27,0	127 756	25,7			756 048	33,1
Sexe	496 388						2 282 777		
Femmes		237 728	47,9	--	--			1 099 711	48,2
Hommes		258 660	52,1	--	--			1 183 067	51,8
Age	496 388						2 282 777		
15 à 29 ans		136 492	27,5	--	--			486 920	21,3
30 à 44 ans		104 965	21,2	--	--			532 926	23,3
45 à 59 ans		89 188	18,0	--	--			555 979	24,4
60 à 74 ans		64 938	13,1	--	--			418 780	18,3
plus de 75 ans		100 805	20,3	--	--			288 172	12,6
Gravité	407 538								
Non grave		56 640	13,9	69 499	14,0			--	--
Intermédiaire		255 484	62,7	310 616	62,6			--	--
Grave		82 768	20,3	100 319	20,2			--	--
Très grave, décès		8 376	2,1	10 032	2,0			--	--
Psychiatrique seulement		4 270	1,1	5 922	1,2			--	--
Issue	465 545								
Retour à domicile		335 896	72,2	359 078	72,3			--	--
Hospitalisation		129 649	27,9	137 310	27,7			--	--
Motif	417 508								
México-chirurgical		222 858	53,4	266 187	53,6			--	--
Traumatologique		148 576	35,6	176 540	35,6			--	--
Psychiatrique		13 851	3,3	15 920	3,2			--	--
Intoxication		10 369	2,5	11 764	2,4			--	--
Autres		21 854	5,2	25 977	5,2			--	--

3.2. Taux de recours aux SU en fonction de la position socioéconomique.

Le taux de recours aux SU augmente avec la défavorisation (voir table 2). En effet, le taux de recours du groupe très désavantagé est presque deux fois plus élevé que celui du groupe très advantagé. Si tout le monde avait la même probabilité d'avoir recours aux urgences que les plus favorisés, 23,7% des passages n'auraient pas eu lieu.

TABLE 2. Taux de recours en fonction de la PSE et stratifié par lieux de vie

		Taux bruts				Taux standardisés ¹				
		Taux ²	IC95%	RR ³	RE ⁴	Taux	IC95%	RR		
Population totale										
	Très avantagés	165,9	164,8	166,9			174,76	173,7	175,8	
	Avantagés	206,5	205,3	207,7	1,24	3,6	212,68	211,5	213,9	1,22
	Intermédiaires	204,3	203,2	205,4	1,23	4,0	203,25	202,1	204,4	1,16
	Désavantagés	218,0	216,9	219,2	1,31	5,5	211,97	210,9	213,1	1,21
	Très désavantagés	321,9	320,3	323,5	1,94	10,7	321,38	319,8	322,9	1,84
	Total	217,5	216,9	218,0		23,7	218,28	217,7	218,8	
Commune rurale										
	Très avantagés	164,1	163,1	165,2			177,4	175,9	178,9	
	Avantagés	193,1	192,0	194,3	1,18	2,8	206,2	204,4	207,9	1,16
	Intermédiaires	201,4	200,2	202,5	1,23	3,3	213,5	211,5	215,5	1,20
	Désavantagés	210,2	209,1	211,4	1,28	4,8	223,2	220,5	225,9	1,26
	Très désavantagés	210,9	209,7	212,0	1,28	4,9	223,4	218,7	228,0	1,26
	Total	192,5	191,6	193,4		15,7	204,6	203,7	205,5	
Aire urbaine -20,000										
	Très avantagés	252,1	250,9	253,3			260,4	258,7	262,2	
	Avantagés	249,9	248,7	251,2	0,99	-0,2	253,2	251,3	255,0	0,97
	Intermédiaires	214,3	213,2	215,5	0,85	-3,3	215,5	213,4	217,5	0,83
	Désavantagés	299,1	297,8	300,4	1,19	4,9	302,8	299,8	305,8	1,16
	Très désavantagés	557,6	556,2	559,0	2,21	32,1	589,1	583,6	594,6	2,26
	Total	297,5	296,0	299,0		33,4	302,1	301,0	303,1	
Aire urbaine 20,000 to 200,000										
	Très avantagés	199,1	198,0	200,2			222,3	220,7	224,0	
	Avantagés	257,4	256,1	258,6	1,29	5,5	280,7	278,8	282,6	1,26
	Intermédiaires	256,3	255,0	257,5	1,29	5,0	272,5	270,3	274,7	1,23
	Désavantagés	241,4	240,2	242,7	1,21	4,4	250,6	247,8	253,5	1,13
	Très désavantagés	354,2	352,9	355,6	1,78	16,3	375,5	370,1	380,9	1,69
	Total	271,0	269,7	272,3		31,2	288,3	287,2	289,3	
Aire urbaine +200,000										
	Très avantagés	141,7	140,7	142,7			146,3	144,9	147,7	
	Avantagés	164,3	163,3	165,4	1,16	2,2	164,0	162,5	165,6	1,12
	Intermédiaires	161,6	160,5	162,6	1,14	1,7	155,2	153,4	157,0	1,06
	Désavantagés	163,9	162,9	165,0	1,16	2,3	157,1	154,7	159,5	1,07
	Très désavantagés	226,3	225,1	227,5	1,60	8,9	223,4	218,7	228,0	1,53
	Total	169,0	168,1	169,8		15,1	158,4	157,5	159,2	

1 : Standardisation directe par âge et par sexe avec la population OMS standard

2 : Nombre de passages pour 1 000 habitants

3 : Risque relatif avec le groupe de plus avantagé comme référence

4 : Proportion de recours évitables, avec le groupe de plus avantagé comme référence(%)

On observe toujours une différence après la standardisation sur l'âge et le sexe. Les habitants des aires urbaines de moins de 200 000 habitants fournissent plus de passages. Ce sont aussi des populations qui ont les différences les plus importantes entre les très avantagés et très désavantagés.

3.3. Caractéristiques des passages supplémentaires. Tous les types de passages contribuent à la différence de taux qui existent entre les populations les plus avantagées et les autres (voir figure 2, quelque soit la raison (psychiatrique, traumatiques, etc.) ou la gravité. Par exemple, parmi les 156 passages supplémentaires pour 1 000 de la population très désavantagée, il y a 26 passages non graves, 95 intermédiaires, 30 graves ou très graves et 3 psychiatrique. Ces recours supplémentaires étaient médico-chirurgicaux pour 90 d'entre eux, traumatique pour 39, psychiatrique (ou intoxication non alimentaire) pour 15 et pour une autre raison (administrative, médico-légale, etc.) pour 8.

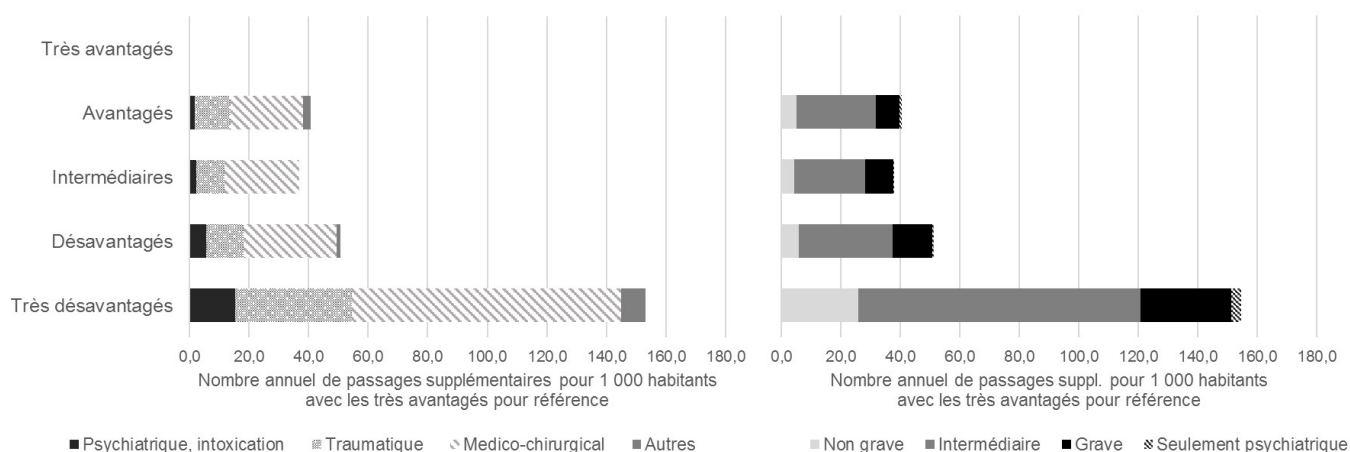


FIGURE 2. Caractéristiques des passages supplémentaires

Comme rapporté ci-dessus, 23,7% des passages n'auraient pas eu lieu si toute la population avait les mêmes probabilités de recours que les plus avantagés. Cela correspond à 86,5 jours annuels d'activité des SU (23,7% de 365 jours) repartit ainsi : 12 jours pour recours non graves, 54 pour recours intermédiaires et 19 pour recours graves ou très graves.

3.4. Proportion de passages potentiellement déplaçables en fonction de la position socioéconomique. Si toute la population avaient été très avantagée, 13,7% (IC95%=[13,4;14,0]) des passages auraient été considérés comme « non graves » contre 14,7% (IC95%=[14,4;14,9]) si toute la population avait été très désavantagée. A âge et sexe égal, les recours effectués par les personnes les plus désavantagées avaient une probabilité 1,08 (IC95%=[1,05;1,11]) fois plus élevée d'être considérés comme « non graves » et 1,03 (IC95%=[1,00;1,05]) plus élevée de ne pas être hospitalisés, en comparaison du groupe de position socioéconomique intermédiaire. Les différences sont statistiquement significatives mais « cliniquement » négligeables. De plus, elles ne sont pas retrouvées dans toutes les populations, et les probabilités d'être « non graves » tendent même à être inférieures pour les plus défavorisés lorsque les patients vivent dans des communes rurales (0,88) ou dans des aires urbaines de 20 000 à 200 000 habitants (0,96).

TABLE 3. Probabilité d'être déplaçables, par PSE, ajusté sur l'âge et le sexe et stratifié par lieu de vie (régression logistique)

	Population Totale			Analyse stratifiée											
				Commune rurale			Unité urbaine -20 000			Unité urbaine interm.			Unité urbaine +200 000		
	EM	IC95%		EM	IC95%		EM	IC95%		EM	IC95%		EM	IC95%	
Probabilité d'être « non graves »															
Très avantagés	13,7	13,4	14,0	11,6	11,2	12,0	13,8	13,1	14,5	14,6	14,0	15,1	16,3	15,9	16,7
Avantagés	13,9	13,6	14,1	11,8	11,5	12,1	13,3	12,9	13,8	15,1	14,6	15,6	16,3	15,8	16,9
Intermédiaires	13,8	13,5	14,0	11,6	11,3	12,0	13,7	13,2	14,1	16,6	16,1	17,1	14,4	13,9	14,9
Désavantagés	13,4	13,2	13,6	11,0	10,6	11,3	13,9	13,5	14,3	15,9	15,4	16,3	13,6	13,2	13,9
Très désavantagés	14,7	14,4	14,9	10,2	9,4	10,9	14,3	13,9	14,7	16,0	15,7	16,3	15,0	14,6	15,4
Probabilité d'être « non graves » ou « intermédiaires »															
Très avantagés	76,5	76,2	76,8	75,6	75,1	76,1	77,3	76,4	78,1	81,4	80,8	82,0	75,5	75,0	76,0
Avantagés	77,5	77,2	77,7	76,7	76,3	77,2	77,0	76,4	77,5	80,3	79,8	80,8	75,3	74,7	75,9
Intermédiaires	76,9	76,6	77,1	75,4	75,0	75,8	75,6	75,1	76,1	81,1	80,6	81,5	74,6	74,1	75,3
Désavantagés	76,0	75,8	76,3	75,6	75,1	76,1	75,8	75,3	76,2	79,0	78,5	79,5	74,2	73,7	76,7
Très désavantagés	76,2	75,9	76,4	75,4	74,4	76,4	77,3	76,9	77,8	78,0	77,6	78,3	74,0	73,5	74,4
Probabilité de ne pas être hospitalisé															
Très avantagés	72,1	71,8	72,4	69,4	68,9	69,9	72,3	71,4	73,2	74,1	73,5	74,8	74,6	74,2	75,1
Avantagés	72,8	72,6	73,1	69,8	69,4	70,3	71,8	71,2	72,4	75,3	74,7	75,9	74,9	74,3	75,5
Intermédiaires	71,9	71,7	72,2	68,2	67,8	68,8	70,2	69,6	70,7	74,6	74,1	75,1	75,9	75,4	76,5
Désavantagés	71,7	71,4	71,9	68,7	68,2	69,1	69,3	68,8	69,8	73,5	72,9	74,0	75,3	74,9	75,8
Très désavantagés	73,2	73,0	73,5	69,0	68,0	70,1	72,6	72,1	73,1	73,8	73,4	74,2	75,7	75,2	76,1

EM : Effets marginaux, c-a-d probabilités prédites moyennes

Les modes d'utilisation des urgences semblent cependant être dépendant du lieu de vie. En effet, pour tous les groupes socioéconomiques, les probabilités que les recours soient « non graves » ou de ne pas être hospitalisé sont significativement plus basses pour les patients des communes rurales en comparaison des patients des aires urbaines, quelque soit la taille.

4. DISCUSSION

4.1. Résultats principaux. Deux conclusions principales peuvent être tirées de cette analyse. Premièrement, la position socioéconomique est associée à la probabilité d'utiliser les SU : les populations les plus défavorisées sont en effet 1,92 fois plus à risque d'avoir recours à un SU par rapport aux populations les plus avantagées. Deuxièmement, la probabilité pour un recours d'être potentiellement déplaçable n'est pas sensiblement différent selon la PSE. En effet, même si les passages effectués par les plus désavantagés ont une probabilité plus élevée d'être « non graves », la différence est très faible et n'est pas retrouvée dans tous les types de populations (rurales ou urbaines).

4.2. Forces et limites méthodologiques. La force principale de cette étude est son exhaustivité. Elle est d'abord géographiquement exhaustive : les passages de tous les hôpitaux publics et privés ont été inclus, permettant l'étude d'un réseau régional multi-centrique et plutôt que plusieurs institutions isolées comme cela est souvent le cas. Ensuite le nombre de passages est exhaustif et collecté de façon standardisée tous les jours de l'année. Il y avait des données manquantes concernant certaines caractéristiques des passages. Nous avons donc réalisé des imputations par le protocole MICE, l'une des méthodes recommandées pour gérer les données manquantes (15). L'adresses des patients, spécialement ajoutées pour cette étude, nous a permis d'utiliser plusieurs information intéressantes des données de recensement, telles que la position socioéconomique et le contexte, rural ou urbain, de résidence. Analyser ces données nous fournit un éclairage intéressant sur les modes d'utilisation des SU. Cela pourrait nous permettre de mieux interpréter les résultats d'étude réalisée dans des centres à recrutement principalement urbain, par exemple. Bien sur les particularités de la région doivent être prises en compte, c'est pourquoi nous avons utilisé la population OMS standard pour la standardisation, dans l'optique de permettre de futures comparaisons.

Nous avons utilisé l'*European Deprivation Index*, un indicateur écologique validé qui a déjà été utilisé comme proxy de la PSE individuelle (13,14,21). Le principal risque de biais d'un indicateur écologique est d'attribuer à tort à un individu le niveau de défavorisation de sa zone de résidence. Cependant ce type d'indicateur prend en compte le contexte de vie, ce qui est cohérent avec le concept multidimensionnel de la défavorisation (22).

Il n'y a pas de consensus dans la littérature médicale pour identifier les recours désignés comme « non urgents », « auto-référés », « inappropriés » ou « évitables ». Pour cette étude, nous avons décidé d'utiliser le niveau 1 du score CCMU, ce qui correspond à des passages pour lesquelles aucun acte diagnostique ou thérapeutique n'a été réalisé. Pour apporter un autre éclairage du phénomène, nous avons aussi utiliser des critères alternatifs. Premièrement, nous avons utiliser les deux premiers niveaux de la CCMU, correspondant à un état clinique stable. C'est un critère très souvent utilisé en France pour identifier ces visites (18), mais les passages de niveau 2 sont nombreux et hétérogènes et il est difficile de dire à quel point ces visites auraient pu être gérées par un médecin généraliste. Le fait que les effets de la position socioéconomique ou du lieu de vie varient en fonction des critères utilisés peut suggérer des mécanismes différents pour expliquer ce phénomène. Les caractéristiques des passages réellement identifiés par ces critères devraient donc être mieux explorés.

Traduire les résultats en proportion de passages évitables et en nombre annuel de jours d'activités évitables nous a permis de mesurer de la taille des différences entre les groupes d'une façon plus *pratique*. Dans un contexte de rationalisation des soins, il est important de prendre conscience que les SU ont passé environ 87 jours dans l'année à prendre en charge des recours qui n'auraient pas eu lieu si toute la population avait la même probabilité d'utiliser les urgences que les populations les plus avantagées. En fait, le fardeau très souvent discuté des recours non graves pèsent moins sur l'activité des urgences que celui de la défavorisation sociale (14,0% versus 23,7%)

4.3. Comparaison avec d'autres études. Concernant la sur-utilisation des SU par les populations les plus désavantagées, les résultats sont consistants avec ce qui a été observés dans d'autres pays. Une tendance similaire a été observée en Suède (19), au Canada (20) et au Royaume-Uni (21,22) par exemple. Cette sur-utilisation n'est pas tellement surprenante, les personnes défavorisées étant généralement en plus mauvaise santé que le reste de la population (23). Cependant, c'est aussi un groupe qui utilisent moins les autres offres de soins primaires telles que la médecine générale de ville (24). D'ailleurs, cette tendance a été observée la même année sur le même territoire que notre étude (16). On aurait pu donc penser qu'une telle sous-utilisation de la médecine générale par cette population

aurait conduit à une augmentation de leur proportion de recours déplaçables vers la médecine générale, mais ce n'est pas le cas. Les personnes défavorisées retardent peut-être plus souvent le recours au système de soins, ce qui pourrait aussi expliquer la sur-utilisation globale des SU. Ces résultats ne sont pas retrouvés dans tous les systèmes de santé. Au Canada par exemple, une étude de 2014 a montré que 9,6% des recours effectués par les plus défavorisés étaient non urgents (niveau V du *Canadian Triage and Acuity Scale*) contre 6,8% pour les plus favorisés (25). Au Etats-Unis, une étude de 2013 a observé que les recours non urgents (niveau V du *Triage and Acuity Scale*) était plus fréquents parmi les recours effectués par des patients bénéficiant du programme Medicaid ou ne disposant pas d'assurance : respectivement 12% et 12,5% contre 9% pour les patients bénéficiant d'une assurance privée (26). Au Royaume-Uni cependant, une étude de 2013 avait des résultats similaires avec 11,5% à 12% de passages « inappropriés » (auto-référés, sans actes complémentaires diagnostiques ou thérapeutiques, sans suivi) quelque soit la position sociale (27). Cela suggère une influence du type d'organisation du système de santé sur ce phénomène.

En France, l'étude de 1996 avait montré que environ 35% des passages effectués par des patients vivants dans un logement inadéquat et 60% des passages effectués par des patients sans domicile étaient « non urgents » (symptômes mineurs ou non récents, avec aucun sentiment d'urgence exprimé par le patient) contre 25% pour les patients disposant de conditions de logement stables (5). La réorganisation récente des soins primaires autour du médecin généraliste et l'établissement d'une couverture maladie universelle pour les plus précaires en 1999 a peut-être contribué au fait que la déplaçabilité des recours est aujourd'hui moins associée à la position socioéconomique, malgré la sous-utilisation de la médecine générale par les plus désavantagés. Cela reste cependant à confirmer.

Le fait que les recours aux urgences des populations plus défavorisées soient plus souvent potentiellement déplaçables semblent dépendre de l'organisation des soins de premier recours et de la protection médicale, plutôt que de comportement spécifique de consommation des soins par cette population. En effet, ces recours sont parfois attribués à l'« irresponsabilité » ou à une mauvaise éducation à la santé, comme le suggère le terme « inapproprié ». Mais si cela était le cas, la proportion de recours potentiellement déplaçables et son association avec la position

socioéconomique serait stable quel que soit l'organisation du système de santé. Nous devrions donc nous concentrer sur les questions d'accessibilité aux soins de premiers recours plutôt que sur la pertinence des comportements pour expliquer ce phénomène.

4.4. Conclusions et implications. Les taux de recours aux urgences augmentent avec la défavorisation, mais cette sur-utilisation ne doit pas être confondue avec un abus. En effet, nos résultats montrent que les recours effectués par les personnes défavorisées n'ont pas une probabilité sensiblement plus élevée d'être « déplaçables ». Dans un contexte de rationnement des soins curatifs, considérés comme encombrés, nous devrions donc faire un effort pour améliorer la santé des populations désavantagées en développant des soins de prévention spécifiques, plutôt que blâmer ces populations pour un phénomène qui repose plus probablement sur l'organisation des soins que sur l'irresponsabilité de leurs usages.

5. BIBLIOGRAPHY

- (1) PINES JM, HILTON JA, WEBER EJ, et al. International Perspectives on Emergency Department Crowding. *Acad Emerg Med*. 2011 ;18(12) :1358-1370. doi :10.1111/j.1553-2712.2011.01235.x.
- (2) JAYAPRAKASH N, O’SULLIVAN R, BEY T, et al. Crowding and Delivery of Healthcare in Emergency Departments : The European Perspective. *West J Emerg Med*. 2009 ;10(4) :233-239.
- (3) GENTILE S, VIGNALLY P, DURAND A-C, et al. Nonurgent patients in the emergency department ? A French formula to prevent misuse. *BMC Health Serv Res*. 2010 ;10 :66. doi :10.1186/1472-6963-10-66.
- (4) PADGETT DK, BRODSKY B. Psychosocial factors influencing non-urgent use of the emergency room : a review of the literature and recommendations for research and improved service delivery. *Soc Sci Med* 1982. 1992 ;35(9) :1189-1197.
- (5) LANG T, DAVIDO A, DIAKITÉ B, et al. Non-urgent care in the hospital medical emergency department in France : how much and which health needs does it reflect ? *J Epidemiol Community Health*. 1996 ;50(4) :456-462.
- (6) LEE A, LAU FL, HAZLETT CB, et al. Measuring the inappropriate utilization of accident and emergency services ? *Int J Health Care Qual Assur Inc Leadersh Health Serv*. 1999 ;12(6-7) :287-292.
- (7) CARRET ML, FASSA AG, KAWACHI I. Demand for emergency health service : factors associated with inappropriate use. *BMC Health Serv Res*. 2007 ;7(1) :131. doi :10.1186/1472-6963-7-131.
- (8) LADNER J, BAILLY L, PITROU I, et al. Les patients autoréférés dans les services hospitaliers d’urgences : motifs de recours et comportements de consommation de soins [Self-referred patients in hospital emergency departments : reasons for visit and care-consumption behavior]. *Prat Organ Soins*. 2008 ;(39(1)) :33-42.
- (9) MARCHENKO Y. Chained Equations and More in Multiple Imputation in Stata 12. Stata Users Group; 2011. [http ://econpapers.repec.org/paper/bocusug11/14.htm](http://econpapers.repec.org/paper/bocusug11/14.htm). Accessed June 3, 2016.

- (10) PORNET C, DELPIERRE C, DEJARDIN O, et al. Construction of an adaptable European transnational ecological deprivation index : the French version. *J Epidemiol Community Health*. 2012;66(11) :982-989. doi :10.1136/jech-2011-200311.
- (11) GUILLAUME E, PORNET C, DEJARDIN O, et al. Development of a cross-cultural deprivation index in five European countries. *J Epidemiol Community Health*. December 2015 :jech-2015-205729. doi :10.1136/jech-2015-205729.
- (12) DURAND, AC, GENTILE, S, DEVICTOR, S. et al. ED patients : How nonurgent are they ? Systematic review of the emergency medicine literature. *Am. J. Emerg. Med*. 29, 333–345 (2011).
- (13) FOURESTIÉ V, ROUSSIGNOL E, DELKHARRAT D, et al. Classification clinique des malades des urgences. Définition et reproductibilité [Clinical Classification of Emergency Patients (CCMU). Definition and reproducibility]. *Réanimation Urgences*. 1994;(3) :573-578.
- (14) AHMAD, OB, BOSHI-PINTO, C, LOPEZ, A, et al. Age standardisation of rates : a new WHO standard. (EIP/GPE/EBD World Health Organisation, 2001)
- (15) LITTLE RJ, D'AGOSTINO R, COHEN ML, et al. The Prevention and Treatment of Missing Data in Clinical Trials. *N Engl J Med*. 2012;367(14) :1355-1360. doi :10.1056/NEJMs1203730.
- (16) DELPIERRE C, FANTIN R, CHEHOUD H, et al. Inégalités sociales d'accès aux soins et à la prévention en Midi-Pyrénées, France, 2012 [Social Inequalities in Access to Care and Prevention in Midi-Pyrenees, France, 2012]. *Bull Epidémiol Hebd*. 2016;(1) :2-8.
- (17) TOWNSEND P. Deprivation. *J Soc Policy*. 1987;16(2) :125–146. doi :10.1017/S0047279400020341.
- (18) COUR DES COMPTES. Rapport public annuel. Première partie - Les observations des juridictions financières. Les urgences médicales : constats et évolution récente. [Annual Public Report - Medical emergencies : findings and recent developments]. Février. 2007.

- (19) RUDGE GM, MOHAMMED MA, FILLINGHAM SC, et al. The Combined Influence of Distance and Neighbourhood Deprivation on Emergency Department Attendance in a Large English Population : A Retrospective Database Study. *PLOS ONE*. 2013 ;8(7) :e67943. doi :10.1371/journal.pone.0067943.
- (20) TOZER AP, BELANGER P, MOORE K, et al. Socioeconomic status of emergency department users in Ontario, 2003 to 2009. *CJEM*. 2014 ;16(3) :220-225.
- (21) SCANTLEBURY R, ROWLANDS G, DURBABA S, et al. Socioeconomic deprivation and accident and emergency attendances : cross-sectional analysis of general practices in England. *Br J Gen Pr*. 2015 ;65(639) :e649-e654. doi :10.3399/bjgp15X686893.
- (22) HARRIS MJ, PATEL B, BOWEN S. Primary care access and its relationship with emergency department utilisation : an observational, cross-sectional, ecological study. *Br J Gen Pract*. 2011 ;61(593) :e787-e793. doi :10.3399/bjgp11X613124.
- (23) MACKENBACH JP, STIRBU I, ROSKAM A-JR, et al. Socioeconomic inequalities in health in 22 European countries. *N Engl J Med*. 2008 ;358(23) :2468-2481. doi :10.1056/NEJMsa0707519.
- (24) DEVAUX M, DE LOOPER M. Income-Related Inequalities in Health Service Utilisation in 19 OECD Countries, 2008-2009. Paris : Organisation for Economic Co-operation and Development ; 2012. [http ://www.oecd-ilibrary.org/content/workingpaper/5k95xd6stnxt-en](http://www.oecd-ilibrary.org/content/workingpaper/5k95xd6stnxt-en). Accessed May 10, 2016.
- (25) VANSTONE NA, BELANGER P, MOORE K, et al. Socioeconomic composition of low-acuity emergency department users in Ontario. *Can Fam Physician*. 2014 ;60(4) :355-362.
- (26) HONIGMAN LS, WILER JL, ROOKS S, et al. National Study of Non-urgent Emergency Department Visits and Associated Resource Utilization. *West J Emerg Med*. 2013 ;14(6) :609-616. doi :10.5811/westjem.2013.5.16112.
- (27) McHALE P, WOOD S, HUGHES K, et al. Who uses emergency departments inappropriately and when - a national cross-sectional study using a monitoring data system. *BMC Med*. 2013 ;11 :258. doi :10.1186/1741-7015-11-258.

Chapitre 2

Des Données vers la Preuve

Introduction

Le développement des technologies numériques et leur utilisation en routine pour des raisons administratives dans le domaine de la santé a conduit à la constitution de bases de données de tailles très importantes. Ces bases de données constituent une source inédite pour la recherche. De plus, l'article 193 de la récente loi Touraine [2] prévoit un accès facilité aux données issues des systèmes d'information médicale ou du système d'assurance maladie, à *des fins de recherche, d'étude ou d'évaluation présentant un caractère d'intérêt public*. L'analyse de telles bases de données promet donc de se développer exponentiellement dans les prochaines années.

Pour plus de clarté, je propose de désigner ce type de données par le terme de *données-traces* car il ne s'agit plus, pour le chercheur ou l'évaluateur, de faire la démarche de produire des mesures du réel exploitables par ses méthodes selon ses objectifs, mais d'analyser directement des mesures produites par le réel - des traces.

L'utilisation de ces bases de *données-traces* de tailles très importantes ouvre des problématiques non seulement éthiques et juridiques mais aussi méthodologiques. Nous avons rencontré certaines de ces problématiques à l'occasion de l'analyse des données d'activité des services d'urgences et nous avons tenté de les décrire ici.

2.1 Mesures et signification

Opportunités et *biais de concept*

Dans le domaine de la recherche clinique ou épidémiologique, les données analysées sont classiquement définies, délimitées et recueillies en fonction d’une question de recherche et d’une méthodologie d’étude spécifiques et définies *a priori*. Il s’agit de partir d’un concept que l’on souhaite interroger pour produire une mesure, un marqueur, un indicateur *fiable* et *valide*. Nous noterons ce processus *concept* $\rightarrow$ *mesure*.

Mais les données utilisées sont parfois produites indépendamment, sans avoir été directement conçues pour un objectif de recherche ou d’évaluation. En SP, il peut s’agir de données administratives ou de fonctionnement, comme les dossiers médicaux ou les données de remboursement. La chronologie *concept* $\rightarrow$ *mesure* est alors renversée. Dans ce cas de figure, la mesure peut faire naître un nouveau concept, propre au sens qu’elle véhicule, mais il est plus probable qu’elle soit, par opportunité, associée à un concept pré-existant qui lui serait le plus proche.

Le score de triage CCMU constitue un bon exemple de ce renversement, puisqu’il s’agit d’une mesure qui a été associée au concept de *recours aux urgences potentiellement déplaçables* ou à des concepts proches, *a posteriori* de son développement. Le concept n’a donc jamais été exploré et clarifié en tant que tel et aucune mesure n’a été produite spécifiquement pour l’investiguer. De la même façon que l’on parle de « biais de mesure » dans le processus *concept* $\rightarrow$ *mesure*, on pourrait parler de « biais de concept » pour désigner l’écart irréductible et peu exploré du processus renversé *mesure* $\rightarrow$ *concept*.

Confronté à cette problématique, il ne s’agissait pas de déclarer la nullité de l’utilisation d’un tel indicateur, mais peut-être de mieux explorer l’information qu’il pouvait ou ne pouvait pas produire. Nous proposons ici de décrire la façon dont nous avons exploré la valeur de la mesure CCMU et les *biais de concept* produits par notre façon de l’utiliser dans nos analyses.

La mesure - *Historique de la CCMU*

La structuration des SU français dans les années 90 s’est accompagnée d’une volonté de tracer et mesurer l’activité de ces services : le RPU, une série d’informations démographiques, administratives et médicales, a progressivement été

introduit dans un nombre croissant de SU au cours de cette décennie [3]. C'est dans cette optique qu'a été développée la CCMU. Dans l'article qui propose pour la première fois cette classification et publié en 1994, les auteurs insistent en effet sur l'importance de « *descri[re le] recrutement et [...] l'activité* » des SU [4]. Leur objectif était alors de valider la reproductibilité d'un score simple, effectué à l'admission et qui permettrait de prédire la charge de travail nécessaire à la prise en charge du patient. Deux critères sont choisis : l'état clinique, stable ou instable, ainsi que la décision de soins, c'est-à-dire « *de recourir [ou pas] à des actes complémentaires, diagnostiques (biologie, bactériologie, imagerie, ponction exploratrice, avis de consultant spécialisé), ou thérapeutiques (administration médicamenteuse, suture, immobilisation de membre)* » [4]. Ce score ayant été considéré comme reproductible en 1994, ses performances prédictives de la charge de travail [5], [6] puis du coût de la prise en charge ont ensuite été étudiées [7].

Il ne s'agit donc pas d'un score de triage médical à proprement parler, car il n'est pas utilisé pour orienter une décision de soins. Il n'avait alors vocation qu'à tracer ces décisions, afin de décrire la charge d'activité d'un service. D'ailleurs, si ce score était initialement codé à l'admission « *afin de pouvoir valider prospectivement les classes définies* » [4], il est aujourd'hui le plus souvent codé à la fin du passage, à la clôture du dossier [8].

On a vu ensuite apparaître dans la littérature une utilisation de ce score comme marqueur des recours « évitables », c'est-à-dire des visites qui auraient pu être prises en charge par le médecin généraliste : « *une fréquentation plus importante des patients CCMU 1 et CCMU 2 qui pourraient être gérés par le médecin généraliste, ou qui ne nécessitent pas une prise en charge aux urgences* » [9], « *On peut considérer que les 2 premiers degrés (CCMU 1 et CCMU 2) relèvent d'une prise en charge pré-hospitalière* » [10], ou encore : « *Nous constatons une augmentation de consultations type CCMU 1 et 2 qui pourraient être gérées par un médecin généraliste au cabinet* » [11]. Ce domaine de recherche a produit beaucoup de littérature depuis les années 1990 [12]. En France, le score CCMU a été utilisé seul ou associé à d'autres critères pour explorer ce phénomène. Il est d'ailleurs probable qu'il continuera d'être utilisé puisqu'il s'agit du seul proxy de la gravité disponible dans les bases de données des Observatoires Régionaux des Urgences, structures qui aujourd'hui possèdent les données les plus exhaustives sur cette offre de soins.

Pourtant, il n'y a eu à notre connaissance aucune étude de validation du score pour ce type d'utilisation. De plus, il est souvent décrit comme une variable codée

de façon très hétérogène, par l’infirmier d’accueil à l’arrivée ou par le médecin à la sortie, avec une notion centrale « d’instabilité de l’état clinique » finalement assez floue, etc. sans que cela n’ait été mesuré par des données.

Le concept - *Qu’est-ce qu’un « recours non urgent » ?*

Différents termes sont utilisés pour désigner un même concept : non urgents (*non urgent, non emergent*), non graves (*non serious, low acuity*), évitables (*preventable*), inappropriés (*inappropriate*), etc. On considère qu’il s’agit tout de même d’un seul et même concept car ces termes peuvent être utilisés indifféremment pour désigner des recours identifiés par la même mesure, et car ils sont tous utilisés dans les algorithmes de recherche des revues de littérature explorant le phénomène [13]. « Qui ne relève pas préférentiellement d’un service d’urgence » pourrait correspondre à leur sens implicite et à l’expression qui les engloberait tous.

Selon cette optique, se référer à la définition littérale de l’urgence « *ce qui requiert une action, une décision immédiate* » (CNRLT) semblerait ici trop restrictif pour comprendre le concept sous-jacent. On peut cependant s’appuyer sur les différents critères utilisés dans la littérature pour l’approcher. Ceux-ci sont nombreux et il n’existe pas de consensus sur la façon d’identifier les recours *qui ne relèveraient pas des SU*. Une revue de la littérature publiée en 2010 retrouvait 51 façon différentes d’identifier les passages non urgents sur 39 études incluses [13]. La catégorisation urgent/non urgents était effectuée de façon diverse par des infirmiers d’accueil ou des médecins, au triage ou à la fin de la consultation ou encore à distance à partir du dossier médical. Quinze méthodes de catégorisation sur les 51 s’appuyaient sur des critères implicites tel que le ressenti du patient, l’opinion d’un professionnel expérimenté, etc.

Le concept est donc très inconstant, large et hétérogène. Il semble cependant dépendre de deux éléments principaux que l’on peut identifier à partir des critères utilisés dans la littérature : (1) le rôle perçu des services d’urgences et (2) l’objectif implicite ou explicite d’étudier ce type de recours.

Premièrement, le choix des critères implique une vision subjective ou politique du rôle des SU et du type de situations qu’ils sont supposés prendre en charge (voir Figure 2.1). Cette vision n’est souvent pas explicitée. La plus restrictive considère que les SU ont vocation à ne prendre en charge que les pathologies aiguës, graves, pouvant mettre en jeu le pronostic du patient. Il s’agit d’une conception proche du

rôle historique des urgences contemporaines et les urgentistes sont principalement formés à ce type de pratique [14]. Une conception inverse, plus extensive, serait de considérer les services d'urgences comme une offre de soins primaires à part entière. Tout patient qui en ressent le besoin serait donc, par définition, légitime d'y avoir recours, l'institution ayant pour devoir de le prendre en charge mais aussi de s'adapter à l'évolution quantitative et qualitative des demandes de soins de la population.

Entre ces deux extrêmes, il existe une infinité de conceptions sur *ce que devrait être* les SU, et donc sur ce qui ferait la légitimité d'un recours. Celle qui semble le plus souvent explicitée, à travers la définition des recours non urgents, correspond à « *la prise en charge des problèmes qui ne peuvent attendre quelques/2/6/12/24 heures* ». Cependant, dans 17 articles sur les 39, aucune définition précise n'était donnée. Cette définition est pourtant déterminante pour justifier le choix des critères. Concernant la CCMU par exemple, le fait de n'utiliser que le premier niveau (« *état clinique stable et ne nécessitant pas de prise en charge thérapeutique ou diagnostique* ») ou les deux premiers (« *état clinique stable* ») s'appuie sur une vision plutôt extensive pour l'un et plutôt minimaliste pour l'autre. Selon le critère utilisé entre ces deux alternatives, la proportion de recours considérés comme *illégitimes* passe de 15% à presque 80% des recours.

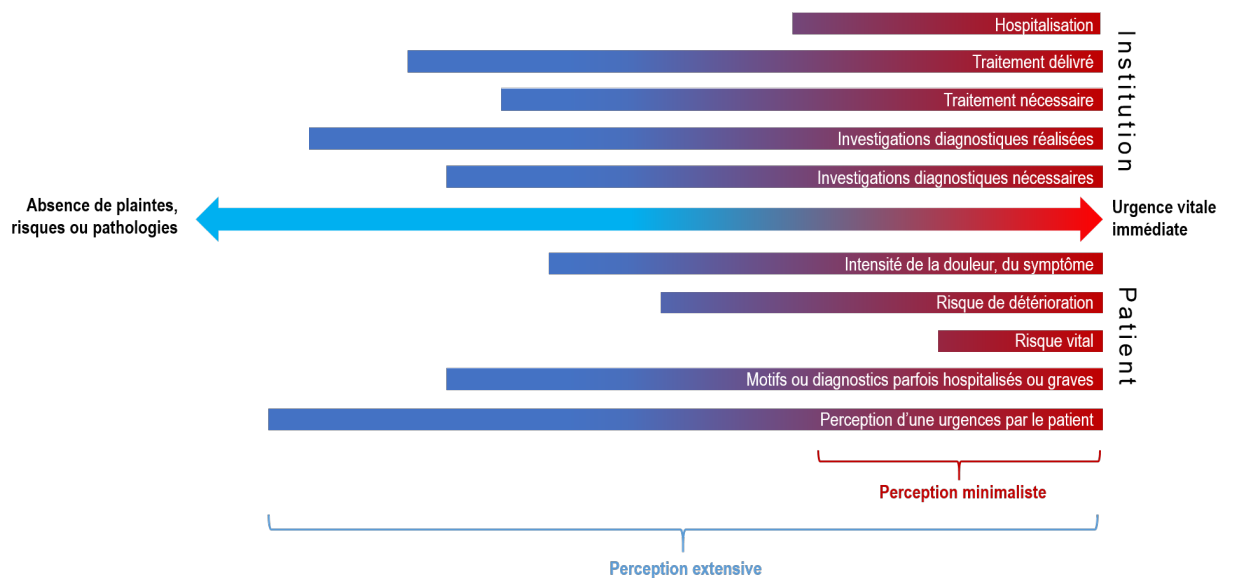


FIGURE 2.1 – Critères utilisés en fonction du rôle perçu des urgences (modèle)

Deuxièmement, le choix des critères est déterminé par l'objectif à distance de l'étude, c'est-à-dire l'idée que l'on a de ce qui pourrait résoudre le problème. On peut schématiquement distinguer les études centrées sur les SU et les études qui questionnent plus généralement l'offre de soins primaires. Lorsque l'étude est centrée sur les services d'urgences, les critères utilisés ne concernent que l'état du patient et la prise en charge de l'institution, comme décrit ci-dessus. Ce type d'étude suggère l'idée : soit d'un refus de soins sans proposition d'alternative par les auteurs, comme cela a été beaucoup envisagé dans les années 90 [12], [15] ; soit d'une adaptation de l'institution elle-même, par la création de filière spécialisée en fonction de la gravité du motif par exemple [16].

Lorsque l'étude s'intéresse à la place des SU au sein de l'offre de soins primaires, la place des MG est prise en compte par des critères tels que : l'heure de la visite (heure d'ouverture des MG), le fait d'avoir ou pas été adressé par un professionnel de santé, le fait d'avoir cherché à contacter son MG avant le recours aux SU, etc. Dans ce cas, la responsabilité des MG est parfois pointée du doigt, notamment leur désinvestissement de la permanence des soins [17], mais aussi celle du patient, notamment son *consumérisme* puisqu'il privilégie cette offre de soins facile et gratuite alors qu'il a à disposition une offre de soins de ville considérée comme plus adaptée [17]. Au contraire, il peut s'agir d'une façon de questionner le problème de l'accessibilité réelle de l'offre de soins primaires, en considérant que si les patients consultent aux urgences alors que les cabinets de MG sont ouverts, c'est peut-être parce que d'autres barrières d'accès aux soins (coût, éloignement, délais) sont à considérer [18].

Pour conclure, ce concept et le choix des critères utilisés pour le mesurer sont porteurs d'enjeux stratégiques et politiques concernant le rôle des SU dans l'offre de soins primaires. Cette question doit donc être explicitée a priori, car elle n'admet pas de réponse méthodologique ou statistique. De même, les critères subjectifs tels que le jugement d'un professionnel, même expérimenté, doivent être évités car cela rend implicites ces partis-pris qui sont aussi portés par celui sur qui repose la catégorisation des recours.

Validation - *Application aux données d'activité des SU*

Choix du critère

Dans nos études, le choix des critères était limité par les données disponibles. Cependant, même avec un nombre limité de variables, plusieurs possibilités s'offraient à nous. La revue de littérature de 2010, montrait une variabilité de la proportion de recours considérés comme non urgents de 5% à 90% des recours selon les critères utilisés [13]. De la même façon dans la base de données de 2012, ces proportions variaient de 4 à presque 80 % selon le choix de n'utiliser que le premier niveau ou les deux premiers niveaux du score, et de l'utiliser seul ou combiné à d'autres variables (voir Table 2.1).

TABLE 2.1 – Proportion de recours non urgents selon les critères utilisés

		%	IC95%
CCMU 1			
	seul	14,0	(13,8 ; 14,1)
	+ retour à domicile	13,5	(13,4 ; 13,6)
+ heures d'ouverture MG + transports personnels		4,4	(4,3 ; 4,5)
	+ les trois critères	4,3	(4,2 ; 4,4)
CCMU 1 et 2			
	seul	77,5	(77,4 ; 77,6)
	+ retour à domicile	67,8	(67,7 ; 67,9)
+ heures d'ouverture MG + transports personnels		23,4	(23,3 ; 23,6)
	+ les trois critères	22,0	(21,8 ; 22,1)

Notes : Analyse sur données complètes après exclusion des établissements qui avaient plus de 30% de DM concernant la CCMU, patients +15 ans

Lorsque nous avons étudié la proportion de recours *potentiellement déplaçables* en fonction de la position socioéconomique (voir partie 1.2), nous avons choisi d'utiliser le critère CCMU 1 seul pour identifier ces recours. En effet, ce qui nous intéressait était la part des recours qui aurait aussi pu être pris en charge par un médecin généraliste, afin d'étudier les modalités d'utilisation des soins des différentes catégories socioéconomiques. Nous avons donc considéré d'une part que l'état clinique devait être stable et d'autre part qu'aucune prise en charge diagnostique et thérapeutique ne devait avoir été nécessaire. En effet, le choix de ne pas réaliser d'examen complémentaire mesurait d'après nous le risque que prenait l'institution à laisser partir un patient après un examen clinique seul, comme le médecin généraliste devrait pouvoir le faire même s'il remet au patient une prescription thérapeutique ou pour un examen complémentaire. Même s'il s'agit

d'actes complémentaires « de couverture », « d'opportunité » ou « de procédure » de la part des SU, leur réalisation traduit un risque trop important de passer à côté de quelque chose pour l'institution. De la même façon, si la délivrance d'un traitement a été considérée comme nécessaire aux urgences, et donc qu'une prescription avec retrait en pharmacie ne suffisait pas, c'est que la nécessité d'un traitement rapide ou sous surveillance au moins était légitime. Finalement, nous avons considéré que, à travers sa décision de réaliser un acte thérapeutique ou diagnostique, le SU validait ou légitimait le recours.

Nous n'avons cependant pas pris en compte le moment du recours, considérant que si l'état clinique était stable, la prise en charge aurait pu être différée au lendemain par exemple si le recours avait lieu la nuit. De plus, nous voulions aussi étudier le lien entre moment du recours et la proportion de recours *potentiellement déplaçables*.

Nous n'avons pas non plus utilisé les variables relatives à l'issue du recours, telles que l'hospitalisation ou le retour à domicile, considérant que la *légitimité* du recours portait sur la nécessité d'éliminer une affection grave et non sur le fait d'avoir réellement une affection grave.

Nous avons donc assumé une vision plutôt extensive du rôle des SU. Ce choix peut être critiqué, notamment parce qu'il est plus fréquent que les deux premiers niveaux de la CCMU soient utilisés dans les études concernant les recours non urgents en France [9]–[11], [19], [20]. Cependant, la catégorie des recours CCMU 2 est vaste et hétérogène, puisqu'elle correspond à plus de 60% des passages, et surtout la distinction des recours CCMU 2 et CCMU 3 ne semble pas fiable. En effet, la notion de stabilité de l'état clinique est imprécise, et on peut faire l'hypothèse son évaluation est influencée par le diagnostic posé à la fin du passage, après la réalisation des examens complémentaires, puisque le score est codé à la clôture du dossier. Le fait d'être classé CCMU 2 plutôt que CCMU 3 ne reflète donc pas forcément l'inquiétude que pouvait susciter l'état du patient à son arrivé. De plus, une thèse de médecine générale réalisée en 2015 a montré que 75% des patients adressés aux urgences par des médecins généralistes ont été codés CCMU 2 par les urgentistes, ce qui est du même ordre de grandeur que les patients tout-venants [21]. Par contre, seuls 2,5% d'entre eux ont été codés CCMU 1. Il est difficile de réellement conclure sur la base de ces résultats, qui portaient sur quelques patients d'un unique service, mais ces éléments nous ont confortés dans notre choix de ne pas considérer que les recours CCMU 2 ne relevaient pas des SU.

Comme expliqué ci-dessus, le score CCMU n’a jamais été validé comme critère d’identification des recours ne relevant pas des services d’urgences. Nous avons donc tenté d’explorer la fiabilité et la validité de la mesure « CCMU 1 versus autre CCMU » pour explorer ce phénomène. Nous avons utilisé pour cela la base de données de ORU-MiP de 2012. Ont été inclus tous les passages aux urgences effectués par des patients de plus de 15 ans. Les établissements qui avaient plus de 30% de Données Manquantes (DM) concernant la CCMU ont été exclus (5 SU sur les 37).

Fiabilité

Evaluer la fiabilité du codage « CCMU 1 » versus « autre CCMU » consisterait à en étudier la stabilité ou reproductibilité [22]. Cette évaluation n’est pas possible ici puisque ce ne sont pas les mêmes patients dans un même état clinique qui sont évalués par plusieurs observateurs ou à plusieurs moment. On ne peut donc pas calculer les indicateurs habituels (kappa, ICC), basés sur des rapports entre les évaluations concordantes et discordantes. On a pu cependant évaluer la probabilité d’être codé CCMU 1 en fonction de certains facteurs qui ne devraient théoriquement pas modifier cette probabilité.

Avec les données dont nous disposons, il n’était pas possible de mesurer la variabilité inter-évaluateur. On peut cependant avoir accès *a minima* à cette variabilité en étudiant la variabilité inter-établissement. Cette variabilité peut en effet traduire en partie la variabilité inter-évaluateur, en raison des différences de composition des services, en terme d’expérience des cliniciens par exemple. Cette variabilité inter-établissement peut reposer par ailleurs sur un véritable « effet centre », en raison des habitudes ou procédures propres à chaque service. Dans tout les cas, cela nous donne une information sur la stabilité du codage, qui dans l’idéal ne devrait pas varier fortement en fonction du codeur et du service lorsque les caractéristiques des patients sont les mêmes.

On observe pourtant une variabilité importante de la probabilité d’être classé CCMU 1 en fonction de l’établissement. En effet, les proportions de CCMU 1 varient de 1 à 27% des passages avec une médiane d’environ 14% (voir Figure 2.2). Cependant cette variabilité peut être due à une réelle différence de recrutement des patients entre les différents établissements et non à une mauvaise fiabilité de la mesure.

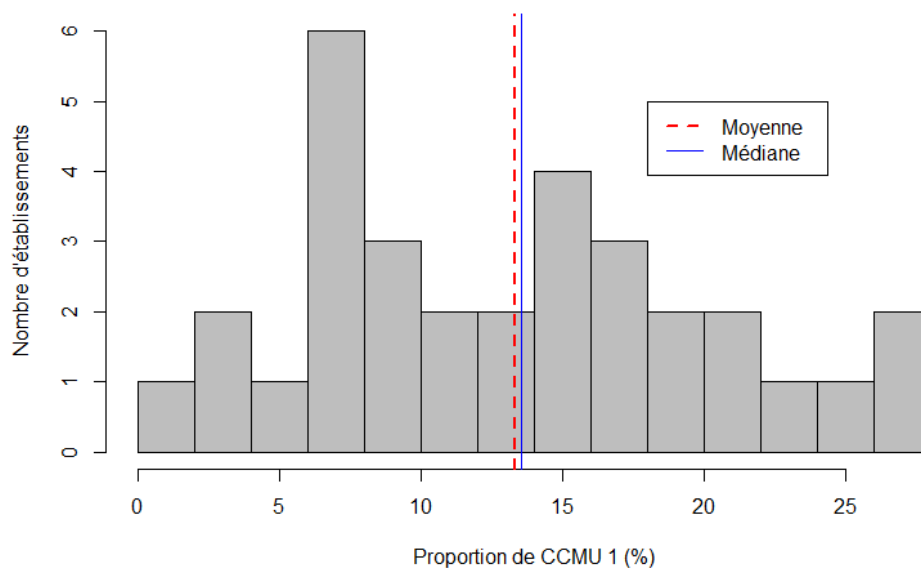


FIGURE 2.2 – Proportions de CCMU 1 en fonction des établissements

Nous avons réalisé une analyse multi-niveau pour mesurer cet « effet centre » (modèle 1) et la part de la composante structurelle (modèle 2). Il existe peu de données concernant les établissements nous permettant d’analyser la part de la composante contextuelle, en dehors du type (privé, public, universitaire) de l’établissement (modèle 3). Les résultats sont décrits dans la Table 2.2.

TABLE 2.2 – Probabilité d’être classé CCMU 1 - Etude de l’effet centre

	Modèle 1		Modèle 2		Modèle 3	
	Coef.	IC95%	Coef.	IC95%	Coef.	IC95%
<i>Effet fixes</i>						
Constante	0,13	(0,11 ; 0,16)	0,23	(0,20 ; 0,25)	0,23	(0,20 ; 0,25)
Sexe (<i>ref = Femme</i>)	–	–	0,001	(-0,01 ; 0,003)	0,001	(-0,01 ; 0,003)
Age (<i>par pas de 15 ans</i>)	–	–	-0,03	(-0,03 ; -0,03)	-0,03	(-0,03 ; -0,03)
<i>Effets Aléatoires (Niveau Établissement)</i>						
Variance de la constante	0,08	(0,07 ; 0,11)	0,07	(0,06 ; 0,09)	0,07	(0,06 ; 0,09)
Type d’établissement	–	–	–	–	<0,01	(<0,01 ; <0,01)
Variance résiduelle	0,33	(0,33 ; 0,33)	0,33	(0,33 ; 0,33)	0,33	(0,33 ; 0,33)
<i>Corrélation Intra-Classes (%)</i>	4,2	(2,6 ; 6,7)	4,3	(2,7 ; 6,9)	4,3	(2,7 ; 6,9)

La variabilité du codage de la CCMU 1 attribuable aux centres est de 4% (modèle 1). Il y a donc un « effet centre », même si celui-ci est faible. Cet effet n'est pas expliqué par un recrutement différent de la part des centres, puisque la variance de la constante ne varie presque pas quand on ajuste sur l'âge et le sexe (modèle 2). Bien sûr d'autres critères peuvent ne pas avoir été pris en compte et expliquer les différences de proportion de CCMU 1 entre les différents SU.

Concernant l'effet de la structure elle-même, nous aurions pu penser à un effet du type d'établissement (privé, public ou universitaire), dont les différences concernant les modalités de financement aurait pu influencer le mode de codage de la CCMU. Cette hypothèse n'est pas vérifiée (modèle 3). Des différences de codage de la CCMU entre les centres sont donc probablement en jeu. Pour explorer cet aspect, nous avons adressé un questionnaire aux SU (Annexes). Sur les 35 inclus dans l'étude de validation (moins de 30% de DM), dix établissements ont répondu et déclaré que la CCMU était codée à la fin du passage, à 90% par un médecin urgentiste¹. Même si ce n'est pas le moment recommandé, il y a au moins une homogénéité sur ce point. De plus, le fait de coder à la clôture du dossier ne devrait pas avoir trop d'impact sur la distinction CCMU 1 versus autres CCMU, qui repose sur le critère concret de la réalisation, programmé ou effective, d'un acte. La question se serait néanmoins posée pour la distinction CCMU 2 versus CCMU 3, s'il on avait choisi d'utiliser les deux premiers niveaux du score comme critère. En effet, si certains SU affirment que c'est l'état clinique à l'arrivée qui est prise en compte même si le codage est effectué à la fin, on peut légitimement penser que l'évolution de l'état clinique pendant le passage influence cette évaluation.

Validité

Concernant le codage de la CCMU 1, un médecin rapportait l'existence d'incohérences : certains patients sont en effet codés CCMU 1 alors que des actes ont en fait été réalisés. Ce centre avait notamment une proportion élevée (>25%) de recours codés CCMU 1. Il semble donc y avoir des variations entre les centres qui ici ne mettent plus seulement en jeu la fiabilité mais aussi la validité de la mesure.

1. Dans un établissement sur les 10, la personne chargée du codage est « variable ». Par ailleurs, dans un établissement exclu (DM = 39%), le codage se fait à l'entrée par un infirmier selon les critères suivants : CCMU 1 pour les patients externes (debout) même si un examen complémentaire est réalisé, CCMU 2 si le patient est allongé et CCMU 3 si le patient est jugé « plus grave », avec 50,7% de CCMU 1, 44,2% de CCMU 2 et 5,0% de CCMU 3 (données complètes, 2012).

La validité ne concerne plus la précision ou la reproductibilité d'une mesure, mais « ce qui est mesuré ». Il existe plusieurs façon d'explorer la validité d'une mesure, nous parlerons ici de la validation de contenu, la validation de critère et la validation de construit [22].

La *validation de contenu* permet d'évaluer la représentativité de la mesure, dans une optique d'inférence au concept analysé [22]. Ici, il s'agirait d'explorer à quel point les recours CCMU 1 sont représentatifs des recours « qui ne relèvent pas préférentiellement des SU ». Cette validation se fait sur la base de *jugement des experts*. On considérera que les arguments donnés dans la première partie de ce chapitre pour justifier le choix du critère contribue à cette validation.

La *validation de critère* consiste à évaluer la corrélation de la mesure avec une autre, idéalement un *Gold Standard* [22]. Mais il n'existe pas dans notre cas de mesure concurrente ou à distance qui pourrait nous permettre d'évaluer cette corrélation, encore moins de Gold Standard.

Enfin, la *validation de construit* consiste à tester les différentes hypothèses sur lesquelles reposent la mesure, sur lesquelles elle est construite. Il s'agit d'une sorte de « *mini-théorie* » qui articule différents éléments. Chacun de ces éléments, la direction et la force attendues des liens qu'ils ont avec la mesure peuvent être analysés [22]. Ici, en prenant en compte les variables disponibles dans la base de données, plusieurs hypothèses pouvaient être faites :

1. Si l'état clinique du patient est stable et qu'il devrait pouvoir être pris en charge préférentiellement ailleurs qu'aux urgences, alors les personnes arrivées aux urgences par ambulance ou SMUR devraient avoir une probabilité plus faible d'être classées CCMU 1.
2. Si la condition du patient est sans gravité, les patients classés CCMU 1 devraient avoir une probabilité plus forte de rentrer à domicile après leur passage aux urgences.
3. Si le patient ne nécessite pas de prise en charge thérapeutique ou diagnostique alors la durée du passage devrait être plus courte. En effet, même si les patients dont les situations sont les plus graves sont pris en charge en premier, l'attente des résultats des examens et/ou de l'effet d'un traitement devrait prendre plus de temps que l'examen clinique seul d'un patient, même pris en charge plus tard.

Nous avons donc cherché à vérifier ces hypothèses. Concernant le mode de transport, les patients transportés par ambulance ou par un véhicule du SMUR ont effectivement une probabilité plus faible d'être codé CCMU 1 que les autres : 5,8% versus 15,0% (OR = 0,35 (IC95%=[0,34-0,36])). Concernant la probabilité de retour à domicile, 97,1% des patients CCMU 1 rentrent chez eux à l'issue du passage contre 70,0% des autres patients (OR = 14,1 (IC95%=[13,4-14,8])). Enfin, la durée médiane d'un passage CCMU 1 est de 1 heure et 16 minutes (quartiles = 40 minutes ; 2 heures et 19 minutes) contre 2 heures et 32 minutes pour les autres passages (quartiles = 1 heure et 20 minutes ; 4 heures et 29 minutes). Toutes ces hypothèses sont donc vérifiées.

Il existe probablement un lien entre le score CCMU et les diagnostics, mais ceux-ci sont nombreux, hétérogènes et donc complexes à explorer. Nous avons dans un premier temps réalisé une analyse des correspondances multiples afin d'explorer globalement le lien entre le score CCMU et les différentes catégories diagnostiques (voir Figure 2.3).

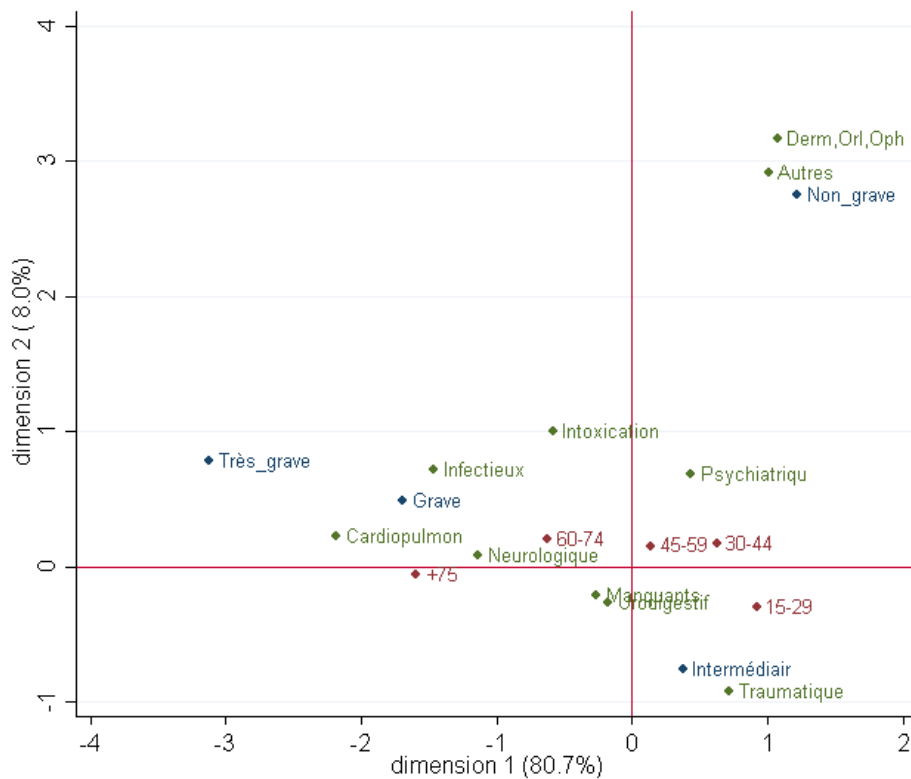


FIGURE 2.3 – Analyses des Correspondances Multiples

La première dimension (81%) distribue sur l'axe horizontal les motifs très graves (CCMU 4,5,D), graves (CCMU 3) et intermédiaires (CCMU 2), ainsi que les classes d'âges dans une moindre mesure. Les recours graves, les plus de 75 ans et les diagnostics cardio-pulmonaires contribuent le plus à cette dimension. La seconde dimension (8%) sépare les recours non graves (CCMU 1) du reste, entraînant deux catégories diagnostiques avec eux. En effet ce sont les recours CCMU 1 et les catégories diagnostiques « Dermatologique, Ophtalmologique, ORL » et « Autres » qui contribuent le plus à cette dimension. Aucune catégorie d'âge ne contribue réellement à cette dimension. Nous avons retiré la variable relative au sexe du patient car elle ne contribuait à aucune classification. Cela nous permet de constater une hétérogénéité entre les recours CCMU 1 et CCMU 2, et nous conforte dans notre choix de ne pas avoir confondu ces catégories en une seule.

Les catégories diagnostiques les plus associées à la catégorie CCMU 1 sont les diagnostics « Dermatologique, Ophtalmologique, ORL » (37% d'entre eux sont en effet CCMU 1) et « Autres » (35%). Les diagnostics CCMU 1 « Autres » correspondent pour 25% à des recours pour contrôle de soins chirurgicaux, pour 23 % à des recours pour raisons administratives (notamment de demande de certificat médicaux et pour la moitié dans un contexte de transport par les forces de police) et pour 12% à des refus de soins, fugues ou départs avant évaluation médicale. Les diagnostics « Dermatologiques, Ophtalmologiques, ORL » sont plus hétérogènes, les affections dentaires (10%) et l'urticaire (5%) étant les causes les plus fréquentes.

Pour tenter d'aller plus loin, nous avons tenté de sélectionner certains diagnostics dont le caractère relevant ou non des urgences étaient le plus simple à définir. Il s'agit d'une façon d'approcher la sensibilité et la spécificité de ce critère, même si cela reste très approximatif. Les proportions des recours classés CCMU 1 pour chacun de ces diagnostics sont rapportées dans le tableau 2.3. Nous avons aussi rapporté les proportions de CCMU 1 ou 2 afin de comparer les performances d'un choix alternatif de critères.

Le critère « CCMU 1 » semble donc nous permettre d'exclure correctement les recours graves, qui relèvent effectivement des urgences. Il semble cependant qu'il ne permet pas d'identifier tous les recours qui auraient pu être pris en charge par le médecin généraliste, ce que le critère « CCMU 1 ou 2 » semble mieux faire, mais en incluant une large part de diagnostics graves. Le choix d'utiliser l'un ou l'autre dépend donc de l'objectif de l'étude, selon qu'elle nécessite une approche conservatrice ou non.

TABLE 2.3 – Proportion de CCMU 1 en fonction du diagnostic (CIM10)

	CCMU 1		CCMU 1 ou 2	
	%	IC95%	%	IC95%
<i>Diagnostics relevant des urgences</i>				
Crise drépanocytaire (D57)	2,01	(0,64 ; 6,13)	34,90	(27,60 ; 42,98)
Accident ischémique transitoire (G45)	1,88	(1,33 ; 2,63)	45,68	(43,34 ; 48,02)
Hémiplégie (G81)	0,76	(0,10 ; 5,35)	25,19	(18,42 ; 33,43)
Infarctus aigu du myocarde (I21)	0,46	(0,17 ; 1,22)	15,56	(13,30 ; 18,12)
Insuffisance cardiaque, OAP (I50)	0,67	(0,46 ; 1,00)	25,61	(24,23 ; 27,04)
Hémorragie intracérébrale (I61)	0,00	(– ; –)	9,24	(5,80 ; 14,42)
Appendicite aiguë (K35)	0,65	(0,32 ; 1,29)	37,50	(34,84 ; 40,23)
Pancréatite aiguë (K85)	0,62	(0,26 ; 1,47)	31,28	(28,18 ; 34,56)
<i>Diagnostics ne relevant préférentiellement pas des urgences</i>				
Orgelet, chalazion (H00)	48,45	(40,87 ; 56,17)	98,18	(94,45 ; 99,41)
Conjonctivite virale (H10)	45,65	(53,67 ; 73,40)	98,76	(97,91 ; 99,26)
Otite externe (H60)	60,76	(56,97 ; 64,42)	98,48	(97,20 ; 99,18)
Hémorroïdes (I84)	40,00	(40,71 ; 47,35)	93,94	(92,14 ; 95,36)
Rhinopharyngite (J00, J02)	39,40	(37,27 ; 41,57)	94,71	(93,63 ; 95,61)
Reflux Gastro-Oesophagien (K21)	20,15	(15,74 ; 25,74)	92,16	(88,25 ; 94,85)
Infection urinaire de la jeune femme*	27,88	(25,06 ; 30,89)	96,60	(95,20 ; 97,60)
Absence de plainte (Z00, Z01)	39,12	(35,57 ; 42,79)	97,16	(95,63 ; 98,16)

* N30, femme, 15 à 29 ans

Nous avons aussi analysé ces proportions pour le critère « CCMU 1 ou 2 venu par ses propres moyens » sans rapporter les résultats ici. On a pu observer que ce critère permet de conserver une bonne sélection des recours non graves tout en incluant moins de recours graves que le critère « CCMU 1 ou 2 » seul. Il s'agit d'une mesure alternative qui pourrait être mieux explorée par la suite.

Conclusion

Ce travail nous permet de tirer deux conclusions. Premièrement, nous avons montré qu'il est possible d'évaluer *a minima* la fiabilité et la validité d'une mesure, même à partir d'éléments produits *a posteriori*. Bien sur, il serait utile de réaliser de réelles études de validation de la CCMU pour l'identification des recours potentiellement déplaçables. Pour mieux explorer l'effet du moment du codage par exemple, il serait informatif de comparer des codages effectués au début et à la fin des passages. Pour explorer la validité, une comparaison du score CCMU et d'une évaluation par un médecin généraliste de la situation clinique afin de statuer si oui ou non ce cas aurait pu être géré à son cabinet, pourrait permettre de mieux prendre en compte les contraintes de prise en charge de la médecine générale.

Deuxièmement, même si le critère « CCMU 1 » reste informatif, ces analyses montrent ses limites, cela implique donc des précautions lors de l'interprétation. L'élément principal à retenir est qu'il sélectionne correctement les recours non urgents, mais pas de façon exhaustive. Le critère composite « CCMU 1 ou 2 et venu par ses propres moyens » pourrait constituer une alternative intéressante, mais il possède aussi plusieurs limites. D'abord, la variable relative au mode de transport est codée seulement depuis 2007 et contient de nombreuses données manquantes même dans les bases de données les plus récentes. Cet élément n'a d'ailleurs pas pu être analysé pour ces raisons dans l'étude sur l'évolution des taux de recours et de leur gravité (Partie 1.1). Ensuite, le codage du niveau « CCMU 2 » plutôt que « CCMU 3 » est celui qui est le plus questionné, la fiabilité de ce critère serait donc à explorer spécifiquement.

2.2 Taille de l'échantillon et significativité

Qu'est-ce qu'une *p-value* ?

La *significativité statistique*, mesurée par la *p-value*, est un concept central des méthodes classiquement utilisées en épidémiologie. Cet outil repose sur un certain nombre d'hypothèses relatives aux *tests statistiques*, qui eux-mêmes s'appuient sur les principes de la *statistique inférentielle*.

Par exemple, on réalise une étude de type cas-témoin avec 100 personnes atteintes d'un cancer du poumon et 100 personnes indemnes. La prévalence du tabagisme observée est de 54% dans le premier groupe et 36% dans le second. On observe donc une différence *dans l'échantillon*, mais cela ne nous permet pas de conclure à une différence *dans l'ensemble de la population*. Comment savoir si les fumeurs ont réellement plus de cancers que les non-fumeurs dans la population générale, notée P , et être certain qu'il ne s'agit pas d'un simple hasard si l'on observe cette différence dans notre échantillon ? C'est à ce type de question que les tests statistiques nous permettent de répondre.

Les tests s'appuient sur les statistiques inférentielles qui ont été développées pour répondre à ce type de problématiques dont le point commun est de n'avoir à disposition qu'un petit échantillon du réel que l'on souhaite explorer. L'*inférence* consiste en effet à estimer, à partir d'une valeur $\hat{\theta}$ observée sur un échantillon, la valeur réelle θ de la population P ainsi que l'incertitude qui entoure cette estimation. Ce qui lie $\hat{\theta}$ et θ , c'est la fonction de distribution Θ qui décrit la façon dont les $\hat{\theta}$ se distribuent dans les différents échantillons de P , sachant θ . La *Loi des Grands Nombres* est une loi primordiale pour les statistiques inférentielles. Elle exprime le fait que la moyenne des $\hat{\theta}$ tend vers l'espérance de Θ lorsque la taille de l'échantillon est grand et donc vers θ puisque $E(\Theta) = \theta$, ce qui permet d'inférer les observations faites sur l'échantillon vers les valeurs réelles en population.

Dans notre exemple, on veut montrer que la prévalence du cancer dans la population générale est différente entre les fumeurs et les non-fumeurs (hypothèse notée $H1$). Pour accepter cette hypothèse, on va finalement chercher à rejeter l'hypothèse contraire (notée $H0$) selon le raisonnement suivant : si la probabilité « d'observer la même différence ou une différence plus grande que celle observée dans mon échantillon sous l'hypothèse $H0$ » est faible, alors la probabilité qu' $H0$ soit vraie est faible aussi. Autrement dit, si on fait l'hypothèse qu'il n'y a pas

de différence entre les fumeurs et les non-fumeurs dans la population générale P , on peut déterminer que la probabilité d'observer la différence observée (54% versus 36%) dans un échantillon de 2 fois 100 personnes, ou une différence plus grande, serait de 0,016. Comme cette probabilité est faible (inférieure à 0,05 par convention), on considère que le fait qu'il n'y ait pas de différence entre les deux groupes dans la population totale soit aussi très peu probable et on rejette donc cette hypothèse. La *probabilité d'observer au moins la différence observée sous l'hypothèse H_0* est calculé à partir de la fonction de distribution Θ , ou *statistique de test*, qui décrit la façon dont les $\hat{\theta}$ se distribuent dans les différents échantillons de P . On utilise ici la loi du Chi2. Cette probabilité est plus connue sous le nom de *p-value*².

Le problème de la p-value

Bien que l'utilisation de la p-value soit très répandue dans le domaine de la recherche médicale, elle pose plusieurs problèmes statistiques largement discuté dans la littérature [24]–[27]. Une des limites connues de cet outil est qu'il ne *mesure* pas la preuve scientifique, c'est-à-dire la force de la preuve contre l'hypothèse que l'on veut rejeter. En effet, une p-value de 0,01 par exemple n'a pas le même niveau de preuve d'une étude à l'autre, selon la taille de l'échantillon dans lequel on retrouve ce résultat. Il ne faut donc pas confondre la *significativité* d'une association statistique avec sa force ou *signification*. La *significativité*, mesuré par la p-value, est dépendante de la force de l'association mais aussi de la taille de l'échantillon analysé (voir Table 2.4). Dans cet exemple, une p-value d'environ 0,01 peut être obtenue pour des écarts différents.

Ce problème concernant l'utilisation de la p-value est réactualisé par les analyses effectuées sur de grands échantillons. Cela se traduit de deux façons : sur le

2. Pour être plus précise, l'utilisation de la p-value repose sur deux théories distinctes. Dans l'approche de Fisher, la p-value est utilisée comme une mesure de la crédibilité de H_0 : si la valeur est très petite alors « soit il s'est passé quelque chose de très rare, soit H_0 est fausse ». Il s'agit alors d'un *test d'inférence* ou *test de signification*, qui permet de mesurer à quel point l'observation est « bizarre » (*weird*) si H_0 est vraie, sans faire d'hypothèse alternative. Dans l'approche de Neyman-Pearson, on fixe *a priori* les risques α et β , afin d'optimiser la probabilité de rejeter H_0 si l'hypothèse alternative est vraie. Le plus souvent $\alpha = 5\%$, il correspond au risque de rejeter H_0 lorsqu'elle est vraie, c'est-à-dire le nombre de fois où l'on rejetterait H_0 si l'on répétait le test sur plusieurs échantillons dans lequel H_0 est vraie. Ici la valeur précise de la p-value n'importe pas, seule importe qu'elle soit inférieure ou supérieure à α . La fonction de la p-value est réduite à une fonction binaire : la décision "accepter H_0 / rejeter H_0 " [23]. En pratique, les deux approches sont souvent confondues, les statistiques classiques s'appuyant le plus souvent sur la théorie de Neyman-Pearson tout en appliquant la méthode de Fisher [24].

TABLE 2.4 – P-value en fonction de la taille de l'échantillon

N	P
Avec p1=54% et p2=36%	
2x10	0,719
2x50	0,108
2x100	0,016
2x500	0,000015
2x1000	0,00000000000086
Avec p1=54% et p2=46%	
2x10	1,000
2x50	0,549
2x100	0,322
2x500	0,0136
2x1000	0,00041

plan théorique d'abord, on peut questionner l'utilité d'utiliser des tests développés pour prendre en compte l'aléa de l'échantillonnage lorsque l'échantillon se confond avec la population cible. Sur le plan pratique ensuite, la puissance liée à la taille de l'échantillon conduit à produire des résultats toujours significatifs, même pour de petits effets, ce qui remet en cause encore une fois l'utilité de réaliser de tels tests.

Mais le problème principal posé par la p-value pour l'analyse de gros échantillons n'est pas tant son inutilité que le fait que l'on se repose encore largement sur elle dans la littérature. En effet, même si les limites de la p-value sont depuis longtemps connues par les statisticiens, elle est encore largement utilisée et sur-interprétée. Par exemple, une review de la littérature dans le domaine de la recherche sur les systèmes informatiques montre que les conclusions de 50% des études effectuées sur de grands échantillons ($\geq 10\,000$) s'appuient uniquement sur la p-value et le signe du coefficient [28].

Solutions proposées dans la littérature

Après une analyse de la littérature, nous avons retenu plusieurs approches recommandées par Shmueli en 2013 [28]. Premièrement, il est important de produire des paramètres informatifs, sur le plan de la *significativité pratique*. En effet, la significativité statistique devient secondaire lorsque l'échantillon est grand, il ne reste alors que la taille de l'effet, ou la force de l'association, dont l'interprétation ne dépend pas d'une réponse binaire à un test, mais d'un contexte *pratique*, clinique par exemple. Lorsque la taille de l'échantillon est déterminée *a priori*, le seuil

à partir duquel une différence serait considérée comme négligeable ou signifiante est aussi déterminé - ou plutôt décidé - *a priori* puisqu'il s'agit d'un paramètre du calcul du nombre de sujets nécessaires. Dans le cas d'un échantillon déjà constitué et de taille presque illimitée, il ne serait peut-être pas inutile de définir aussi ce seuil. Il est en tout cas important de produire des paramètres qui sont directement interprétables pour pouvoir justement estimer s'ils sont négligeables ou signifiants.

Deuxièmement, il est préférable d'utiliser un paramètre et son intervalle de confiance (IC) plutôt que la p-value seule [27], [28]. En effet, ils informent sur l'ordre de grandeur du paramètre d'intérêt et sur la précision de l'estimation (l'étendue de l'IC diminue avec la taille de l'échantillon), ils sont donc plus informatifs que la p-value. On pourra en effet différencier un grand écart entre deux paramètres estimés d'un écart plus petit mais qui existe parce que les estimations sont très précises, ce qu'un test pourrait traduire par la même p-value.

Shmueli propose aussi de réaliser des graphiques illustrant l'évolution des paramètres, intervalles de confiance et p-value en fonction de la taille de l'échantillon. Il justifie sa démarche d'après trois idées intuitives : « (1) *travailler sur un échantillon plus petit permet d'obtenir des niveaux de significativité plus « familier »*, (2) *analyser de multiples échantillons, même de tailles différentes, donne une information sur la variabilité des résultats et* (3) *augmenter la taille des échantillons expose concrètement le problème de la déflation de la p-value* » [28].

Application aux données d'activités des SU

Dans l'étude relative aux recours aux urgences en fonction de la position socioéconomique (voir 1.2), nous avons tenté de mettre en application ces recommandations. Pour cette étude, nous avons une base de données d'environ 374 000 visites correspondant à 290 000 individus. Nous avons réalisé un modèle de régression logistique afin d'étudier l'effet de la position socioéconomique sur la probabilité qu'un recours soit classé CCMU 1, en ajustant sur l'âge, le sexe et le motif du recours. Les résultats de ce modèle sont donnés dans la Table 2.5.

En raison de la taille de l'échantillon, toutes les p-values étaient significatives ($<0,05$), même lorsque l'effet était très petit (coefficient inférieur à $\pm 0,1$ par exemple). De plus, comme nous avons de nombreuses variables à plusieurs catégories, l'interprétation des effets était forcément dépendante du choix de la catégorie de référence et peu intuitive. Nous avons donc décidé d'utiliser les effets marginaux et leur intervalles de confiance (voir Table 2.6)

TABLE 2.5 – Probabilité d'être classé CCMU 1 - Régression logistique

		Coef.	p-value	IC95%
Position socio-économique	Favorisé	+0,041	0,002	(+0,015 ; +0,068)
	Intermédiaire	<i>ref</i>	- -	
	Défavorisé	+0,068	0,000	(+0,046 ; +0,091)
Sexe	Femme	<i>ref</i>	- -	
	Homme	+0,018	0,041	(+0,001 ; +0,039)
Age	[15-30[	<i>ref</i>	- -	
	[30-45[	-0,133	0,000	(-0,157 ; -0,109)
	[45-60[	-0,379	0,000	(-0,406 ; -0,353)
	[60-75[	-0,812	0,000	(-0,845 ; -0,778)
	[+75[	-1,480	0,000	(-1,518 ; -1,443)
Motif	Médocochirurgical	<i>ref</i>	- -	
	Traumatique	-0,404	0,000	(-0,427 ; -0,381)
	Psychiatrique	-1,135	0,000	(-1,233 ; -1,036)
	Social	+1,612	0,000	(+1,292 ; +1,931)
	Tentative de suicide	-2,141	0,000	(-2,428 ; -1,855)
	Médocolégal	+1,412	0,000	(+1,328 ; +1,495)

TABLE 2.6 – Probabilité d'être classé CCMU 1 - Effets marginaux

		Marg.	IC95%
Position socio-économique	Favorisé	0,137	(0,135 ; 0,140)
	Intermédiaire	0,133	(0,131 ; 0,134)
	Défavorisé	0,140	(0,138 ; 0,143)
Sexe	Femme	0,134	(0,132 ; 0,136)
	Homme	0,136	(0,135 ; 0,138)
Age	[15-30[	0,186	(0,183 ; 0,188)
	[30-45[	0,166	(0,164 ; 0,169)
	[45-60[	0,135	(0,133 ; 0,138)
	[60-75[	0,092	(0,090 ; 0,095)
	[+75[	0,050	(0,048 ; 0,051)
Motif	Médocochirurgical	0,147	(0,146 ; 0,149)
	Traumatique	0,104	(0,102 ; 0,106)
	Psychiatrique	0,053	(0,049 ; 0,058)
	Social	0,448	(0,374 ; 0,522)
	Tentative de suicide	0,020	(0,015 ; 0,026)
	Médocolégal	0,402	(0,383 ; 0,421)

Un effet marginal s'interprète de la façon suivante : il s'agit de l'effet prédit par le modèle si toute la population avait la même caractéristique que la caractéristique en question, avec une même répartition des co-variables. Par exemple, si toute la population avait été favorisée, 13,7% des visites aux urgences auraient été classées CCMU 1, alors que si toute la population avait été défavorisée, cette proportion aurait été de 14,0%. Cette présentation nous permet de mieux évaluer la signification et l'ordre de grandeur des effets, avec un paramètre directement interprétable. Cela nous a aussi permis d'utiliser les intervalles de confiance des marges pour comparer deux à deux les différentes catégories.

Nous avons aussi travaillé sur la question de la *significativité pratique*, ou *signification*, afin d'évaluer plus facilement la taille de l'effet. Nous avons donc traduit les résultats en indicateurs plus opérationnels tel que « l'équivalent en nombre de visites » ou « l'équivalent en jours d'activité des services ». Par exemple ici, si toutes les visites avaient eu la même probabilité d'être classées CCMU 1 que les visites effectuées par des personnes de catégorie socioéconomique intermédiaire, 1 778 visites CCMU 1 sur les 52 754 n'auraient pas été classées CCMU 1. Autrement dit, 1,73 jours d'activité par an n'aurait pas été consacré à des recours CCMU 1 sur les 49,3 jours annuels consacrés à la prise en charge de recours CCMU 1. Cela nous a permis de conclure que l'effet de la position socioéconomique est négligeable sur le plan pratique concernant les recours CCMU 1.

Nous avons aussi conduit une analyse de sensibilité, à partir de graphiques illustrant l'évolution des paramètres et de leurs intervalles de confiance en fonction de la taille, comme proposé par Shmueli [28]. Nous avons donc augmenté la taille d'échantillons aléatoires par pas de 1 000 patients et calculé la proportion de visites CCMU 1 par groupes socioéconomique pour chaque taille. Nous avons donc utilisé 390 échantillons de tailles croissantes. Les résultats sont décrits par la Figure 2.4.

Les intervalles de confiance des proportions de recours CCMU 1 commencent à se différencier entre les groupes très avantagés (European Deprivation Index (EDI) 0) et intermédiaires (EDI 1-2-3) à partir de tailles d'échantillons d'environ 44 000 visites (72% de l'échantillon total). Ils commencent à se différencier entre les très désavantagés (EDI 4) et les intermédiaires pour des tailles d'échantillons d'environ 7 000 visites (8% de l'échantillon total). La taille de l'échantillon nécessaire pour montrer des différences significatives était bien sûr liée à la taille de l'effet.

A titre de comparaison, nous avons réalisé ce même type de graphes pour les taux de recours (voir Figure 2.5). Ici les intervalles de confiance des taux de

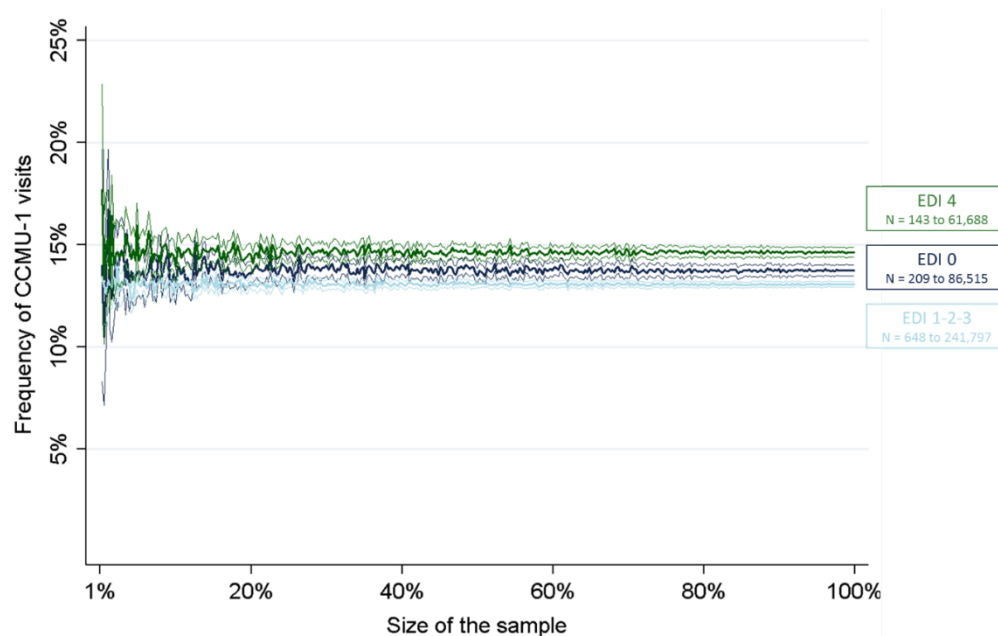


FIGURE 2.4 – Proportion de visites CCMU 1 par EDI en fonction de la taille de l'échantillon

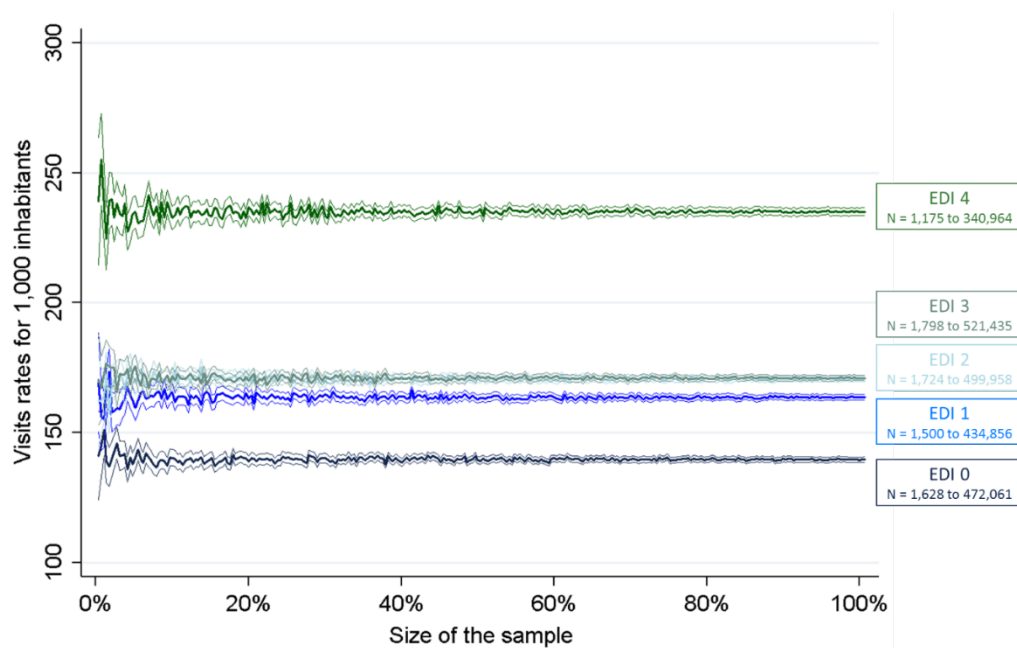


FIGURE 2.5 – Taux de recours par EDI en fonction de la taille de l'échantillon

recours ne se recoupaient pas entre les très désavantagés et les autres même sur le plus petit échantillon de 1 000 visites (0,3% de la population totale). Pour les très avantagés, les intervalles de confiance de leurs taux de recours se différenciaient à partir d'environ 4 000 visites (1,4%).

Nous n'avons pas réalisé ici les *graphiques de Monte-Carlo* proposés par Shmueli, qui consistait à effectuer plusieurs échantillons pour chaque taille. Assez logiquement, ces graphiques montrent que le paramètre estimé médian pour chaque taille d'échantillon est stable mais que la variabilité de l'estimation diminue quand la taille augmente [28].

L'approche bayésienne

Lorsque les limites de la p-value, notamment dans le cadre des grands échantillons, sont discutées dans la littérature, l'approche des *statistiques bayésiennes* est souvent évoquée. Nous avons donc voulu comprendre leur apport dans ce débat.

Il s'agit aussi d'une méthode de statistique *inférentielle*, mais qui ne s'appuie pas sur le même raisonnement que les statistiques *fréquentistes* que nous avons décrites plus haut. Lorsqu'on utilise les statistiques fréquentistes, on accepte de rejeter H_0 quand la probabilité que l'on observe ce qu'on observe si H_0 était vraie est faible. Ce faisant, on s'appuie finalement sur un syllogisme du type : « il est peu probable qu'un américain soit membre du congrès, donc si cette personne est membre du congrès alors elle n'est pas américaine » [27]. Les méthodes statistiques fréquentistes confondent la *probabilité d'une observation sachant une hypothèse* $P(D/H_0)$ avec la *probabilité de l'hypothèse, sachant cette observation* $P(H_0/D)$.

C'est au contraire ce à quoi s'intéressent les statistiques Bayésienne, en s'appuyant sur le théorème de Bayes qui donne :

$$P(H_0/D) \propto P(H_0).P(D/H_0), \quad (2.1)$$

avec $P(H_0/D)$, la probabilité *a posteriori* et $P(H_0)$, la probabilité *a priori* et $\propto$, « proportionnel à ».

Le principe des tests bayésiens diffère aussi des tests d'hypothèses de Neyman-Pearson ou des tests de signification de Fisher. Ici, on définit deux hypothèses précises qu'il s'agit de comparer. On ne cherche donc pas à rejeter une hypothèse,

mais à déterminer laquelle de deux est la plus probable, sachant les données, à partir du rapport de probabilité de ces deux hypothèses. D'après le théorème de Bayes, on a :

$$\frac{P(H0|D)}{P(H1|D)} = \frac{P(D|H0)}{P(D|H1)} \cdot \frac{P(H0)}{P(H1)}, \quad (2.2)$$

Cette équation montre que le rapport des probabilités a posteriori est égal au rapport des probabilités à priori multiplié par le rapport de vraisemblance. Si on ne souhaite pas privilégier d'hypothèse, les probabilités *a priori* sont toutes les deux égales à 1/2, alors :

$$\frac{P(H0|D)}{P(H1|D)} = \frac{P(D|H0)}{P(D|H1)}, \quad (2.3)$$

Ce rapport de vraisemblance $P(D|H0)/P(D|H1)$ correspond au *Facteur de Bayes* (BF). Les tests d'hypothèses bayésiens consistent donc à préférer l'hypothèse sous laquelle les données observées sont les plus probables [25]. Si le BF est inférieur à 1, on peut conclure que les données sont plus probables sous H1 que sous H0. Il a été proposé des seuils d'interprétation du Facteurs de Bayes, pour mesurer à quel point H1 est préférable à H0 et donc le *niveau de preuve* apporté par les données. Par exemple, le fait que les données sont deux fois plus probable sous H1 que sous H0 est une faible preuve en faveur de H1, alors que les données apporteraient une preuve plus forte si elles étaient dix fois plus probable sous H1 que sous H0 [25].

Finalement, qu'apportent les méthodes bayésiennes dans le débat de la significativité dans le contexte de grands échantillons ? En fait, une des critiques centrale de la p-value dans le cadre des grands échantillons s'appuie sur le paradoxe de Lindley, qui repose sur une comparaison de résultats de tests basés sur la p-value à ceux de tests basés sur le facteur de Bayes. Lindley, après Jeffreys, a montré que les inférences bayésiennes et fréquentistes peuvent complètement diverger lorsque la taille de l'échantillon augmente : lorsque n est grand, la p-value peut être inférieure à 5% et donc conduire à un rejet de H0 alors que le BF est supérieure à 1 et privilégie donc l'hypothèse H0 par rapport à l'hypothèse H1 [29]. Une conclusion de ce paradoxe est que la p-value n'est pas un bon indicateur de la taille de l'effet, puisqu'elle détectera le moindre écart à H0 dans un grand échantillon avec un haut degré de confiance, même si cet écart est très négligeable [30]. L'avantage

de l'approche bayésienne est qu'elle met en rapport la probabilité de H_0 avec la probabilité de H_1 pour conclure.

Cependant, le paradoxe de Lindley est parfois retourné contre les méthodes bayésiennes par certains auteurs qui considèrent que ces résultats sont un artéfact, car $P(H_0/D)$ dépend des probabilités *a priori* et que les méthodes utilisées pour les définir, qu'elles soient subjectives ou objectives, sont critiquables [24].

Conclusion

Les méthodes classiques des tests statistiques, qu'elles reposent sur les théoriques de Neyman-Pearson ou de Fisher, sont critiquables lorsque les échantillons sont grands. Les méthodes bayésiennes offrent des perspectives qu'il serait utile d'explorer plus précisément, mais elles présentent aussi des limites, concernant notamment l'influence des *a priori* et la façon de les définir.

On peut retenir cependant que les intervalles de confiance, plus informatifs que la p-value, et les paramètres qui rendent la taille des effets directement lisibles doivent être privilégiés. Ces conclusions pourraient même être étendues aux analyses réalisés sur des échantillons qui ne sont pas forcément grands. Il semble d'ailleurs que ces recommandations soient aujourd'hui intégrées aux lignes éditoriales de certaines revues scientifiques [24].

Discussion Générale

Grâce aux bases de données de l'ORU-MiP, nous avons pu confirmer et quantifier une augmentation de la fréquentation des urgences, indépendante de la croissance et de l'évolution de la structure de la population. Les recours majoritairement impliqués dans cette augmentation sont des recours de gravité intermédiaire, qui n'aboutissent pas à une hospitalisation mais qui justifient cependant une prise en charge diagnostique ou thérapeutique. Ce constat permet d'ouvrir de nouvelles discussions sur les possibilités d'adaptation du système de santé face à ces évolutions. Par ailleurs, nous avons montré que la sur-utilisation des services d'urgences par les personnes les plus défavorisées reposait sur de véritables inégalités de santé au sein de la population et non sur une consommation de soins abusive. Ces arguments viennent appuyer l'idée qu'il serait utile d'agir en amont des soins curatifs d'urgences, en adaptant en particulier l'offre de soins et de prévention en fonction des besoins spécifiques des différentes populations.

Les Services d'Urgences se positionnent à l'interface des besoins de santé d'une population et de l'organisation de l'offre de soins de premier recours sur un territoire. L'analyse de leur activité apporte donc un éclairage complexe mais précieux en terme de Santé Publique. D'autres projets sont en cours et compléteront ces résultats, notamment l'analyse des populations pédiatriques qui soulèveront probablement des enjeux distincts.

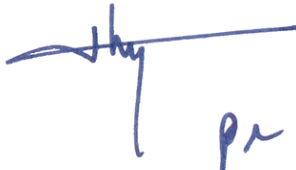
Sur le parcours menant « des données à la preuve », plusieurs questions méthodologiques ont retenu notre attention, dont nous avons voulu rapporter ici les contours. On demande beaucoup à la *Classification Clinique des Malades aux Urgences* dans le débat controversé relatif à la légitimité des recours aux urgences. Finalement, il importe avant tout d'explicitier l'idée que l'on a de la place des Services d'Urgences dans le paysage de l'offre de soins primaires. Ensuite seulement, il est possible d'explorer la fiabilité et la validité des critères choisis. On demande

beaucoup aussi à cette *p-value*, encore centrale dans le domaine de l'épidémiologie. Les contraintes qui pèsent sur la production de connaissance évoluent, les outils s'adaptent et les habitudes persistent. Du retour sur les *problèmes et résolutions* qui ont rythmé ce travail, un point principal peut être retenu : la nécessité de maintenir ouverts les questionnements méthodologiques et scientifiques, même lorsque la taille et la richesse du matériel d'étude paraissent pouvoir nous en dispenser.

Si l'on considère que l'activité de l'épidémiologie consiste à produire des *Preuves* (ou *Evidence*) afin d'éclairer ou de fonder les décisions relative à la Santé Publique³, on peut interroger, en perspective, l'apport de la Preuve, en comparaison de l'*évaluation*, qui paraît plus intégrée aux pratiques, à l'action, et donc plus adaptée pour la décision. Dans le contexte de l'utilisation de bases de données produites par l'activité des services d'urgences et utilisées en routine pour des décisions de Santé Publique (ex : Procédures Grand Froids, etc.), qu'apportent aux acteurs les méthodes et les approches de la recherche épidémiologique ? Ces aspects, qui concernent non plus la production de résultats mais leurs applications - « de la preuve vers la décision » - mériteraient que l'on s'y attarde. L'épidémiologie étant à la fois une méthode de production de connaissances scientifiques à vocation objective, universelle, et un outil au service du secteur *pratique* de la Santé Publique, il n'est en effet pas paradoxal de questionner les caractéristiques et la valeur du service que rend ce domaine de recherche à la décision en Santé Publique.

va permis d'imprimer
Le Doyen de la Faculté
de Médecine Toulouse - Purpan

Didier CARRIÉ

le co-auteur

Pr Lhse

3. On peut en effet considérer l'activité de l'épidémiologie comme une étape de la démarche d'*Evidence Based Public Health (EBPH)* [31], par analogie à la recherche clinique qui elle produit des Preuves pour l'*Evidence Based Medicine (EBM)*

Annexes

Questionnaire "Codage CCMU"

Enquête "Codage de la CCMU"

Bonjour,

Je suis Hélène Colineaux, interne actuellement en stage à l'Observatoire Régional des Urgences.

Je réalise une étude de l'évolution des taux de recours aux Urgences et de leur gravité ces quinze dernières années. Dans le cadre de ma thèse d'exercice, j'aurais besoin d'information complémentaire à propos du codage de la CCMU dans les différents services d'urgences de la région, afin d'analyser la validité de cette variable.

La durée estimée de remplissage du questionnaire ci-dessous est de moins de 5 minutes. N'hésitez pas à transférer ce questionnaire à d'autres personnes concernées, notamment si vous ne disposez pas personnellement des informations demandées.

Je vous remercie d'avance pour votre aide et je reste à votre disposition pour toute demande d'information supplémentaire.

Quel est votre nom ? *

Pour quelle structure souhaitez-vous répondre ? *

Quel est votre statut dans cette structure ?

1/ Dans votre structure, le score CCMU est-il codé dans la majorité des cas : *

- ☐ A l'arrivée du patient ?
- ☐ Au moment de la sortie ou du transfert du patient (cloture du dossier) ?
- ☐ A distance, par retour au dossier médical ?
- ☐ Très variable ?

2/ Le score CCMU est-il codé dans la majorité des cas : *

- ☐ Par un médecin du service des Urgences ?
- ☐ Par un infirmier du service des Urgences ?
- ☐ Par le département d'informatique médical ?
- ☐ Très variable
- ☐ Autre :

3/ Le codage du score CCMU est-il dans la majorité des cas : *

- ☐ Laissé à l'appréciation chaque personne chargée du codage ?
- ☐ Formalisé par une procédure interne ?

Evolution depuis 2012

Pour analyser la validité de la CCMU, nous utilisons la base de donnée de 2012, c'est pourquoi nous voudrions savoir si le codage était similaire cette année là.

En 2012, y avait-il un de ces 3 aspects du codage qui était différent ? *

- ☐ Oui, le moment du codage
- ☐ Oui, la personne chargée du codage
- ☐ Oui, la procédure
- ☐ Non

Si au moins un "oui", détails :

Evolution depuis le début des années 2000

L'analyse de l'évolution de la gravité des recours commence en 2002. Si le codage de cette variable a évolué depuis, cela peut introduire un biais.

Au début des années 2000, y avait-il un de ces 3 aspects du codage qui était différent ? *

- ☐ Oui, le moment du codage
- ☐ Oui, la personne chargée du codage
- ☐ Oui, la procédure
- ☐ Non

Si au moins un "oui", détails :

Merci pour votre participation

N'hésitez pas à revenir vers nous pour toute question.

Mes coordonnées :

Hélène Colineaux

Interne en médecine, CHU de Toulouse

DES Santé Publique et Médecine Sociale

M2R Epidémiologique Clinique - Option Epidémiologie Sociale

06.31.57.21.45

ln.colineaux@gmail.com

Avez-vous des précisions complémentaires à apporter concernant le codage de la CCMU ?

Si vous souhaitez recevoir les résultats de cette étude, merci d'indiquer votre mail :

Envoyer

N'envoyez jamais de mots de passe via Google Forms.

Bibliographie

CCMU, mesure et validation

- [3] A. VUAGNAT, “Les urgences hospitalières, qu’en sait-on?”, in *Le Panorama des établissements de santé*, DREES, éd., Études et statistiques, 2013, chap. 1, p. 11–28.
- [4] V. FOURESTIÉ, E. ROUSSIGNOL, D. DELKHARRAT et al., “Classification clinique des malades des urgences. Définition et reproductibilité.”, *Réanimation Urgences*, n° 3, p. 573–578, 1994.
- [5] F. HEMERY, C. BEDU, J. LANGLOIS et al., “Les temps de soins des malades des urgences hospitalières sont-ils prévisibles?”, *Réanimation Urgences*, t. 3, n° 2, p. 103–130, 1994.
- [6] M. RIVAS, F. ANEENARD, P. LETOUMELIN et al., “Validation de la classification clinique des malades aux urgences par la charge de travail”, *Réanimation Urgences*, t. 3, n° 2, p. 103–130, 1994.
- [7] F. BERTHIER, M. ANDREÜ, M. BOURJAC et al., “Analysis of cost and of non-medical care load of patients seen in an accident and emergency department—the importance of clinical classification of emergency patients”, *Eur J Emerg Med*, t. 5, n° 2, p. 235–240, juin 1998.
- [8] CASH E., CASH R., DUCASSÉ JL. et al., “Enquete qualitative préalable à la définition d’une enquete nationale sur les urgences hospitalières”, *DRESS, Document de travail, Série Études et recherche*, n° 125, 2013.
- [9] L. BOURNIOT, “Venues spontanées aux urgences du Centre Hospitalier d’Angoulême pendant les heures d’ouverture des cabinets de médecine générale : déterminants, pertinence et orientation”, Thèse d’Exercice Médecine Générale, Poitiers, 2012.

- [10] L. MEUNIER et D. CHAPPEY, “Parcours de soins et motifs de recours aux urgences hospitalières de nanterre”, Thèse d’Exercice Médecine Générale, Nanterre, 2009.
- [11] A. BAYARD et J.-C. BERTRAND, “Consultations de médecine générale au service des urgences du centre hospitalier du pays du gier : pourquoi et dans quelle proportion?”, Thèse d’Exercice Médecine Générale, Saint-Etienne, 2007.
- [12] L. D. RICHARDSON et U. HWANG, “Access to Care A Review of the Emergency Medicine Literature”, en, *Academic Emergency Medicine*, t. 8, n° 11, p. 1030–1036, nov. 2001.
- [13] A.-C. DURAND, S. GENTILE, B. DEVICTOR et al., “ED patients : how nonurgent are they ? Systematic review of the emergency medicine literature”, eng, *The American Journal of Emergency Medicine*, t. 29, n° 3, p. 333–345, mar. 2011.
- [14] J.-Y. GRALL, “Rapport sur la territorialisation des activités d’urgences.”, Ministère des Affaires sociales de la Santé et des Droits des femmes, Paris, rapp. tech., juil. 2015, 30p.
- [15] R. W. DERLET et D. A. NISHIO, “Refusing care to patients who present to an emergency department”, *Annals of Emergency Medicine*, t. 19, n° 3, p. 262–267, 1990.
- [16] S. GENTILE, P. VIGNALLY, A.-C. DURAND et al., “Nonurgent patients in the emergency department ? A French formula to prevent misuse”, *BMC Health Services Research*, t. 10, p. 66, mar. 2010.
- [17] A. STEG et COMMISSION NATIONALE DE RESTRUCTURATION DES URGENCES. (C.N.R.U.). PARIS. FRA, *Rapport sur la médicalisation des urgences*. 1993.
- [18] J. FISHMAN, S. MCLAFFERTY et W. GALANTER, “Does spatial access to primary care affect emergency department utilization for nonemergent conditions?”, *Health Services Research*, n/a–n/a, 2016.
- [19] P. BERGEROT et M. FREYSZ, “Pourquoi des patients possiblement ambulatoires consultent aux urgences hospitalières ? enquête prospective auprès de patients (classés a posteriori ccmu 1 et 2) consultant aux urgences des hospices de beaune”, Thèse d’Exercice Médecine Générale, Dijon, 2012.

- [20] COUR DES COMPTES, “Les urgences médicales : constats et évolution récente”, Rapport public annuel, 2006.
- [21] C. GAYRAUD, “Evaluation de la gravité et orientation d’un patient vers un service d’accueil des urgences par le médecin généraliste exerçant en zone blanche”, Thèse d’Exercice Médecine Générale, 2015.
- [22] D. L. STREINER et G. R. NORMAN, *Health measurement scales : a practical guide to their development and use*. Oxford : Oxford Univ. Press, 2008.

P-value et grands échantillons

- [23] R. CHRISTENSEN, “Testing fisher, neyman, pearson, and bayes”, *The American Statistician*, t. 59, n° 2, p. 121–126, 2005. eprint : <http://dx.doi.org/10.1198/000313005X20871>.
- [24] S. SENN, “Two cheers for p-values?”, *J Epidemiol Biostat*, t. 6, n° 2, p. 193–204, 2001.
- [25] E.-J. WAGENMAKERS, “A practical solution to the pervasive problems of p values”, eng, *Psychonomic Bulletin & Review*, t. 14, n° 5, p. 779–804, oct. 2007.
- [26] J. P. IOANNIDIS, “Why most published research findings are false”, *PLoS Med*, t. 2, n° 8, août 2005.
- [27] J. COHEN, *The earth is round ($p < 0.05$)*, US, 1995.
- [28] G. SHMUELI, M. LIN et H. C. LUCAS, “Research Commentary—Too Big to Fail : Large Samples and the p-Value Problem”, *Information Systems Research*, t. 24, n° 4, p. 906–917, oct. 2013.
- [29] D. J. SPIEGELHALTER, K. R. ABRAMS et J. P. MYLES, *Bayesian Approaches to Clinical Trials and Health-Care Evaluation*. John Wiley & Sons, Ltd, 2004, p. 121–137, DOI : 10.1002/0470092602.ch4.
- [30] J. SPRENGER, “Bayesianism vs. frequentism in statistical inference”, *Handbook of the Philosophy of Probability*, p. 382–405, 2016.

Autres

- [1] ORUMIP. (2017). Missions de l'oru-mip, adresse : <https://www.orumip.fr/presentation/missions/> (visité le 08/02/2017).
- [2] *LOI n 2016-41 du 26 janvier 2016 de modernisation de notre système de santé*, jan. 2016.
- [31] R. C. BROWNSON, E. A. BAKER, T. L. LEET et al., *Evidence-Based Public Health*, en. Oxford University Press, déc. 2010.

Urgences : de l'Activité aux Données, des Données à la Preuve

Introduction : Nous proposons de revenir sur des problématiques méthodologiques posées par l'utilisation des bases de données de l'ORU-MiP pour des analyses épidémiologiques, relatives d'une part à la validité de mesures utilisées *a posteriori*, telle que le score CCMU ; d'autre part à la significativité statistique, mesurée par la p-value, dans le contexte de grands échantillons.

Retour sur les analyses : Dans la première étude, nous avons confirmé une augmentation des taux de recours entre 2002 et 2015, de 4,8 (IC95%=[4,33 ; 5,32]) chaque année pour 1 000 habitants adulte, principalement basée sur l'augmentation des passages codés CCMU 2. La seconde étude, basée sur les recours de 2012, montrait une probabilité 1,94 plus élevée pour les populations les plus défavorisées d'avoir recours aux urgences par rapport aux populations les plus avantagées, mais avec une probabilité pour un recours d'être codé CCMU 1 similaire entre les groupes.

Mesure et signification : La CCMU, développée dans un objectif de prédiction d'activité, a été utilisée comme marqueur des recours « ne relevant pas préférentiellement des Urgences » sans avoir été validée pour cette utilisation. Notre étude de validation *a posteriori* montre que la fiabilité et d'une validité du critère CCMU 1 est moyenne, bien qu'elle reste informative.

Taille et significativité : L'analyse de 374 000 passages nous a confronté aux limites de la p-value, toujours significative dans ces conditions même pour de petits effets. Après une analyse de la littérature, nous avons préféré la comparaison des intervalles de confiance, ainsi que l'utilisation d'indicateurs plus directement informatifs de la taille de l'effet, tels que les effets marginaux, ainsi que des indicateurs *pratiques*.

Conclusion : L'utilisation de grosse bases de données d'activité présente une opportunité pour la recherche épidémiologique. Cependant, bien que ces bases nous libèrent des limites techniques liés à la puissance, elles ne nous dispensent pas des questionnements scientifiques relatifs aux biais de mesure et aux méthodes statistiques.

Emergency : From Activity to Data, from Data to Evidence

Discipline : Santé Publique et Médecine Sociale

Mots-clés : Accès aux soins, Epidémiologie; Inégalités sociales de Santé; Services d'Urgences; Soins primaires; Recours non urgents; Classification Clinique des Malades aux Urgences (CCMU); Validation; Biais de mesure; P-value; Tests statistiques; Grands échantillons

Université Toulouse III - Paul Sabatier
Faculté de Médecine Toulouse-Purpan
37, Allées Jules Guesde 31000 Toulouse

Directeur : Benoit LEPAGE

Co-Directeur : Sébastien LAMY