http://portaildoc.univ-lyon1.fr

Creative commons : Paternité - Pas d'Utilisation Commerciale - Pas de Modification 2.0 France (CC BY-NC-ND 2.0)



http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/2.0/fr

BRIKA
(CC BY-NC-ND 2.0)

ANNEE 2022 N° 376

Effet de l'ouverture du service d'accueil des urgences de l'hôpital de Croix-Rousse sur l'activité nocturne des autres services d'urgence de la métropole lyonnaise : une évaluation par régression de discontinuité

THESE D'EXERCICE EN MEDECINE

Présentée à l'Université Claude Bernard Lyon 1

Et soutenue publiquement le 12 octobre 2022

En vue d'obtenir le titre de Docteur en Médecine

Par

BRIKA Alexis

Né le 13 novembre 1995 à Saint-Vallier

Sous la direction de Monsieur le Docteur SIGAL Alain

BRIKA
(CC BY-NC-ND 2.0)

BRIKA
(CC BY-NC-ND 2.0)

LISTE DES DIRECTEURS DE L'UNIVERSITE
UNIVERSITE CLAUDE BERNARD LYON 1

2021-2022

Président de l'Université	Frédéric FLEURY
Président du Comité de Coordination des Etudes Médicales	Carole BURILLON
Directeur Général des Services	Pierre ROLLAND

SECTEUR SANTE

UFR DE MEDECINE LYON EST	Doyen : Gilles RODE
UFR DE MEDECINE ET DE MAIEUTIQUE LYON SUD - CHARLES MERIEUX	Doyen : Carole BURILLON
INSTITUT DES SCIENCES PHARMACEUTIQUES ET BIOLOGIQUES (ISPB)	Directeur : Christine VINCIGUERRA
UFR D'ODONTOLOGIE	Doyen : Dominique SEUX
INSTITUT DES SCIENCES ET TECHNIQUES DE READAPTATION (ISTR)	Directeur : Xavier PERROT
DEPARTEMENT DE FORMATION ET CENTRE DE RECHERCHE EN BIOLOGIE HUMAINE	Directeur : Anne-Marie SCHOTT

SECTEUR SCIENCES ET TECHNOLOGIE

UFR DE SCIENCES ET TECHNOLOGIES	Directeur : Fabien DE MARCHI
UFR DE SCIENCES ET TECHNIQUES DES ACTIVITES PHYSIQUES ET SPORTIVES (STAPS)	Directeur : Yannick VANPOULLE
POLYTECH LYON	Directeur : Emmanuel PERRIN
I.U.T. LYON 1	Directeur : Christophe VITON
INSTITUT DES SCIENCES FINANCIERES ET ASSURANCES (ISFA)	Directeur : Nicolas LEBOISNE
OBSERVATOIRE DE LYON	Directeur : Isabelle DANIEL
ECOLE SUPERIEUR DU PROFESSORAT ET DE L'EDUCATION (ESPE	Directeur Pierre CHAREYRON

BRIKA
(CC BY-NC-ND 2.0)

LISTE DES ENSEIGNANTS DE LA FACULTE
U.F.R. FACULTE DE MEDECINE ET DE MAIEUTIQUE LYON SUD-CHARLES MERIEUX

PROFESSEURS DES UNIVERSITES - PRATICIENS HOSPITALIERS (Classe exceptionnelle 1ère classe)

BURILLON-LEYNAUD Carole	Ophtalmologie,
CHAPET Olivier	Cancérologie, radiothérapie,
GEORGIEFF Nicolas	Pédopsychiatrie,
GLEHEN Olivier	Chirurgie Générale,
LINA Gérard	Bactériologie,
MION François	Physiologie,
PIRIOU Vincent	Anesthésiologie et réanimation chirurgicale,
RUFFION Alain	Urologie,
SALLE Bruno	Biologie et Médecine du développement et de la reproduction,
SAURIN Jean-Christophe	Hépato gastroentérologie,
THOMAS Luc	Dermato –Vénérologie,
TRILLET-LENOIR Véronique	Cancérologie ; Radiothérapie,
TRONC François	Chirurgie thoracique et cardio,

PROFESSEURS DES UNIVERSITES - PRATICIENS HOSPITALIERS (Classe exceptionnelle 2ème classe)

ADHAM Mustapha	Chirurgie Digestive,
BONNEFOY Marc	Médecine Interne, option Gériatrie,
CHIDIAC Christian	Maladies infectieuses ; Tropicales,
FOUQUE Denis	Néphrologie,
GILLY François-Noël	Chirurgie générale,
GOLFIER François	Gynécologie Obstétrique ; gynécologie médicale,
GUEUGNIAUD Pierre-Yves	Anesthésiologie et Réanimation urgence,
LAFRASSE RODRIGUEZ- Claire	Biochimie et Biologie moléculaire,
MORNEX Françoise	Cancérologie ; Radiothérapie,
MOURIQUAND Pierre	Chirurgie infantile,
NICOLAS Jean-François	Immunologie,
SALLES Gilles	Hématologie ; Transfusion,
SIMON Chantal	Nutrition,
THIVOLET Charles	Endocrinologie et Maladies métaboliques,
VALETTE Pierre Jean	Radiologie et imagerie médicale,

PROFESSEURS DES UNIVERSITES - PRATICIENS HOSPITALIERS (1ère Classe)

ALLAOUCHICHE Bernard	Anesthésie-Réanimation Urgence,
BARREY Cédric	Neurochirurgie,
BERARD Frédéric	Immunologie,
BONNEFOY- CUDRAZ Eric	Cardiologie,
BOULETREAU Pierre	Chirurgie maxillo-faciale et stomatologie,
CERUSE Philippe	O.R.L,
CHOTEL Franck	Chirurgie Infantile,
COTTE Eddy	Chirurgie générale
DES PORTES DE LA FOSSE Vincent	Pédiatrie,
DEVOUASSOUX Gilles	Pneumologie
DISSE Emmanuel	Endocrinologie diabète et maladies métaboliques

BRIKA
(CC BY-NC-ND 2.0)

DORET Muriel	Gynécologie-Obstétrique ; gynécologie médicale,
FARHAT Fadi	Chirurgie thoracique et cardiovasculaire,
FESSY Michel-Henri	Anatomie – Chirurgie Ortho,
FEUGIER Patrick	Chirurgie Vasculaire,
FRANCK Nicolas	Psychiatrie Adultes,
FRANCO Patricia	Physiologie – Pédiatrie,
FREYER Gilles	Cancérologie ; Radiothérapie,
GILLET Pierre-Germain	Biologie Cellulaire,
JOUANNEAU Emmanuel	Neurochirurgie,
KASSAI KOUPAI Behrouz	Pharmacologie Fondamentale, Clinique,
LANTELME Pierre	Cardiologie,
LEBECQUE Serge	Biologie Cellulaire,
LIFANTE Jean-Christophe	Chirurgie Générale,
LEGER FALANDRY Claire	Médecine interne, gériatrie,
LONG Anne	Médecine vasculaire,
LUAUTE Jacques	Médecine physique et Réadaptation,
LUSTIG Sébastien	Chirurgie. Orthopédique,
MOJALLAL Alain-Ali	Chirurgie. Plastique,
NANCEY Stéphane	Gastro Entérologie
PAPAREL Philippe	Urologie,
PICAUD Jean-Charles	Pédiatrie,
REIX Philippe	Pédiatrie,
RIOUFOL Gilles	Cardiologie,
SANLAVILLE Damien	Génétique,
SERVIEN Elvire	Chirurgie Orthopédique,
SEVE Pascal	Médecine Interne, Gériatrique,
TAZAROURTE Karim	Médecine Urgence,
THAI-VAN Hung	Physiologies – ORL,
THOBOIS Stéphane	Neurologie,
TRAVERSE-GLEHEN Alexandra	Anatomie et cytologies pathologiques,
TRINGALI Stéphane	O.R.L.
WALLON Martine	Parasitologie mycologie,
WALTER Thomas	Gastroentérologie – Hépatologie,

PROFESSEURS DES UNIVERSITES - PRATICIENS HOSPITALIERS (2ème Classe)

BACHY Emmanuel	Hématologie,
BELOT Alexandre	Pédiatrie,
BOHE Julien	Réanimation urgence,
BOSCHETTI Gilles	Gastro-entérologie Hépat.
BREVET-QUINZIN Marie	Anatomie et cytologie pathologiques,
CHO Tae-hee	Neurologie,
COURAND Pierre-Yves	Cardiologie,
COURAUD Sébastien	Pneumologie,
DALLE Stéphane	Dermatologie,
DEMILY Caroline	Psy-Adultes,
DESESTRET Virginie	Histo.Embryo.Cytogénétique,
DUPUIS Olivier	Gynécologie-Obstétrique ; gynécologie médicale,
FASSIER Jean-Baptiste	Méd. Santé au travail,
FRIGGERI Arnaud	Anesthésie Réa.Méd.
GHESQUIERES Hervé	Hématologie,
HAUMONT Thierry	Chirurgie Infantile,
LASSET Christine	Epidémiologie., éco. Santé,
LEGA Jean-Christophe	Thérapeutique – Médecine Interne,
MARIGNIER Romain	Neurologie,

BRIKA
(CC BY-NC-ND 2.0)

MAUCORT BOULCH Delphine	Biostat.Inf. Méd.
MILOT Laurent	Radiologie Imagerie Médicale
PASSOT Guillaume	Chirurgie Générale,
PIALAT Jean-Baptiste	Radiologie et Imagerie médicale,
PINKELE CAUSSY Cyrielle	Nutrition
ROLLAND Benjamin	Addictologie
ROSSIGNOL Audrey	Immunologie
ROUSSET Pascal	Radiologie imagerie médicale,
VOLA Marco	Chirurgie thoracique cardiologie vasculaire,
VUILLEROT Carole	Médecine Physique Réadaptation.
YOU Benoît	Cancérologie,

PROFESSEUR ASSOCIE sur Contingent National

PIERRE Bernard	Cardiologie,

PROFESSEUR ASSOCIE – Autre Discipline

Pr PERCEAU-CHAMBARD,

PROFESSEURS DES UNIVERSITES - MEDECINE GENERALE (1ère Classe)

ERPELDINGER Sylvie,

PROFESSEURS DES UNIVERSITES - MEDECINE GENERALE (2ème Classe)

BOUSSAGEON Rémy,

PROFESSEURS ASSOCIES - MEDECINE GENERALE

DUPRAZ Christian,
PERDRIX Corinne,

MAITRES DE CONFERENCES DES UNIVERSITES - PRATICIENS HOSPITALIERS (Hors Classe)

ARDAIL Dominique	Biochimie et Biologie moléculaire,
CALLET-BAUCHU Evelyne	Hématologie ; Transfusion,
DIJOUD Frédérique	Anatomie et Cytologie pathologiques,
GISCARD D'ESTAING Sandrine	Biologie et Médecine du développement et de la reproduction,
LORNAGE-SANTAMARIA Jacqueline	Biologie et Médecine du développement et de la reproduction,
RABODONIRINA Meja	Parasitologie et Mycologie,
VAN GANSE Eric	Pharmacologie Fondamentale, Clinique,

MAITRES DE CONFERENCES DES UNIVERSITES – PRATICIENS HOSPITALIERS (1ère Classe)

BRUNEL SCHOLTES Caroline	Bactériologie virologie ; Hygiène hospitalière,
COURY LUCAS Fabienne	Rhumatologie,
DECAUSSIN-PETRUCCI Myriam	Anatomie et cytologie pathologiques,
DUMITRESCU BORNE Oana	Bactériologie Virologie,
HAFLON DOMENECH Pierre-Yves	Pédiatrie,
JAMILLOUX Yvan	Médecine Interne Gériatrie et Addictologie
LOPEZ Jonathan	Biochimie Biologie Moléculaire,
MAUDUIT Claire	Cytologie – Histologie,
MILLAT Gilles	Biochimie et Biologie moléculaire,
PERROT Xavier	Physiologie – Neurologie,

BRIKA
(CC BY-NC-ND 2.0)

PETER DEREX Laure	Physiologie,
PONCET Delphine	Biochimie, Biologie cellulaire,
PUTOUX DETRE Audrey	Génétique
RASIGADE Jean-Philippe	Bactériologie – Virologie ; Hygiène hospitalière,
SKANJETI Andréa	Biophysique. Médecine nucléaire,
SUBTIL Fabien	Bio statistiques,
SUJOBERT Pierre	Hématologie – Transfusion,
VALOUR Florent	Mal infect.

MAITRES DE CONFERENCES DES UNIVERSITES - PRATICIENS HOSPITALIERS (2ème Classe)

AUFFRET Marine	Pharm.fond.pharm clinique,
BERHOUMA Moncef	Neurochirurgie,
BOLZE Pierre-Adrien	Gynécologie Obstétrique,
CHATRON Nicolas	Génétique,
DANANCHE Cédric	Epidémiologie. Économie de la santé,
KEPENEKIAN Vahan	Chirurgie Viscérale et Digestive,
KOPPE Laetitia	Néphrologie,
LE BOSSE Fanny	Gastro-Hépatologie
LE QUELLEC Sandra	Hématologie transfusion,
PERON Julien	Cancérologie ; radiothérapie,
RAMIERE Christophe	Bactériologie-virologie,
VISTE Anthony	Anatomie,
WOZNY Anne-Sophie	Biochimie biologie moléculaire

MAITRES DE CONFERENCES ASSOCIES – MEDECINE GENERALE

BENEDINI Elise,
DEPLACE Sylvie,

PROFESSEURS EMERITES

ANDRE Patrice	Bactériologie – Virologie,
ANNAT Guy	Physiologie,
ECOCHARD René	Bio-statistiques,
FLANDROIS Jean-Pierre	Bactériologie – Virologie ; Hygiène hospitalière,
LAVILLE Martine	Nutrition – Endocrinologie,
LAVILLE Maurice	Thérapeutique – Néphrologie,
LLORCA Guy	Thérapeutique,
MALICIER Daniel	Médecine Légale et Droit de la santé,
MATILLON Yves	Epidémiologie, Economie Santé et Prévention,
MOYEN Bernard	Orthopédiste,
PACHECO Yves	Pneumologie,
PRACROS Jean-Louis	Radiologie et Imagerie Médicale,
SAMARUT Jacques	Biochimie et Biologie moléculaire,
TEBIB Jacques	Rhumatologie,

BRIKA
(CC BY-NC-ND 2.0)

LE SERMENT D'HIPPOCRATE

Je promets et je jure d'être fidèle aux lois de l'honneur et de la probité dans l'exercice de la Médecine.

Je respecterai toutes les personnes, leur autonomie et leur volonté, sans discrimination.

J'interviendrai pour les protéger si elles sont vulnérables ou menacées dans leur intégrité ou leur dignité. Même sous la contrainte, je ne ferai pas usage de mes connaissances contre les lois de l'humanité.

J'informerai les patients des décisions envisagées, de leurs raisons et de leurs conséquences. Je ne tromperai jamais leur confiance.

Je donnerai mes soins à l'indigent et je n'exigerai pas un salaire au-dessus de mon travail.

Admis dans l'intimité des personnes, je tairai les secrets qui me seront confiés et ma conduite ne servira pas à corrompre les mœurs.

Je ferai tout pour soulager les souffrances. Je ne prolongerai pas abusivement la vie ni ne provoquerai délibérément la mort.

Je préserverai l'indépendance nécessaire et je n'entreprendrai rien qui dépasse mes compétences. Je perfectionnerai mes connaissances pour assurer au mieux ma mission.

Que les hommes m'accordent leur estime si je suis fidèle à mes promesses. Que je sois couvert d'opprobre et méprisé si j'y manque.

BRIKA
(CC BY-NC-ND 2.0)

REMERCIEMENTS

A mes juges :

Monsieur le Professeur Karim TAZAROURTE. Vous me faîtes l'honneur de présider ce jury, recevez mes sincères remerciements et le témoignage de ma profonde considération.

Monsieur le Professeur Cyrille COLIN. Vous me faites l'honneur d'examiner ce travail, recevez à cette occasion mes sincères remerciements.

Monsieur le Professeur Jean-Christophe RICHARD Vous me faîtes l'honneur de juger ce travail, Soyez assuré de mon profond respect.

Monsieur le Docteur Alain SIGAL. Merci de m'avoir guidé tout au long de cette thèse, de m'avoir laissé la liberté de suivre mes idées et de m'avoir apporté les connaissances et le soutien dont j'avais besoin.

A ceux qui ont permis ce travail :

A Monsieur le **Docteur Abdesslam REDJALINE** et Monsieur **FERROUD-PLATET Bruno** de l'Observatoire régional des urgences Auvergne-Rhône-Alpes pour le travail d'extraction des données sans lequel cette thèse n'aurait pas pu voir le jour. Recevez mes sincères remerciements

A ma famille : Moi qui cherche toujours la nuance, aujourd'hui je cherche les mots pour exprimer ce que je ressens pour vous.

A **Laurence**, ma maman et ma plus grande supportrice depuis toujours. Je ne sais pas si quelques lignes de remerciements pourront rendre hommage à tout ce que tu as fait pour nous. La vie ne nous a pas toujours épargné mais dans toutes les épreuves tu auras été le roc sur lequel je pouvais m'appuyer. Tu m'as appris les leçons de vie les plus importantes. Tu m'as répété que venir d'un milieu populaire ne doit pas être un obstacle à la réussite, que savoir faire face à l'adversité permet de se construire et que l'on ne gagne rien à ne pas respecter son prochain. Tu m'as transmis ce qu'un parent peut offrir de plus important : des valeurs. Ces valeurs, je les porte haut et fort. Elles sont indissociables de l'homme et du médecin que je suis devenu. Aujourd'hui, ce travail est aussi ta réussite.

A ma grande soeur **Marine**. J'ai passé beaucoup de temps depuis vingt-sept ans à dresser la liste de nos différences et de nos ressemblances. Je pense que c'est le lot de tous les frères et sœurs. Mais cette passion pour la médecine, nous la partageons tous les deux et je pense qu'elle nous a rapproché. Même quand nous étions en désaccord, je n'ai jamais cessé d'admirer ta réussite. Je sais pouvoir compter sur ton soutien en toute circonstance. Je n'aurai pas pu rêver d'avoir une sœur plus formidable que toi ! (Et merci pour tes relectures attentives de ce travail)

A **Raymond**, pour avoir été présent depuis tout ce temps au côté de maman.

BRIKA
(CC BY-NC-ND 2.0)

A mes petits cousins **Orianne**, **Kelyan**, **Louane**, **Soan**. J'ai choisi ce métier empreint d'idéalisme et d'une envie d'améliorer le sort de mes semblables pour rendre ce monde (un peu) meilleur. Si certains jours j'ai l'impression que cela ressemble à vider l'océan avec une petite cuillère, c'est pour votre génération que je veux me dépasser.

A mes amis : Vous avez été là en toutes circonstances pour recueillir mes joies, mes espoirs, mes moments de doute, mes angoisses (souvent !) et mes peines. Je vous dois beaucoup.

A mes amies de lycée **Clotilde**, **Emilie C.**, **Emma**. Le temps nous a séparé aux quatre coins de la France (et même en dehors de France !) mais depuis neuf ans, j'ai toujours pu compter sur vous pour partager chaque étape cette aventure. Voir tout le chemin que vous avez parcouru depuis les bancs du lycée pour vous accomplir chacun dans votre domaine est une source de joie et de fierté pour moi. J'espère qu'il y aura beaucoup d'autres étapes que nous pourrons partager ensemble.

Aux amis que j'ai rencontré pendant mon externat. Je pensais trouver un travail et me voilà neuf ans plus tard avec une seconde famille.

A **Alicia**. Ecrire quelques mots à ton sujet auraient dû être facile (et toujours moins longs que ta logorrhée habituelle). Mais comment résumer la « tornade Alicia » qui est arrivée dans ma vie il y a huit ans ? Un subtil mélange entre une mama italienne, un sketch de Florence Foresti et une chanson de Beyonce ? J'ai trouvé en toi plus qu'une amie, une complice avec qui je peux tout partager : de mes réflexions politiques à mes questionnements médicaux, mes peines et mes petits bonheurs, ... (Et surtout BEAUCOUP de GIF !)

A **Apolline**. Quelques lignes de remerciement ne valent certainement pas une de tes époustouflantes cartes cadeau (d'ailleurs si tu cherches un investisseur pour plus tard, je suis toujours disponible !). Cela résume bien ta personnalité : savoir rester organisée au milieu de ce « bazar » qu'est notre groupe sans pour autant perdre ton côté « funky ». C'est ce mélange que j'adore chez toi alors surtout ne changes pas (et même en exil à Valence, je compte sur toi pour être ma « wedding planner » !).

A **Charlotte**. Être élue « miss pâté » pour la plus british de mes amis est un bel exemple d'intégration ! J'aime ta bonne humeur communicative que tu sais agrémenter de quelques pas de danse toujours bien placés (même si je finis toujours par perdre la battle de danse !). Je t'adore comme une burrata à la truffe (je n'aie pas regardé le cours de la burrata récemment donc je ne sais pas ce que cela vaut comme amitié !). I love You darling !

A **Clarisse**. Je peux me vanter d'être le principal client de la « Cantine de tatie Vindry » ! Mais quand je glisse les pieds sous ta table, ce n'est pas juste parce que j'adore tes bons petits plats mais parce que je sais pouvoir toujours compter sur ton oreille attentive dans mes moments de joie comme dans mes moments de peine. Car derrière tes principes très affirmés que tu saupoudres d'un caractère bien trempé, se cache une envie d'aller vers les autres et une ouverture d'esprit à nulle autre pareil.

A **Cyrielle**. Grâce à toi cette thèse a maturé sous le soleil de Porto-Vecchio, bercée par les embruns du cap Corse (et aussi par une chanson que je ne citerai pas ... Et zut, maintenant je l'ai dans la tête pour finir mes remerciements !). Et si je me félicite de ton intégration dans le paysage corse, ce n'est pas seulement parce que je cherche un pied-à-terre pour mes vacances, mais aussi parce cela montre bien que derrière ton côté princesse, se cache une résilience exceptionnelle.

BRIKA
(CC BY-NC-ND 2.0)

A **Elsa**. Tu as mis des paillettes dans ma vie (parfois au sens littéral) et si les licornes pouvaient voter, tu serais présidente à n'en pas douter. C'est souvent pour moi une source de sarcasme mais en réalité, cette énergie positive dont tu débordes m'impressionne (vu la crise, tu devrais peut-être discuter avec Manu pour qu'on te branche à une centrale !) parce qu'elle rend les gens autour de toi meilleurs. Les enfants ont tellement de chance de t'avoir à leur côté.

A **Gabriel**. Cette soutenance étant une réponse définitive à l'une de nos trois questions, je suis content que tu sois présent. Les parkings autour de la fac étant tous payant, je craignais que tu ne te décourages ! Si on devait choisir une unité de mesure pour notre amitié, je pense que ce serais le nombre de surnoms dont tu as hérité depuis huit ans (et il y en a eu beaucoup mon BCBB !). Parce que malgré nos désaccords, je n'ai jamais rencontré d'ami aussi fidèle que toi.

A **Marie**, ma petite tortue des Alpes et la plus mélomane de mes amies. Depuis huit ans je ne cesse de me demander comment autant de gentillesse peut tenir dans une si petite personne ! On ne se voit peut-être plus aussi souvent que pendant notre externat, toi au bord de ton lac et moi perché sur ma colline de Croix-Rousse, mais c'est toujours un plaisir de te revoir (au moins jusqu'à ce que tu casses quelque chose même si je ne peux jamais me fâcher contre toi !).

À mes cointernes : Parce que l'internat de médecine est avant tout une aventure humaine.

À mes cointernes de l'Hôtel-Dieu qui sont devenus des amis depuis. Je suis arrivé dans cette contrée, un soir de brume en trainant les pieds et je suis reparti avec les « Chantal's crew » ! J'ai passé avec vous parmi les meilleurs moments de mon internat.
A mes cointernes du service de pédiatrie de Bourg-en-Bresse d'abord qui ont rendu ce semestre plus que génial : **Marie**, pour m'avoir réconcilié avec les Parisiennes et leur conduite et qui sera une mère formidable, **Madeleine**, toujours aussi drôle et souriante même si tu m'as fait craquer alors que je m'étais promis de ne pas pleurer le dernier jour, **Perrine**, aussi douée avec les nouveau-nés que sur une table avec une chanson de Jul et **Audeline**, preuve vivante que le talent n'est pas proportionnel à la taille !
Aux internes de gynécologie-obstétrique que je croisais en garde, **Lise** qui manie les forceps d'une main de maître malgré son grand âge (il n'avait pas à tirer la langue pendant l'extraction !) et **Clara** qui les manie aussi bien que son verre de blanc !
Aux récidivistes de l'hôtel-Dieu : **Julien B.** (oui toi, pas l'autre !) que j'apprécie même quand tu bosses pour la « clinique du fric » et **Mylena**, à mi-temps à l'hôtel dieu mais amazone à temps plein.
Aux jeunes semestres qui m'ont rajeuni avec leurs playlists : **Eva**, pour tes talents de décoratrice, de rôtisseuse et surtout d'ambiancieuse, **Emma**, la bigoudène à l'humour incroyable et faisant voler les patients des urgences, **Sasha**, capable de lancer des discussions politiques alors que j'avais encore le nez dans mes tartines et **Amaury**, ce semestre aurait été beaucoup plus fade (oserais-je dire mortel ?) sans toi !
A l'une des meilleures urgentistes que je connaisse : **Julie**, tu devras garder un souvenir de moi tous les hivers en grattant le givre sur ton pare-brise !

Et surtout à **Chantal**, pour avoir été aux petits-soins pour moi pendant un an, pour toute tes petites attentions et le pour le plaisir que j'avais de te croiser en sortant de mes gardes. Tu es probablement l'une des personnes les plus généreuse qu'il m'ait été donné de rencontrer.

A mes cointernes du SMUR de Bourg-en-Bresse : **Anne-Marie**, **Auguste** et **Paul**. Vous m'avez permis de revivre un deuxième semestre d'enfer à Bourg-en-Bresse.

BRIKA
(CC BY-NC-ND 2.0)

A mes cointernes de la promotion 2019 du DES de médecine d'urgence. Je n'ai pas de doute sur l'avenir de la spécialité quand je vois autant de talents réunis. Une dédicace particulière pour **Margot**, même si j'appréhende encore de me retrouver dans le même hôpital que toi (CHAT NOIR !) et **Sarah** qui m'a appris l'espagnol (Gracias señorita) !

A tous les professionnels de santé qui ont croisé ma route pendant ces trois années d'internat : Vous m'avez permis de transformer, ce qui n'était qu'un rêve d'enfant en une réalité des plus épanouissante. Pas un seul jour de ces trois dernières années, je n'ai regretté ce choix. Vous avez fait de moi un médecin urgentiste et souvent une meilleure personne.

J'ai passé sans conteste la meilleure année de mon internat à Bourg-en-Bresse. Je le dois à l'exceptionnelle équipe du service des urgences de l'hôpital Fleyriat. J'ai rencontré là-bas des confrères qui m'ont souvent inspiré dans leur pratique. A **Alban**, **Amandine**, **Anne-Sophie**, **Arnaud**, **Aude-Marie**, **Benjamin**, **Emilie H.**, **Fannie**, **Julien B.**, **Manue**, **Marine**, **Maud**, **Morgane, Nicolas**, **Nina**, **Patrice**, **Régine**, **Sabine**, **Sébastien R.** et **Sébastien M.**, **Sylvain**, **Yohann**. Aux infirmiers et aides-soignants du service des urgences et du SMUR pour l'ambiance chaleureuse. Aux ambulanciers qui m'ont conduit sur les routes de la Bresse toujours dans la bonne humeur. Je n'ai pas assez de place ici pour toutes les anecdotes avec chacun d'entre vous. Je n'ai qu'une chose à dire : merci et j'espère pourvoir retravailler avec vous rapidement.

Bourg-en-Bresse aura été aussi pour moi l'occasion de découvrir la pédiatrie. Je suis arrivé dubitatif et je suis ressorti avec une passion inattendue. Un grand merci aux médecins et paramédicaux du service de pédiatrie et de néonatologie pour m'avoir transmis leur engouement. Une dédicace particulière pour mon duo d'assistants préféré : **Julien R.** pour son humour d'orthopédiste (je ne me suis jamais autant taper de barres en garde !), et **Solène** pour sa bienveillance au service des enfants (et de ses internes). Commencer son assistanat avec moi comme interne ne devait pas être facile tous les jours mais vous m'avez énormément appris !

Dans mon internat, les urgences de l'hôpital de Croix-Rousse auront été une forme de constance : les heures passées à parcourir les couloirs, les gardes parfois éreintantes mais surtout une équipe médicale et paramédicale au top. Une équipe qui m'a vu évoluer de jeune interne de phase socle aussi motivé que maladroit, à demi-cardiologue et « bourreau des cœurs » jonglant entre les sondes d'échographie et les troponines et maintenant docteur junior. A **Romain**, tu auras marqué mon internat par tes connaissances mais surtout par ta bienveillance constante et tes conseils avisés. A **Bénédicte** pour ta bonne humeur (et pas seulement parce que tu m'as acheté des chocolats). A **Mélanie** pour ton énergie communicative. Sans oublier **Chiraz**, **Franck**, **Glwadys, Hélène, Julie, Madj, Nicolas, Thomas,** …

A l'équipe du service de gériatrie du pavillon K. Pour mon premier semestre, je n'aurai pas pu rêver d'une meilleure ambiance de service. Et aussi parce que nous avons affronté le COVID ensemble mais toujours dans la bonne humeur.

A l'équipe de la réanimation de l'Hôpital Nord-Ouest de Villefranche-sur-Saône. D'abord, merci du temps que vous m'avez accordé pendant cette période charnière de l'écriture. Et surtout, merci pour la bonne humeur permanente et votre envie de me transmettre vos connaissances.

« J'ai toujours su que j'étais une star... et maintenant, le reste du monde semble être d'accord avec moi. »
Freddie Mercury

BRIKA
(CC BY-NC-ND 2.0)

TABLE DES MATIERES

RESUME **64**

LISTE DES DIRECTEURS DE L'UNIVERSITE **3**

LISTE DES ENSEIGNANTS DE LA FACULTE **4**

LE SERMENT D'HIPPOCRATE **8**

REMERCIEMENTS **9**

TABLE DES MATIERES **13**

TABLE DES TABLEAUX **15**

TABLE DES FIGURES **15**

ABREVIATIONS **17**

INTRODUCTION **19**

ETAT DE L'ART **21**

1. Les évolutions de la demande et de l'offre de soins en médecine d'urgence **21**

1.1. Une demande croissante adressée aux services d'urgence 21

1.1.1. Les données de l'enquête Statistique annuelle des établissements 21

1.1.2. Les données des résumés de passage aux urgences 21

1.1.3. Les causes de cette augmentation 23

1.2. Une offre de soins stagnante 23

1.3. Les risques d'engorgement 24

1.3.1. Mécanismes de l'engorgement 24

1.3.2. Impact sur la qualité des soins 25

2. Quelles données sur les fermetures et ouvertures de services d'urgence ? **26**

2.1. Impact sur le pronostic des patients 26

2.1.1. Résultats aux Etats-Unis 26

2.1.2. Résultats pour d'autres pays développés 27

2.1.3. Engorgement, distance et sélections des patients 27

2.2. Impact sur la saturation des services d'urgence 28

2.2.1. Évaluations de dispositifs alternatifs 28

2.2.2. Mesurer l'effet d'éviction des services d'urgence 29

MATERIELS ET METHODES **31**

1. Objectif de l'étude **31**

2. Design de l'étude **31**

3. Intervention **32**

4. Population **33**

5. Critères de jugement **34**

6. Calcul du nombre d'observations nécessaires **35**

7. Collecte des données **35**

8. Analyse statistique **36**

BRIKA
(CC BY-NC-ND 2.0)

9. Analyse de sensibilité 37

RESULTATS 39

1. Caractéristiques de la population 39

2. Critère de jugement principal 40

3. Critères de jugement secondaires 41

4. Analyse post hoc exploratoire 43

5. Analyse de sensibilité 44

5.1. Sensibilité à la fonction d'estimation 44
5.2. Test placebo 46
5.3. Sensibilité de l'estimation à la période d'observation 47
5.4 Régression « donut » 48

DISCUSSION 49

1. Limites de l'étude 49

2. Travaux précédents 51

3. Interprétations du nombre de passages 52

4. Interprétation du nombre d'hospitalisations 53

5. Validité externe et extrapolation des résultats 54

CONCLUSIONS 57

REFERENCES 59

BRIKA
(CC BY-NC-ND 2.0)

TABLE DES TABLEAUX

Tableau 1 : Caractéristiques des établissements de santé inclus **41**
Tableau 2 : Caractéristiques de l'activité nocturne des services inclus **43**
Tableau 3 : Estimation principale pour les critères de jugement principaux et secondaires ... **42**
Tableau 4 : Comparaison de l'estimation des critères de jugement principaux avec et sans contrôle des facteurs de confusion **46**
Tableau 5 : Comparaison de l'estimation des critères de jugement principaux en fonction du degré du polynôme de la fonction de régression **47**
Tableau 6 : Estimation d'une régression « donut » **50**

TABLE DES FIGURES

Figure 1 : Evolution comparée de l'offre et de la demande de soins en médecine d'urgence hospitalière **24**
Figure 2 : Evolution annuelle du nombre total de consultations dans les services d'urgence des pays de l'OCDE **24**
Figure 3 : Concept de la régression de discontinuité **34**
Figure 4 : Flow-chart des inclusions **36**
Figure 5 : Estimation de l'effet de l'ouverture du SAU de l'hôpital de la Croix-Rousse sur le nombre de consultations nocturnes **43**
Figure 6 : Estimation de l'effet de l'ouverture sur le nombre d'hospitalisations et la durée médiane de passage pour les patients consultant entre 19h et 8h **44**
Figure 7 : Analyse en sous-groupe de l'effet de l'ouverture du SAU de l'hôpital Croix-Rousse.. **45**
Figure 8 : Comparaison de l'estimation du critère de jugement principal selon la fonction de régression **47**
Figure 9 : Test placebo appliqué au nombre de passages nocturnes et à la durée médiane de passage aux urgences **48**
Figure 10 : Sensibilité de l'estimation de la régression de discontinuité à la taille de la fenêtre ... **49**

BRIKA
(CC BY-NC-ND 2.0)

BRIKA
(CC BY-NC-ND 2.0)

ABREVIATIONS

CCMU : Classification clinique des malades aux urgences

DREES : Direction de la recherche, des études, de l'évaluation et de la statistique

FEDORU : Fédération des observatoires régionaux des urgences

HCL : Hospices civils de Lyon

IAO : Infirmier d'accueil et d'orientation

IDE : Infirmier diplômé d'état

NHS : National Health Service

OCDE : Organisation de coopération et de développement économique

ORU : Observatoire Régional des urgences

RPU : Résumé de passage aux urgences

SAE : Statistique annuelle des établissements

SAU : Service d'accueil des urgences

UHCD : Unité d'hospitalisation de courte durée

USC : Unité de surveillance continue

BRIKA
(CC BY-NC-ND 2.0)

BRIKA
(CC BY-NC-ND 2.0)

INTRODUCTION

Une lame de fond balaye un grand nombre de pays développés : les services d'urgence hospitaliers connaissent une augmentation continue du nombre de consultations, plus rapide que la croissance de la population et que le rythme d'ouverture des nouveaux services d'urgence. Ce contingent est même en diminution dans certains pays.[1] Pour la France, les données de la Direction de la recherche, des études, de l'évaluation et de la statistique (DREES) mettent en évidence une augmentation du nombre annuel de passages de 10,1 millions en 1996 à 21,2 millions en 2019.[2] Cette tendance participe à un phénomène d'engorgement de la médecine d'urgence hospitalière qui prend des formes multiples : augmentation des délais de prise en charge, détournement d'ambulances, attente d'un lit d'hospitalisation sur un brancard … Or la littérature a pu mettre en évidence de manière récurrente, que ce phénomène de congestion est préjudiciable à la qualité et à la sécurité des soins, [3–6] conduisant certains auteurs à évoquer un « point de rupture » imminent.[7]

Cette situation a généré un effort conjoint de la part des tutelles et de la communauté des chercheurs et praticiens pour évaluer des politiques publiques à même de répondre à ce défi. Les récentes revues de la littérature mettent en avant plusieurs difficultés et notamment un déficit d'études sur des solutions agissant en amont des services d'urgence et le manque de sources de variations exogènes du nombre de passage permettant d'aboutir à des conclusions de causalité.[3] Paradoxalement, si les études sur l'effet de services alternatifs de consultations non programmées sur la fréquentation des services d'urgence se sont développées, avec souvent des résultats mitigés, celles sur l'ouverture de nouveaux services d'urgence sont à la fois peu nombreuses et concentrées sur le contexte américain.[8] Les rares études disponibles s'intéressent à l'impact sur le pronostic des patients consultant dans les services d'urgence restant ouverts après la fermeture d'un service proche. Très peu s'attachent à mesurer l'effet de ces événements sur la fréquentation et l'engorgement des services proches.

La métropole lyonnaise a bénéficié d'une expérience de politique publique avec, à partir du 12 novembre 2019, l'ouverture nocturne du Service d'accueil des urgences (SAU) de l'hôpital de Croix-Rousse, auparavant fermé la nuit. Cette ouverture avait pour but, entre autres, d'augmenter l'offre de soins en période nocturne dans le nord de la métropole. L'objectif de cette étude rétrospective basée sur une régression de discontinuité est d'évaluer l'impact de cette ouverture sur le nombre de consultations nocturnes des autres services d'urgence de la métropole lyonnaise.

BRIKA
(CC BY-NC-ND 2.0)

BRIKA
(CC BY-NC-ND 2.0)

ETAT DE L'ART

1. Les évolutions de la demande et de l'offre de soins en médecine d'urgence

1.1. Une demande croissante adressée aux services d'urgence

Les systèmes de santé des pays développés colligent depuis longtemps le nombre de consultations dans les services d'urgence. En France, ce recueil de données s'est structuré autour de plusieurs dispositifs permettant de dresser un état des lieux.[9]

1.1.1. Les données de l'enquête Statistique annuelle des établissements

Premièrement, au travers de l'enquête Statistique annuelle des établissement (SAE), les établissements de santé sont tenus de transmettre chaque année un ensemble d'indicateurs relatifs à l'équipement, l'activité (nombre et orientation des passages) et le personnel (médecins, infirmiers, …) des unités d'accueils et de traitement des urgences bénéficiant d'une autorisation via un questionnaire annuel dont une synthèse nationale est réalisée par la DREES. Ces données sont déclaratives mais l'ancienneté de l'enquête, et le peu de modification du questionnaire depuis 1995, permet un suivi du nombre de consultations dans les services d'urgence depuis plus de 20 ans.

En 2019, les établissements de santé de France métropolitaine ont ainsi déclaré 21,2 millions de passages aux urgences contre seulement 10,1 millions en 1996, soit une croissance annuelle de 3,3% (Figure 1).[2] En comparaison, la population française a connu une croissance annuelle de seulement 0,55% sur la même période. Cette augmentation touche une majorité des services d'urgence : 77% ont connu une croissance moyenne annuelle supérieure à 1% sur la période 2001-2011.[9]

1.1.2. Les données des résumés de passage aux urgences

Secondement, la collecte des résumés de passage aux urgences (RPU), décrivant pour chaque passage une série d'information sous forme codée, est apparue au cours des années 1990, d'abord sur la base du volontariat. Leur format a été normalisé en 2006 et la transmission au niveau national a été rendue obligatoire par un arrêté du 24 juillet 2013. Pour améliorer la connaissance utile au pilotage de l'offre de soins, cette collecte s'est appuyée sur la création des observatoires régionaux des urgences (ORU) en charge de produire une analyse à partir des concentrateurs régionaux de données.

BRIKA
(CC BY-NC-ND 2.0)

Les données des RPU offrent une image similaire : l'exhaustivité de ces dernières (le ratio entre le nombre de RPU transmis et le nombre de passages déclarés dans l'enquête SAE) est de 95% au niveau national. La forte croissance du nombre de RPU entre 2013-2014 est liée à la généralisation de la transmission. Depuis, la croissance enregistrée est proche de celle des données de la SAE, bien que légèrement plus faible.[10]

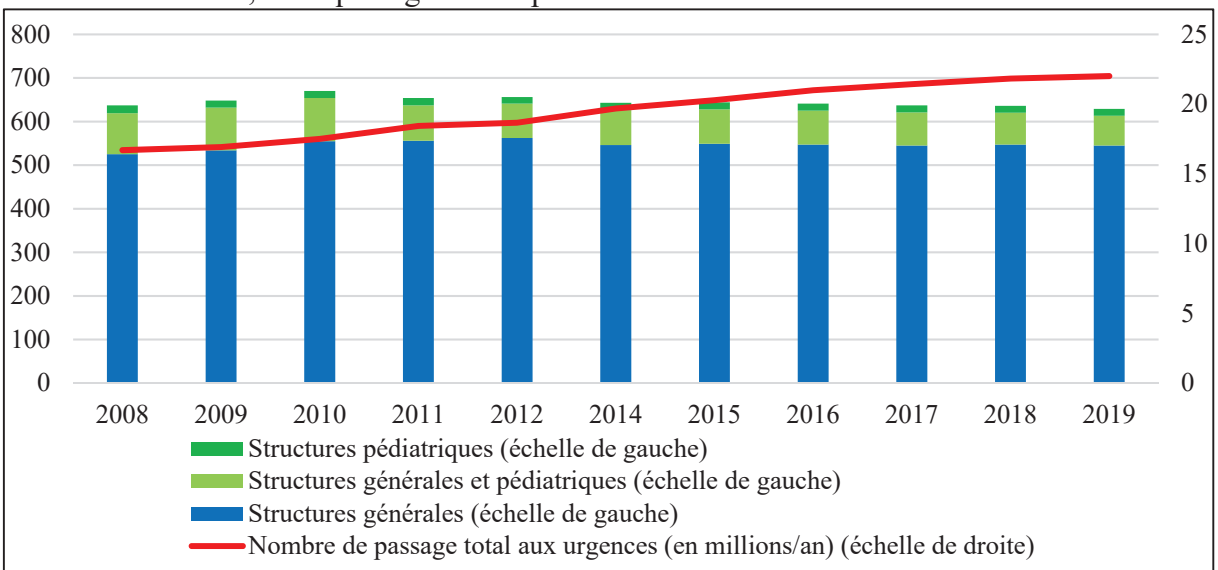


Figure 1 : Evolution comparée de l'offre et de la demande de soins en médecine d'urgence hospitalière

Source : Enquête statistique annuelle des établissements de santé
Notes : Ont été comptabilisés l'ensemble des passages et des structures en France métropolitaine et dans les départements et régions d'outre-mer.
Une structure des urgences est dite générale si elle accueille des adultes et des enfants et exclusivement pédiatrique si elle n'accueille que des enfants. Certains établissements ont une autorisation pour les urgences générales et pédiatriques.

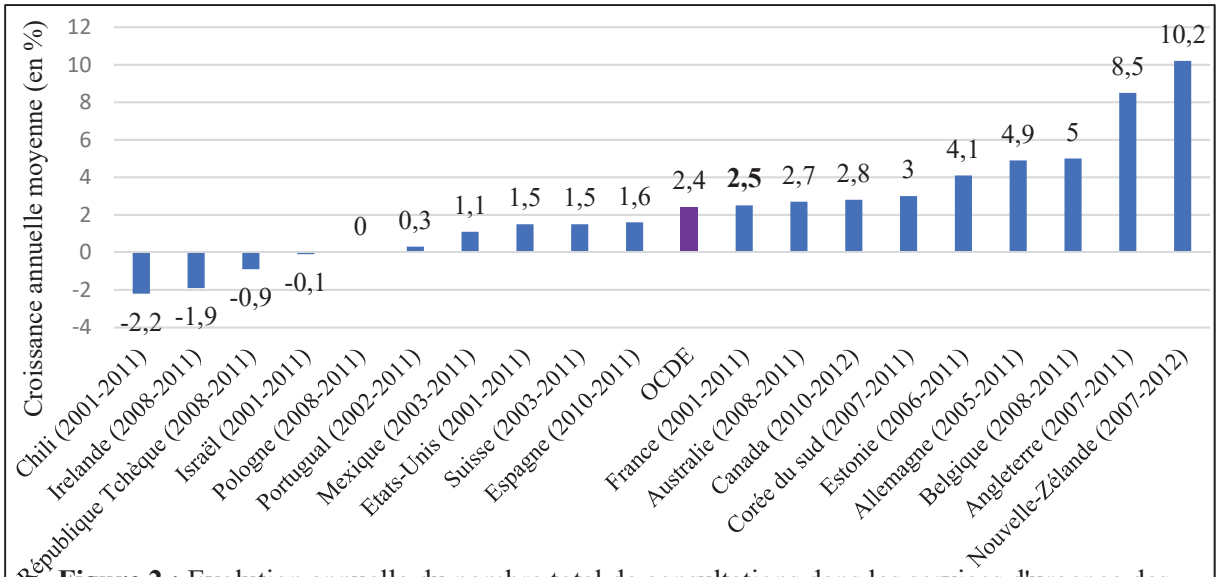


Figure 2 : Evolution annuelle du nombre total de consultations dans les services d'urgence des pays de l'OCDE

Source : Berchet C. Emergency Care Services: Trends, Drivers and Interventions to Manage the Demand. OECD Health Working Papers.
Note : L'évolution annuelle est calculée pour les années de 2001 à 2011 inclues. Lorsque ces données ne sont pas disponibles, l'année la plus proche après 2001 ou l'année la plus proche avant 2011 pour laquelle des données sont disponibles a été sélectionnée.

BRIKA
(CC BY-NC-ND 2.0)

1.1.3. Les causes de cette augmentation

Toute tentative d'explication de ce phénomène doit débuter par ce constat : il n'est pas propre à la France mais concerne plus largement l'ensemble des pays développés.[1] Les différents systèmes de santé ne comptabilisent pas le nombre de services d'urgence et ne définissent pas une consultation aux urgences de la même manière, ce qui limite les comparaisons entre pays. Toutefois, il est possible de suivre pour un même pays l'évolution du nombre de consultations dans le temps. Rapporté à leur population, 14 des 19 pays de l'Organisation de Coopération et de Développement Economique (OCDE) ont connu une augmentation du nombre de consultations annuelles aux urgences sur la période 2001-2011 (Figure 2).[8]

Les raisons de cette augmentation soutenue de la demande de soins adressée aux services d'urgence hospitaliers ne sont pas complétement établies. Le vieillissement démographique est avancé comme une première explication. Les patients âgés sont plus susceptibles de consulter, du fait de leurs comorbidités, puis de reconsulter dans les suites d'un précédent passage.[11] En France, les patients de plus de 70 ans représentaient 18% des passages en 2011 contre 13% en 2001.[9] Cependant, cette évolution de la structure démographique ne suffit pas seule à expliquer l'intégralité de cette augmentation dans de nombreux pays.[12] L'augmentation des passages pour des causes considérées comme injustifiées est souvent mis en avant mais n'est pas non plus suffisante.[13,14] Elle ne semble pas compatible en France avec la stabilité du taux d'hospitalisation à la suite d'un passage aux urgences et celle de la répartition des passages selon le codage de la classification clinique des malades aux urgences (CCMU).[9]

D'autres explications mettent en avant les évolutions de l'offre de soins, comme les difficultés d'accès aux soins de premiers recours[14] ou le volume croissant d'actes chirurgicaux réalisés en ambulatoire et exposant les patients au risque de reconsultation.[8]

1.2. Une offre de soins stagnante

Du côté de l'offre de soins de médecine d'urgence hospitalière, les données sont beaucoup plus parcellaires (Figure 1).

En France, le nombre d'établissements avec une autorisation d'accueil des urgences générales ou pédiatriques a diminué de 654 à 629 entre 2010 et 2019 selon l'enquête SAE, conduisant mécaniquement à une augmentation du nombre de passages par service autorisé.[2] Ce mouvement est également observé dans plusieurs pays développés. Aux États-Unis, le système de santé a connu simultanément une augmentation de 51% du nombre total de consultations aux urgences entre 1996 et 2009 et un mouvement de fermeture de nombreux

BRIKA
(CC BY-NC-ND 2.0)

services d'urgence depuis le milieu des années 2000 conduisant à une diminution de leur nombre de 6%.[7] A l'opposé de l'organisation américaine, le National Heath Service (NHS) britannique a connu lui aussi une diminution de 8% du nombre de services d'urgence de 2000 à 2010.[15]

Cette statistique ne reflète toutefois que très imparfaitement l'offre de soins en médecine d'urgence. Elle contraste par exemple avec un accroissement annuel des équivalents temps plein médicaux et paramédicaux travaillant aux urgences de respectivement de 4,9% et 3,9% de 2001 à 2011.[9] Le regroupement de deux services d'urgence, la modification des autorisations des établissements titulaires de plusieurs autorisations (générale et pédiatrique) sera ainsi comptabilisée comme une diminution du nombre de service sans pour autant que cela n'implique automatiquement de diminution de la capacité d'accueil.[2] Aux Etats-Unis, la prise en compte des regroupements d'établissements relativise nettement l'apparente diminution du nombre de services d'urgence.[16] En Californie, le nombre de lits comptabilisé dans les services d'urgence semble avoir augmenté malgré les fermetures de certains services mais moins rapidement que l'augmentation du nombre de consultations. Le ratio du nombre de lits pour 10 000 consultations a ainsi diminué de 6 à 5,8 entre 2005 et 2014.[17]

1.3.Les risques d'engorgement

Le risque des évolutions décrites ci-dessus est de favoriser l'engorgement des services d'urgence hospitaliers. Ce concept est central dans la recherche en médecine d'urgence depuis les années 1990.[18] Bien que ses contours soient difficiles à établir, il désigne une situation dans laquelle la demande de soins dépasse la capacité des services d'urgence à délivrer des soins de qualités à tous les patients. Une définition proche a été adoptée par la Fédération des observatoires régionaux des urgences (FEDORU) dans un guide de 2016 parlant de « tension hospitalière ».[19]

1.3.1. Mécanismes de l'engorgement

Depuis Asplin et al. (2003), il est commun de diviser les facteurs explicatifs de l'engorgement entre le volume de patient consultant dans un service (« input »), les délais nécessaires pour prendre en charge les patients déjà présents (« througput ») et les difficultés à faire sortir les patients une fois leur prise en charge terminée (« output »).[20] L'augmentation du nombre de consultation est à rattacher à l'aspect « input ». En France, une étude observationnelle de 53 services d'urgence a ainsi cherché à analyser les déterminants de la durée de passage aux urgences parmi les caractéristiques des patients et des services.[21] Parmi les trois

BRIKA
(CC BY-NC-ND 2.0)

facteurs associés aux délais de prise en charge en analyse multivariée, ressortait le rôle du nombre de passage quotidien dans chaque service.

Il est probable que l'augmentation du nombre de passage par service participe au phénomène d'engorgement. Une question plus compliquée est de savoir si cet aspect « input » en est la principale cause. Il n'existe pas de consensus sur cette question dans la littérature et notamment en raison de l'absence, en France et dans le reste de la littérature, d'indicateurs quantitatifs du phénomène d'engorgement validés et collectés de manière reproductible dans le temps.[22] Aux Etats-Unis, Pitts et al. (2012) contourne cette difficulté en s'intéressant à la charge d'occupation des services d'urgence américains (le nombre de patient présent à un instant donné). Ils montrent que cette mesure a cru en raison d'une augmentation des délais de prise en charge encore plus rapide que celle du nombre de patients consultants. Cette augmentation de la charge d'occupation est d'abord corrélée à des prises en charge de plus en plus consommatrices d'actes techniques (examens radiologiques et biologiques) et thérapeutiques.[23]

Par ailleurs, d'autres auteurs arguent que diminuer le flux de patient consultant dans un service d'urgence peut s'avérer inefficace pour lutter contre l'engorgement si les goulots d'étranglement se situent en aval. Les responsables de services d'urgence de pays développés interrogés citent régulièrement comme source d'engorgement les difficultés à faire sortir les patients, notamment ceux attendant un lit d'hospitalisation,[24] une inquiétude relayée par plusieurs sociétés savantes de médecine d'urgence. L'étude française citée auparavant ne s'intéressait ainsi qu'à des patients ambulatoires et ne prenait pas en compte les patients hospitalisés, mais une revue récente pointe le rôle de la disponibilité des lits d'hospitalisations comme facteur explicatif de l'engorgement.[25]

1.3.2. Impact sur la qualité des soins

Depuis 2000, plusieurs revues de la littérature ont été publiées sur les conséquences de l'engorgement dont la dernière en date incluait 40 articles sur le sujet.[3–6] L'engorgement des urgences semble associé à une dégradation de la qualité des soins entendue comme la capacité à apporter aux patients les soins adaptés à leur pathologie dans les délais définis par les recommandations officielles, y compris pour les patients les plus graves, mais également par un risque d'événement indésirable associé aux soins plus important.[26] Cette saturation est associée à une diminution de la satisfaction déclarée par les patients et une augmentation de la mortalité hospitalière des patients hospitalisées depuis les urgences.

Ces résultats sont toutefois à interpréter avec prudence au vu du poids important des études réalisées dans le contexte nord-américain et océanien.[4] La nature observationnelle de la majorité des études qui sont soumises à un biais de sélection limite également l'interprétation causale

BRIKA
(CC BY-NC-ND 2.0)

des résultats.[6] Toutefois, une récente étude de nature quasi-expérimentale montre que la mise en œuvre au sein du NHS d'un objectif contraignant (avec un risque de sanctions financières à la clé pour les services) visant à ramener la durée de prise en charge à moins de quatre heures pour 95% des patients consultant aux urgences est responsable d'une diminution de la mortalité de 14% à 30 jours.[27]

2. Quelles données sur les fermetures et ouvertures de services d'urgence ?

2.1. Impact sur le pronostic des patients

2.1.1. Résultats aux Etats-Unis

Plusieurs études américaines se sont intéressées à l'impact de la fermeture de services d'urgence sur le pronostic des patients consultant dans les services proches et restant ouverts.

Une première méthodologie, centrée sur les données hospitalières, consiste à constituer un groupe d'hôpitaux affectés par la fermeture d'un service d'urgence. L'exposition à ces fermetures est le plus souvent mesurée par l'augmentation du temps de trajet depuis l'hôpital étudié jusqu'au service d'urgence le plus proche. Il est ensuite possible de comparer le pronostic des patients hospitalisés dans le même établissement avant et après la fermeture. Liu et al (2014) s'intéressent ainsi à 48 fermetures sur la période 1999-2010 en Californie et collectent les données pour l'ensemble des patients majeurs hospitalisés via un service d'urgence.[28] En utilisant une régression logistique multivariée, ajustée sur les caractéristiques des patients et des hôpitaux, les auteurs mettent en évidence une augmentation de la mortalité hospitalière de ces patients de 5%. Hsia et al. (2019) étudient quant à eux les fermetures et ouvertures de services d'urgence dans l'ensemble des États-Unis sur la base d'une enquête annuelle de l'American Hospital Association sur la période 2001-2003.[29] Les fermetures de services d'urgence étaient responsables d'une augmentation de la mortalité des patients hospitalisés mais uniquement dans les hôpitaux pour lesquels l'occupation des lits est déjà importante et pour une augmentation de la durée des trajets de plus de 30 minutes. De même, la fermeture de Trauma center de niveau 1 et 2 est associée dans l'étude de Hsia et al. (2014) à une augmentation de l'odds ratio de la mortalité hospitalière de 21%.[30]

Une autre méthodologie consiste à constituer des cohortes de patients et à estimer leur exposition à la fermeture d'un service d'urgence en fonction de leur lieu de résidence et de la survenue d'une pathologie avant ou après la fermeture. Cette approche permet d'évaluer la mortalité à distance d'une hospitalisation. Hsia et al. (2016) utilise ainsi un échantillon aléatoire de patients dans le programme Medicare. Ils montrent que les patients victimes d'un syndrome coronarien aigu vivant dans une zone géographique affectée par la fermeture d'un service

BRIKA
(CC BY-NC-ND 2.0)

d'urgence subissent une augmentation de la mortalité à 90 jours et un an statistiquement significatif.[31]

2.1.2. Résultats pour d'autres pays développés

Les études en dehors des Etats-Unis sont moins nombreuses et leurs résultats moins unanimes.

Pendant la pandémie de COVID19 en Corée du sud, Lee et al. (2021) étudient les fermetures temporaires répétées de plusieurs services d'urgence dans la région de Daegu et Geyongbuk en raison des protocoles sanitaires nationaux.[32] Ils retrouvent une augmentation de 22% de l'odd ratio de la mortalité hospitalière des patients hospitalisés depuis les urgences au moment de la fermeture d'un autre service.

En Australie, dans une étude de type « avant/après » s'intéressant aux patients arrivants aux urgences en ambulance, Crilly et al. (2014) montrent que l'ouverture d'un nouveau service d'urgence de 41 lits est associée à une diminution de la mortalité hospitalière des patients hospitalisés depuis les urgences dans les trois hôpitaux publics situés dans la même région.[33]

Une étude de Knowles et al. (2019) au Royaume-Uni se distingue car les auteurs collectent les données sur la mortalité hospitalière mais aussi extrahospitalière de 16 pathologies.[36] Ils ont déterminé cinq zones géographiques autour des services d'urgence ayant fermés et étudient les données du NHS de l'ensemble des habitants de ces régions. En utilisant une méthodologie de type « série chronologique interrompue », ils ne parviennent pas à mettre en évidence un impact statistiquement significatif de ces fermetures sur la mortalité (bien qu'ils trouvent un effet sur un critère de jugement secondaire : le taux de létalité de ces pathologies).

2.1.3. Engorgement, distance et sélections des patients

S'il est tentant d'interpréter ces résultats comme les effets des mécanismes d'engorgement décrits ci-dessus, aucune étude américaine ne rapporte l'effet des fermetures sur le niveau de saturation des services impactés ou le nombre de consultations aux urgences du fait de l'absence de données disponibles. Hsia et al. (2019) disposent seulement du niveau d'occupation des lits de l'ensemble de l'hôpital sur l'année.[29] Seule une étude australienne et une étude coréenne rapportent des données sur la durée de passage des patients aux urgences, et avec un résultat contradictoire.[32,33] Si les deux études trouvent un impact statistiquement significatif sur la mortalité, seule l'étude coréenne retrouve une augmentation statistiquement significative des délais de prise en charge.

Il est également possible que l'effet délétère mesuré soit dû à une augmentation du délai de transport entre le domicile des patients et un service d'urgence.[34] Dans plusieurs pathologies,

BRIKA
(CC BY-NC-ND 2.0)

ce délai de transport est associé à un pronostic plus péjoratif.[35] Or si Hsia et al. (2014) retrouvent une augmentation de 47 minutes du temps de transfert moyen jusqu'au trauma center le plus proche[30], cette augmentation n'est que de neuf minutes dans l'étude de Knowles et al. (2018) avec des résultats différents sur la mortalité dans les deux cas.[36] Dans une analyse en sous-groupe sur les syndromes coronariens aigus, Hsia et al. (2016) ne retrouvent pas d'augmentation significative de la mortalité quand l'augmentation du temps de transport depuis le domicile est inférieure à 10 minutes.[31]

La fermeture d'un service d'urgence modifie également la distribution de l'état de santé parmi les patients consultant dans les services restants ouvert ce qui peut conduire à surestimer ou sous-estimer l'effet propre de la saturation. Cette modification du profil des patients est d'autant plus probable que, dans le cas américain, les services d'urgence subissant une fermeture ne sont pas un échantillon aléatoire de l'ensemble des services d'urgence : ils servent davantage de populations défavorisées (minorités ethniques ou n'ayant pas accès à une assurance santé), ont une marge de profit plus faible, et sont situés dans des zones où la concurrence entre hôpitaux est plus forte.[37] Si plusieurs des études tentent d'ajuster les résultats sur les caractéristiques observables des patients, il reste possible qu'un biais de sélection s'exerce sur des caractéristiques inobservables des patients dans les données.

2.2. Impact sur la saturation des services d'urgence

2.2.1. Évaluations de dispositifs alternatifs

Une récente revue de la littérature recense 52 études évaluant des interventions visant à diminuer la saturation, dont l'essentiel se concentre sur des interventions au sein des services d'urgence.[3] Seul neuf études s'intéressent à des interventions en amont des urgences visant à diminuer le flux de patients consultant aux urgences, alors que 60% des études recensées s'intéressent à l'aspect « throughput ». Il existe ainsi un « mismatch » entre les causes identifiées de l'engorgement et les solutions évaluées.

Ces évaluations se concentrent essentiellement sur des offres de soins alternatives aux services d'urgence, par l'ouverture de centre de consultations non programmés ou l'extension de l'ouverture des cabinets de médecins généralistes en soirée et le week-end (respectivement trois et quatre articles).[3] Confortés par les résultats d'enquête mettant en avant une corrélation entre les difficultés d'accès à des soins de premier recours déclarées par les patients et la probabilité de consulter aux urgences, ces solutions ont été mises en avant dans plusieurs propositions de réforme du système de santé, en France et dans d'autres pays développés.[8]

Les résultats sont mitigés. Les évaluations de plusieurs dispositifs de centre de consultations non programmés, aux États-Unis ou à Singapour par exemple, n'ayant pas mis en

BRIKA
(CC BY-NC-ND 2.0)

évidence de réduction du nombre de passages aux urgences.[38,39] Ces résultats peuvent s'expliquer par la difficulté des patients à s'orienter et à accéder à l'information dans un système de santé qui multiplie ainsi les offreurs de soins,[40] par une difficulté à modifier les préférences de consultations des patients et leur perception du lieu de soin adapté à leur pathologie, ou par un effet de demande induite par lequel la demande globale de soins augmente en réponse à une offre de soins plus importante, ces nouveaux centres attirant une patientèle supplémentaire.[41,42]

2.2.2. Mesurer l'effet d'éviction des services d'urgence

Aucune étude de cette revue ne s'intéresse à l'ouverture de nouveaux services d'urgence. En théorie, on peut s'attendre à ce que « l'effet d'éviction » sur les autres services d'urgence soit plus important que pour des centres de consultations non programmés car les offres de soins sont davantage similaires et donc substituables. On ne peut toutefois pas exclure la présence d'effet de demande induite.[41] Les arguments théoriques ne nous permettent pas de prédire l'ampleur ni même le signe de l'effet à attendre

La réponse à cette question est d'abord empirique. Quelques études cherchent à pallier ce manque dans la littérature. Woodworth (2020) étudie l'ouverture successive de deux services d'urgence en Caroline du Sud en 2004 et 2010 sur sept services d'urgence se situant dans un périmètre de 30 miles.[43] Utilisant une méthode de régression sur discontinuité, l'auteur évalue cet impact dans un intervalle de quelques jours avant et après l'ouverture. Elle met ainsi en évidence une réduction brutale de 10 % du nombre de passage journalier dans les 73 jours suivant l'ouverture. En liant les données d'hospitalisation avec les données administratives de certificats de décès, elle met en évidence que les patients consultant dans les services d'urgence affectées et exposées à cette diminution voient leur probabilité de survie à 30 jours et six mois augmenter de respectivement 0,28 et 0,35 point de pourcentage. En utilisant les données d'hospitalisation, l'auteur peut mettre en avant l'absence de modification du profil des patients consultant dans les services restants et pas de discontinuité des déterminants de leur mortalité autour de la date de l'ouverture et une diminution peu importante du temps de trajet depuis le domicile (deux minutes). Ceci conduit à interpréter l'effet mesuré sur la mortalité comme un effet causal de la diminution du nombre de passage journalier.

Une étude complémentaire à celle de Knowles et al. (2019) sur des données britanniques s'intéressant aux mêmes fermetures de services d'urgence, ne retrouvent pas d'impact statistiquement significatif sur le nombre de consultations dans les services d'urgence restant ouverts ou sur le sous-groupe des consultations pour des motifs jugés "mineurs". Ils ne retrouvent pas non plus d'impact sur le nombre d'hospitalisation ou la durée de prise en charge aux urgences.[15]

BRIKA
(CC BY-NC-ND 2.0)

BRIKA
(CC BY-NC-ND 2.0)

MATERIELS ET METHODES

1. Objectif de l'étude

L'objectif principal de cette étude était de déterminer l'effet de l'ouverture nocturne du SAU de l'hôpital de la Croix-Rousse sur le nombre de passages nocturnes dans les autres services d'urgence de la métropole lyonnaise.

Les objectifs secondaires étaient d'estimer, pour les même services, l'effet de cette ouverture sur le nombre d'hospitalisations et la durée de passage aux urgences en période nocturne.

2. Design de l'étude

Nous avons conçu une étude quasi-expérimentale s'appuyant sur une méthodologie de régression de discontinuité. Cette dernière s'appuie sur le postulat que chaque participant étaient caractérisés par une « variable de forçage ». Tous ceux dont cette variable excède un seuil défini sont traités, tandis que tous ceux dont la variable de forçage se situe en dessous du seuil n'étaient pas traités (une illustration du concept de la régression de discontinuité est fournie avec la figure 3). Si les autres caractéristiques des participants ne changent pas de manière discontinue au niveau du seuil, nous pouvions considérer que les populations de part et d'autre étaient semblables. On recherche ainsi une discontinuité dans la valeur du critère de jugement au niveau du seuil pour estimer l'effet causal du traitement sur ce dernier.[44]

Dans cette étude, l'intervention étudiée s'appliquait de manière simultanée, uniforme et à la même date pour l'ensemble de la population étudiée. Il n'existait donc pas de données en coupe dans lesquelles une partie de la population serait traitée et pas l'autre. Autrement dit il n'existait pas de groupe de contrôle. Il est toutefois possible d'appliquer ce design à des séries chronologiques selon Hausman et al. (2018) en tenant compte du fait que l'utilisation des variations temporelles pour identifier l'effet causal du traitement conduit à s'éloigner de l'idéal quasi-expérimental décrit ci-dessus par certains aspects.[45]

Nous avons exploité une augmentation brutale du ratio entre le nombre de services d'urgence et la population dans une zone géographique restreinte pour estimer l'effet de cette évolution sur la fréquentation des autres services d'urgences.

Nous revenons davantage en détails dans la discussion sur les propriétés et avantages de ce choix méthodologique.

BRIKA
(CC BY-NC-ND 2.0)

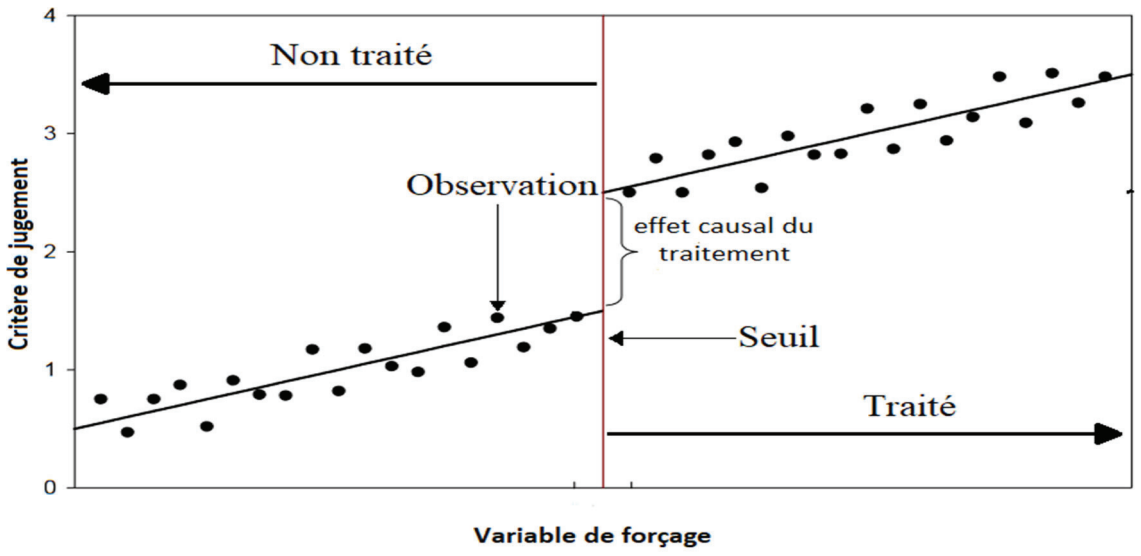


Figure 3 : Concept de la régression de discontinuité

Source : Lee DS, Lemieux T. Regression Discontinuity Designs in Economics. Journal of Economic Literature. Juin 2010;48(2):281-355.

3. Intervention

Le SAU de l'hôpital de Croix-Rousse constitue l'un des 10 services bénéficiant d'une autorisation d'accueil des urgences générales d'urgence de la métropole de Lyon et l'un des trois au sein des Hospices Civils de Lyon (HCL).

Structurellement, le service est constitué d'une salle d'accueil des urgences vitales pouvant accueillir quatre patients, de dix box d'examen dont un dédié à la filière courte, un box d'isolement et une salle de plâtre. Il s'adosse à une unité d'hospitalisation de courte durée (UHCD) et une unité post-urgence comptant chacune douze lits.

Le service est organisé avec plusieurs filières médicales : deux filières longues en continu associant un médecin et un interne, une filière courte de 10h à 22h avec un médecin, une ligne médicale de supervision et de coordination. L'effectif paramédical est constitué de cinq infirmiers diplômés d'état (IDE) et deux aides-soignants de 7h à 19h et de quatre IDE et deux aides soignant en soirée.

Il reçoit tous type de patients à l'exception de trois catégories qui sont réorientées de la manière suivante :

- La pédiatrie médicale à l'hôpital femme-mère-enfant,
- L'ophtalmologie en consultation non programmée sur l'hôpital de la Croix-Rousse en journée puis aux urgences ophtalmologiques de l'hôpital Edouard-Herriot la nuit,
- La gynécologie dans le service de gynécologie de l'hôpital de la Croix-Rousse

Contrairement aux modalités du décret du 9 mai 1995 relatif à l'accueil et au traitement des urgences dans les établissements de santé, le SAU de l'hôpital de la Croix-Rousse bénéficiait

BRIKA
(CC BY-NC-ND 2.0)

d'une dérogation de l'Agence régionale de santé. Cette dérogation permettant d'avoir une activité de soins de médecine d'urgence selon la modalité « site d'urgence polyvalent » alors que l'accueil des patients se limitait à l'amplitude horaire 8h-19h et n'accueillait donc pas de patients la nuit. Passé 19h les enregistrements étaient stoppés. Les patients arrivés avant cette heure étant pris en charge, la fermeture effective avait lieu en moyenne autour de 21h30 soit 2h30 après la clôture des enregistrements.

A l'issue d'une réflexion et d'une mise en œuvre de plusieurs années, le projet d'ouverture de ce service la nuit a pu aboutir le 12 novembre 2019.

Il poursuivait plusieurs objectifs : permettre aux patients atteints de pathologies chroniques et suivis sur le groupement hospitalier nord de pouvoir revenir la nuit en cas d'urgence, mettre fin au régime dérogatoire et au risque d'instabilité juridique attenant, renforcer l'offre de soins sur le nord de la métropole lyonnaise, limiter les difficultés de recrutement liées à des fermetures de plus en plus tardives … etc.

Ce projet a nécessité une réorganisation importante de l'agencement du service. En termes d'effectifs médicaux en charge de l'accueil des urgences sur la métropole, cela représentait une augmentation de quatre médecins entre 19 et 20 heures, de trois médecins entre 20 et 22h, et de deux médecins de 22h à 8h.

Les estimations initiales anticipaient un supplément d'activité de 35 passages et 7 hospitalisations en soirée pour le service. Pour faire face à cet afflux supplémentaire, le projet prévoyait l'ouverture de 24 lits dans des services de médecine sur l'hôpital de la Croix-Rousse et un lit en unité de surveillance continue. Un effet collatéral attendu de cette ouverture était une possible diminution du nombre de consultations nocturnes et d'hospitalisation dans les autres services d'urgence de la région Lyonnaise. Si aucune projection sur le nombre de consultation n'avait été réalisée, 1685 séjours supplémentaires annuels étaient attendus pour l'hôpital de la Croix-Rousse dont 709 auraient eu lieu dans un autre hôpital des HCL en l'absence d'ouverture.

4. Population

Notre population était constituée de plusieurs services d'accueil et de traitement des urgences (Figure 4). Nous avons inclus les établissements ayant une autorisation d'accueil des urgences générale reportée dans l'enquête SAE de 2019 et dont l'implantation physique était située sur une commune de la métropole du Grand Lyon. Nous n'avons pas inclus les établissements ayant une autorisation d'accueil des urgences pédiatriques, les accueils d'urgences non autorisées (SOS mains et uniquement spécialisés en ophtalmologie), les services réalisant des admissions en urgence directement (Unité de soins intensif cardiologique, Unité

BRIKA
(CC BY-NC-ND 2.0)

neuro-vasculaire ou maternité) ainsi que les urgences dans un établissement n'ayant qu'une activité de psychiatrie.

Nous avons exclu un service d'urgence dont la fermeture progressive était en cours lors de notre période d'étude.

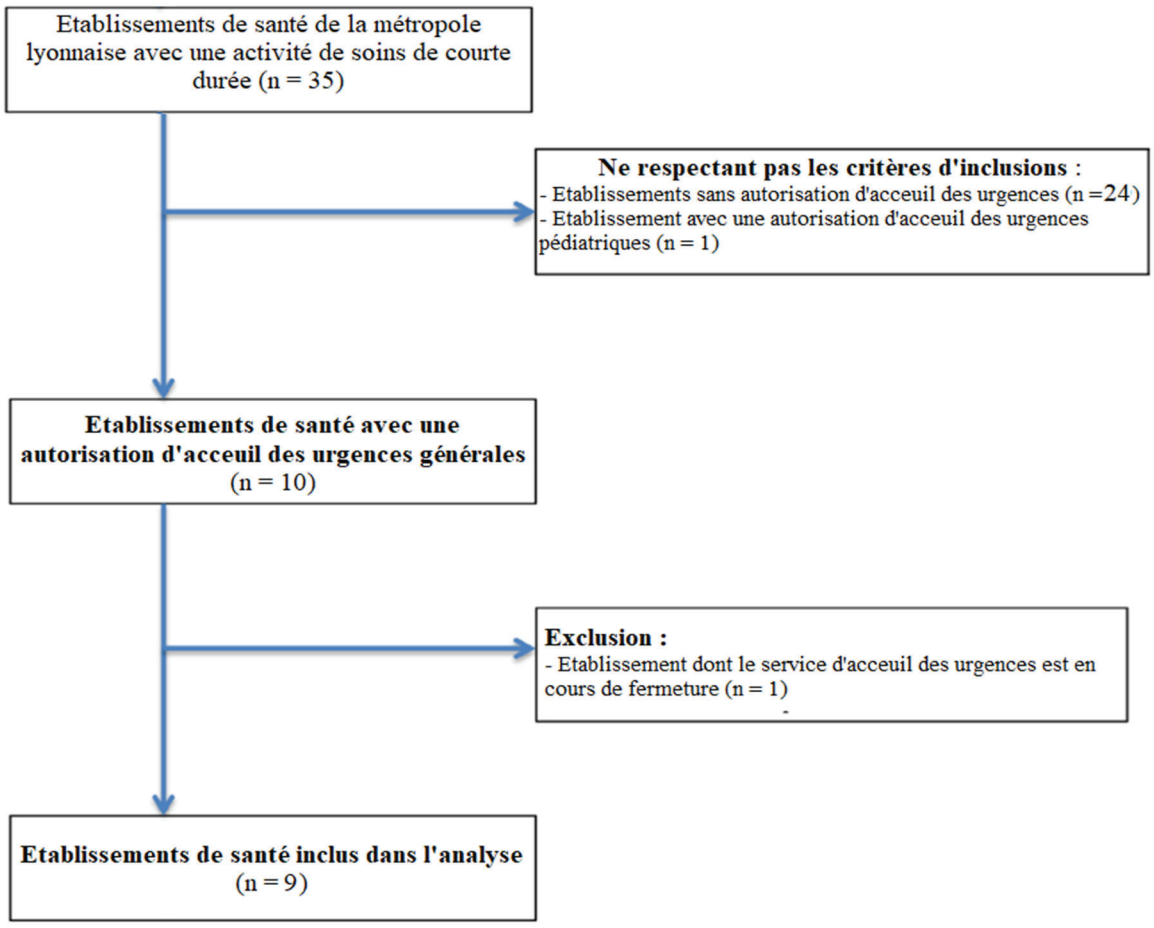


Figure 4 : Flow-chart des inclusions

5. Critères de jugement

Le critère de jugement principal était la moyenne pour chaque service du nombre de consultations dont l'enregistrement dans le service avait lieu entre 19 et 8 heures.

Les critères de jugements secondaires étaient, pour les consultations ci-dessus :

- Le nombre moyen d'hospitalisations pour chaque service (quelle que soit l'heure de sortie du service des urgences)
- La durée médiane de passage pour chaque service

BRIKA
(CC BY-NC-ND 2.0)

6. Calcul du nombre d'observations nécessaires

Pour déterminer le nombre d'observations nécessaires, nous avons mené une simulation de Monte Carlo à l'aide du logiciel de statistique R. Nous avons envisagé un effet de l'ouverture du service des urgences de la Croix-Rousse identique à celle estimée par Woodworth en 2020 soit une diminution du nombre de passage nocturne de 10%.[43] Nous avons estimé la moyenne du nombre de passages nocturnes avant ouverture à 35 sur la base de l'enquête SAE de 2018 (qui donne une indication du nombre de passage annuel pour chaque service), en sachant que 27% des consultations aux urgences au niveau national ont lieu entre 20 heures et 8 heures.

En supposant que le nombre de consultation suit une loi uniforme continue et un écart-type de 9, sur la base d'un risque d'erreur de type 1 de 5% notre simulation montre qu'un nombre d'observations par service supérieur à 125 permet d'obtenir une puissance statistique supérieur à 80%.

7. Collecte des données

Nous avons collecté les données d'activité des services d'urgences inclus auprès de l'ORU Auvergne-Rhône-Alpes, l'organisme en charge du recueil au niveau régional de l'ensemble des RPU produits par les établissements de santé. Nous n'avons pas eu accès aux données individuelles mais seulement à des données agrégées au niveau de chaque service sur une base journalière. Pour chacun, nous avons collecté pour la période du 12 août 2019 au 12 février 2020, le nombre total de passages réalisés chaque jour entre 19 et 8 heures et leur répartition en fonction de la classification CCMU, le nombre d'hospitalisation générée par les passages entre 19 et 8 heures et la durée médiane de passage.

Nous avons collecté des données sur les caractéristiques des services inclus dans le bordereau « urgences » de l'enquête SAE. Ces données sont publiques et librement accessibles pour chaque service sur le site Data.drees.solidarites-sante.gouv.fr. Elles sont collectées sur une base annuelle au 31 décembre de chaque année. Pour chaque service, nous avons considéré l'enquête 2018 pour la période avant l'ouverture du service des urgences de l'hôpital de la Croix-Rousse et l'enquête 2020 pour la période postérieure à cette ouverture (et non l'enquête SAE 2019 qui a eu lieu peu de temps après l'ouverture du SAU).

Nous avons collecté le nombre hebdomadaire moyen d'heures postées sur l'année pour les médecins et les infirmiers, la présence d'un infirmier d'accueil et d'orientation (IAO) et d'une procédure de suivi des temps d'attente, les équivalents temps pleins travaillés pour les médecins, infirmiers et aides-soignants, le nombre de lits de l'UHCD. Pour chaque établissement de santé auquel s'adosse un service d'urgence, nous avons également collecté le

BRIKA
(CC BY-NC-ND 2.0)

nombre de lits en secteur de médecine, chirurgie, gériatrie, réanimation et unité de surveillance continue ainsi que le statut de l'établissement (public, privé à but lucratif ou à but non lucratif).

Les distances entre les services inclus et le SAU de la Croix-Rousse ont été estimées comme la distance à vol d'oiseau via l'application Google Map™.

Les variables quantitatives étaient décrites par leur moyenne et leur écart type ou par leur médiane et leur écart interquartile. Les variables catégorielles étaient décrites par leur fréquence et un pourcentage.

8. Analyse statistique

Nous avons eu recours à une méthodologie de régression de discontinuité pour estimer l'effet de l'ouverture. Nous avons opté pour une estimation paramétrique (ou « polynomiale globale ») par opposition à une approche non paramétrique. Premièrement, en raison du faible nombre d'observations dans notre échantillon, et suivant ainsi les recommandations méthodologiques de Jacob et al. (2012), l'approche paramétrique utilise l'ensemble de l'échantillon pour gagner en puissance statistique dans l'estimation de l'effet de traitement.[46] Secondement, une inspection graphique des données suggère que la relation entre le critère de jugement et la variable de forçage est linéaire. Ainsi, notre fonction de régression n'inclut pas de polynôme de haut degré comme recommandé par Gelman (2017).[47]

Notre équation de régression est donc la suivante :

$$\ln(Y_i) = \alpha + \beta_0.T_i + \beta_1.r_i + \beta_2.r_i.T_i + \varepsilon + \mu$$

Où Y_i représente la valeur du critère de jugement pour l'observation i, α représente la valeur moyenne du critère de jugement dans le groupe traité, r_i est notre variable de forçage qui représente le jour depuis l'ouverture des urgences de l'hôpital de la Croix-Rousse, T_i est une variable qui prend la valeur 1 si l'observation i est dans le groupe de traitement (autrement dit après l'ouverture) et 0 si elle est dans le groupe de contrôle. Le terme d'interaction entre r_i et T_i permet à la régression d'avoir une tendance différente de chaque côté du seuil. Le modèle inclut également des effets fixes pour le jour de la semaine et le mois, notés ε, pour contrôler des effets de saisonnalité et les variations intra-hebdomadaires dans le critère de jugement ainsi que des contrôles sur des covariables notées μ. Les écarts types ont été ajustés par cluster sur chaque établissement.

Nous avons exclu les observations pour lesquelles aucune donnée n'était disponible.

Le coefficient d'intérêt dans notre équation est β_0. Il s'interprète comme la variation moyenne en pourcentage du critère de jugement au moment de l'ouverture du service des urgences de l'hôpital de la Croix-Rousse.

BRIKA
(CC BY-NC-ND 2.0)

Dans une analyse post hoc exploratoire, nous avons réalisé plusieurs analyses en sous-groupe. Premièrement, nous avons analysé l'effet du traitement sur le critère de jugement principal en fonction de certaines caractéristiques des services d'urgences. Secondement, nous avons analysé pour l'ensemble des services inclus l'effet du traitement sur le nombre de passages nocturnes stratifié selon le codage CCMU et selon le jour de la semaine.

Les résultats pour le critère de jugement principal et les critères de jugement secondaires étaient considérés comme statistiquement significatifs pour un risque d'erreur de type 1 bilatéral inférieur à 5%. Les analyses statistiques ont été réalisées l'aide du module rddtool du logiciel statistique R.

9. Analyse de sensibilité

Nous avons mené plusieurs tests de falsifications, standards dans la littérature des études de régression de discontinuité.[44,46]

Pour notre critère de jugement principal et nos deux critères de jugement secondaires, nous avons testé la sensibilité de notre estimation à l'inclusion des variables de contrôle. Nous avons également testé notre modèle en incluant des estimations avec une fonction quadratique ou cubique.[46] Cela nous permet de tester une « forme fonctionnelle » autrement dit une relation entre la variable de forçage et le critère de jugement qui ne soit pas linéaire comme dans notre estimation principale. Si la relation entre les deux variables est effectivement non linéaire, alors l'estimation sera biaisée. En revanche, augmenter la complexité du modèle se fait au prix d'une perte de puissance statistique.

Pour les critères dont l'analyse principale a mis en évidence un effet statistiquement significatif, nous avons complété ce premier exercice par d'autres tests de falsifications.

Premièrement, nous avons mené un « test placebo » consistant à reproduire notre exercice de régression pour une date de traitement différente choisie aléatoirement. Nous utilisons seulement les observations qui partagent la même valeur de traitement (seulement les observations traitées si le seuil artificiel est au-dessus du seuil réel, ou l'ensemble des observations de contrôle si le seuil artificiel est en dessous du seuil réel). Cet exercice permet de valider indirectement l'hypothèse de continuité nécessaire à la validé du design de régression de discontinuité, à savoir que l'exposition à l'intervention ne change de manière discontinue qu'au niveau du seuil retenu. Le résultat attendu est qu'aucun effet du traitement ne doit être retrouvé à chaque seuil artificiel étant donné que la probabilité de traitement ne change pas.[44]

Secondement, nous avons étudié la robustesse de l'effet estimé du traitement en modifiant la taille de la fenêtre d'observation autour du seuil de traitement. Nous reproduisons l'exercice de régression pour une fenêtre plus petite, incluant donc moins d'observations par rapport à

BRIKA
(CC BY-NC-ND 2.0)

notre analyse principale. L'hypothèse sous-jacente est qu'il existe dans le design des régressions de discontinuité un arbitrage entre les biais et la précision dans l'estimation. En incluant des observations plus éloignées du seuil de traitement, l'analyse gagne en puissance statistique mais elle risque d'inclure des populations moins comparables qu'aux alentours du seuil de traitement. En reproduisant l'exercice de régression, on regarde l'évolution de l'effet estimé et de l'intervalle de confiance. Si l'effet de traitement disparaît pour des variations de la fenêtre d'observation, l'interprétation des résultats de l'analyse principale doit être soumise à caution.[45]

Troisièmement, nous avons mené une régression dite « donut », consistant à reproduire la régression de discontinuité en excluant les données les plus proches du seuil de traitement. Cet exercice nous permet d'estimer la sensibilité de l'effet estimé aux observations très proche du seuil et de rechercher si certains participants peuvent manipuler leur assignation au groupe traité ou la présence d'effet d'anticipations de l'intervention.[45]

BRIKA
(CC BY-NC-ND 2.0)

RESULTATS

1. Caractéristiques de la population

Parmi les 35 établissements de santé publics et privés avec une activité de soins de courte durée et situés dans la métropole lyonnaise, nous avons inclus neuf services d'urgence. Nous avons exclu un seul service d'urgence dont la fermeture progressive était en cours lors de notre période d'étude (Figure 4).

Notre panel était suivi sur la période du 12 août 2019 au 12 février 2020 inclus, soit un total de 1664 observations. Il ne manquait dans nos données qu'une seule nuit d'observation pour un seul service sur une période de 185 jours. Les caractéristiques de ces services sont décrites dans le tableau 1. La distance médiane des établissements inclus avec le SAU de l'hôpital de la Croix-Rousse était de 6,3km [5,83 ; 9,19km].

Les caractéristiques de leur activité nocturne, extraites depuis les données des RPU, sont décrites dans le tableau 2.

	Avant Ouverture Enquête SAE 2018		Après Ouverture Enquête SAE 2020	
Statut juridique Nombre, (%)				
Public – Centre hospitalier universitaire	2	(22,2)	2	(22,2)
Privé à but non lucratif	3	(33,3)	3	(33,3)
Privé à but lucratif	4	(44,4)	4	(44,4)
Présence d'un infirmier d'accueil et d'orientation Nombre, (%)	9	(100)	9	(100)
Nombre hebdomadaire moyen d'heure postée sur l'année Médiane, (écart interquartile)				
Médecin	330,0	(252 - 504)	420,0	(252 – 504)
IDE	497,0	(419 - 1000)	580,0	(483 – 1080)
Nombre d'effectifs temps plein moyen annuels Médiane, (écart interquartile)				
Médecin	9,0	(7 - 12)	10,0	(7 – 13)
IDE	16,0	(13 – 35)	19,0	(17 – 39)
Aide soignant	5,0	(3 – 14)	6,0	(2 – 14)
Procédure de suivi des temps d'attente et de passage Nombre, (%)	9	(100)	9	(100)
Nombre de passages annuels Médiane, (écart interquartile)				
Ensemble	35839	(27811 - 39198)	30938	(24991 - 31234)
Patients de plus de 80 ans	3044	(2425 - 5111)	2811	(2176 - 5178)
Patients de moins de 18 ans	2509	(868 - 3024)	1997	(1320 - 3147)
Nombre de lits installées dans l'établissement Médiane, (écart interquartile)				
UHCD	8,0	(6 - 13)	8,0	(6 – 13)
Médecine	98,0	(64 – 298)	131,0	(64 – 298)
Gériatrie	0,0	(0 – 30)	0,0	(0 – 30)
Chirurgie	110,0	(60 – 159)	105,0	(50 – 153)
Réanimation	8,0	(0 – 20)	8,0	(0 – 20)
Unité de surveillance continue	12	(10 – 18)	12	(8 - 15)

Tableau 1 : Caractéristiques des établissements de santé inclus

Notes : Données collectées via le « bordereau urgences » de l'enquête statistique annuelle des établissements de santé

Un établissement de santé inclus dans notre étude ayant ouvert en 2019, les données « avant ouverture » utilisées pour ce dernier sont celles de l'enquête SAE de 2019.

BRIKA
(CC BY-NC-ND 2.0)

		Avant ouverture		Après ouverture	
		12 août 2019 - 11 novembre 2019		12 novembre 2019 - 12 février 2020	
		Médiane	(Écart interquartile)	Médiane	(Écart interquartile)
Passages nocturnes par service		31	(21 – 46)	29	(20 – 45)
Dont	CCMU non classifié *	0	(0 – 1)	0	(0 – 1)
	CCMU 1	3	(0 – 8)	3	(0 – 8)
	CCMU 2	19	(13 – 31)	18	(12 – 29)
	CCMU 3	6	(3 – 10)	6	(3 – 10)
	CCMU 4	0	(0 – 2)	0	(0 – 1)
	CCMU 5	0	(0 – 1)	0	(0 – 1)
	CCMU P	0	(0 – 1)	0	(0 – 1)
Dont	En semaine	31	(21,25 – 45)	30	(20 – 44)
	Le week-end et jours fériés	30	(20 – 49)	29	(20 – 46)
Hospitalisations nocturnes par service		3	(1 – 8)	3	(1 – 8)
Durée médiane de passage par service (En minutes)		191	(105 – 289)	200	(112 – 307)
Nombre d'observations		827 †		837	

Tableau 2 : Caractéristiques de l'activité nocturne des services inclus

Notes : Données issues des résumés de passage collectés par l'ORU Auvergne-Rhône-Alpes

* La Classification Clinique des Malades des Urgences (CCMU) modifiée classe selon 7 degrés de gravité les patients de l'urgence préhospitalière et de l'accueil hospitalier. C'est le médecin SMUR ou de l'accueil qui détermine à la fin de l'examen clinique initial ce degré. Le codage CCMU P correspond à un « Patient présentant un problème psychologique et/ou psychiatrique dominant en l'absence de toute pathologie somatique instable ».
† données manquante pour une seule nuit d'observation pour un seul service

2. Critère de jugement principal

Le nombre moyen de passage par service entre 19h et 8h était inférieur de 11% à la suite de l'ouverture du SAU de l'hôpital de Croix-Rousse (intervalle de confiance à 95% IC = [-0.22, -0.01], p = 0.036) (Tableau 3, Figure 5)

	Effet estimé	Ecart-type	P-value	Intervalle de confiance à 95%	Nombre D'observations
Critère de jugement principal					
Nombre de passages nocturnes * (En log)	**-0,11**	0,05	0,036	[-0,22 ; -0,01]	1664
Critère de jugement secondaire					
Nombre d'hospitalisations nocturnes * † (En log)	**-0,02**	0,05	0,648	[-0,13 ; 0,08]	1664
Durée médiane de passage * ‡ (En log)	**-0,18**	0,05	< 0,001	[-0,27 ; -0,09]	1664

Tableau 3 : Estimation principale pour les critères de jugement principaux et secondaires

Notes : L'effet estimé correspond au coefficient β_0 de notre équation de régression soit la variation moyenne en pourcentage du critère de jugement au moment de l'ouverture

* Estimation comprenant des effets fixes pour le jour de la semaine et le mois

† Estimation ajustée sur la répartition des passages selon la classification CCMU, le nombre de lit de l'établissement en médecine/chirurgie/réanimation et unité de surveillance continue/UHCD

‡ Estimation ajustée sur la répartition des passages selon la classification CCMU, le nombre de lit de l'établissement en médecine/chirurgie/réanimation et unité de surveillance continue/UHCD, le nombre hebdomadaire moyen d'heures postées sur l'année pour les médecins et les infirmiers

BRIKA
(CC BY-NC-ND 2.0)

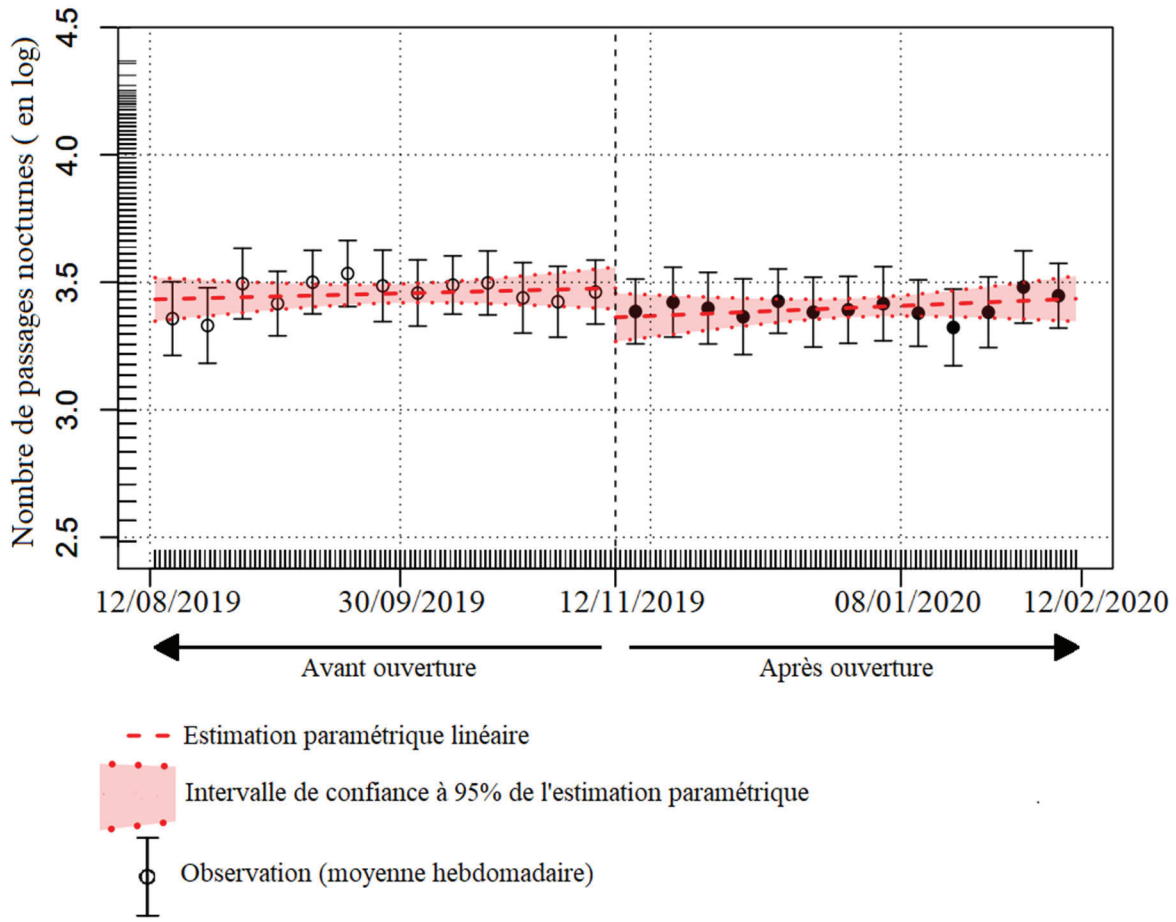


Figure 5 : Estimation de l'effet de l'ouverture du SAU de l'hôpital de la Croix-Rousse sur le nombre de consultations nocturnes

Notes : Pour ne pas surcharger le graphique, nous avons représenté la moyenne des observations sur une période hebdomadaire et non sur une base journalière.

Estimation comprenant des effets fixes pour le jour de la semaine et le mois

3. Critères de jugement secondaires

Parmi les critères de jugement secondaires, nous avons trouvé une diminution non statistiquement significative du nombre d'hospitalisations pour les patients consultant entre 19h et 8h de 2% (intervalle de confiance à 95% IC = [-0,13 ; 0,08], p = 0,648) (Tableau 3, Figure 6)

La durée médiane de passage par service était inférieure en moyenne de 18% % dans les 93 jours suivant l'ouverture du SAU de l'hôpital de la Croix-Rousse (intervalle de confiance à 95% IC = [-0,27, -0,09], p < 0,001) (Tableau 3, Figure 6)

BRIKA
(CC BY-NC-ND 2.0)

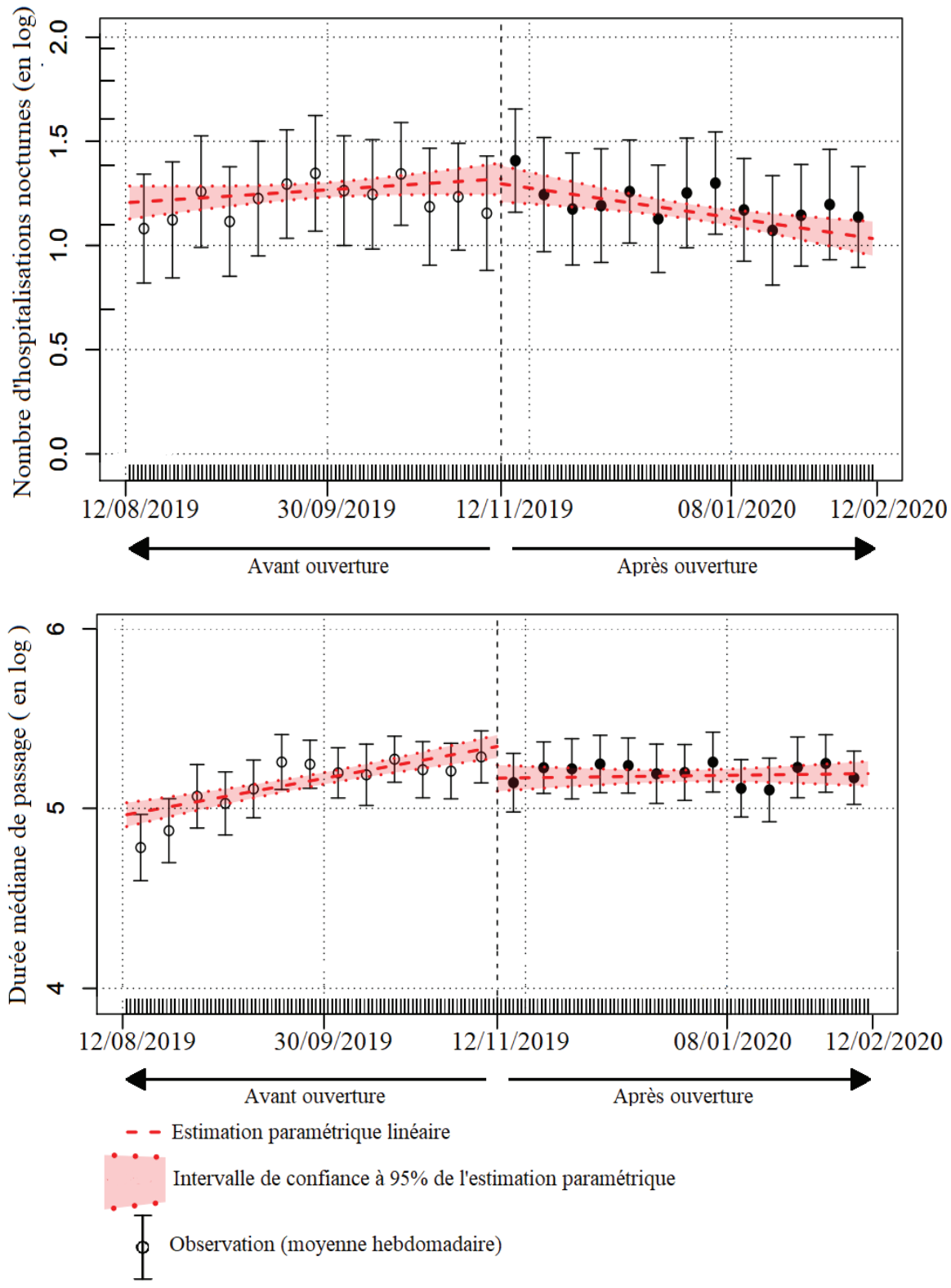


Figure 6 : Estimation de l'effet de l'ouverture sur le nombre d'hospitalisations et la durée médiane de passage pour les patients consultant entre 19h et 8h

Note : L'estimation pour le nombre d'hospitalisation comprend des effets fixes pour le jour de la semaine et le mois et un ajustement sur la répartition des passages selon la classification CCMU, le nombre de lits de l'établissement en médecine/chirurgie/réanimation et unité de surveillance continue/UHCD

L'estimation pour la durée médiane comprend des effets fixes pour le jour de la semaine et le mois et un ajustement sur la répartition des passages selon la classification CCMU, le nombre de lits de l'établissement en médecine/chirurgie/réanimation et unité de surveillance continue/UHCD, le nombre hebdomadaire moyen d'heures postées sur l'année pour les médecins et les infirmiers.

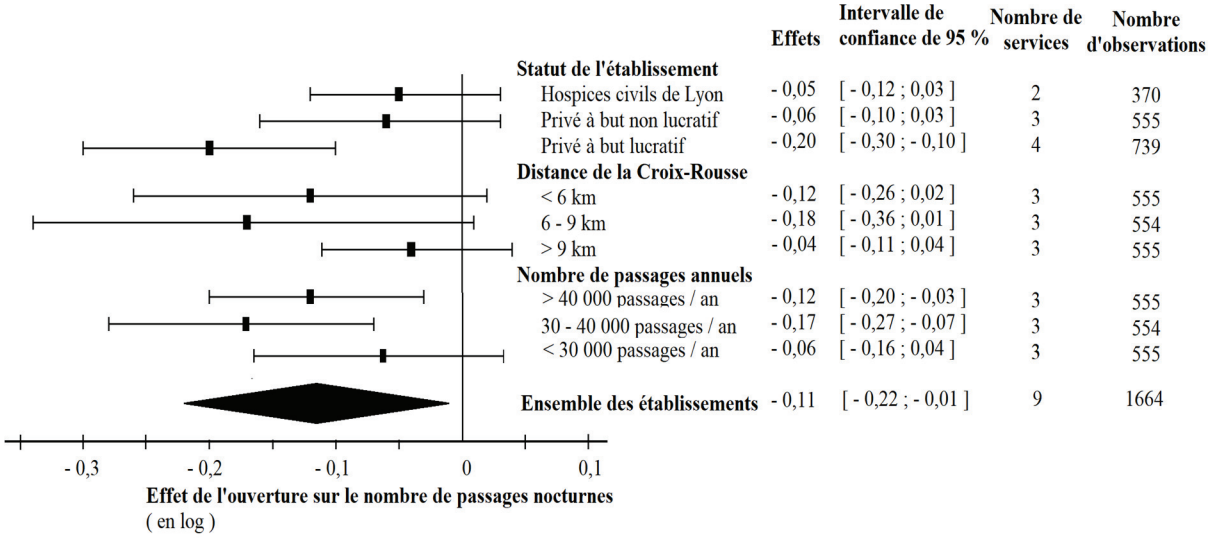
BRIKA
(CC BY-NC-ND 2.0)

4. Analyse post hoc exploratoire

Dans un premier temps, nous avons mené une analyse en sous-groupe de l'effet de l'ouverture du SAU sur le critère de jugement principal selon les caractéristiques des services d'urgence inclus (Figure 7A). Les seuls sous-groupes pour lesquels nous avons retrouvé une réduction statistiquement significative du nombre de passages nocturnes sont les établissements privés à but lucratifs (-0,19 log, intervalle de confiance à 95% IC = [-0,28 ; -0,10], p < 0,001), les établissements réalisant entre 30 000 et 40 000 passages annuels (-0,17 log, intervalle de confiance à 95% IC = [-0,27 ; -0,17], p < 0,001), ou plus de 40 000 passages annuels (-0,12 log, intervalle de confiance à 95% IC = [-0,20 ; -0,03], p = 0,006).

L'analyse en sous-groupe selon les caractéristiques des consultations (Figure 7B) a mis en évidence une réduction statistiquement significative uniquement pour les consultations en semaine (-0,15 log, intervalle de confiance à 95% IC = [-0,28 ; -0,02], p = 0,023).

A) Nombre de passages nocturnes selon les caractéristiques du service



B) Nombre de passages nocturnes selon les caractéristiques de la consultation

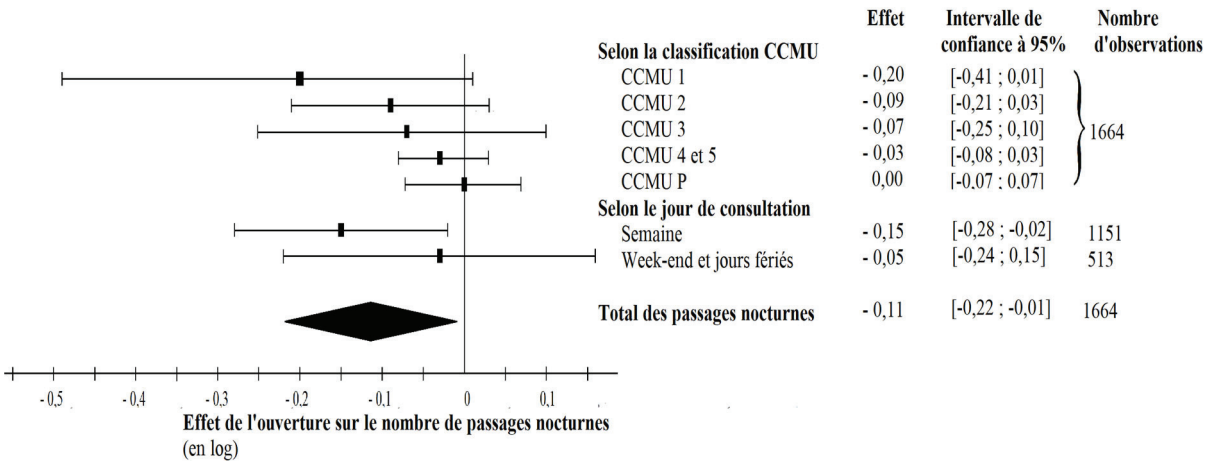


Figure 7 : Analyse en sous-groupe de l'effet de l'ouverture du SAU de l'hôpital Croix-Rousse

Notes : Le nombre de passages annuels et le statut de l'établissement sont issus de l'enquête SAE de 2018. Un établissement de santé inclus ayant ouvert en 2019, les données utilisées pour ce dernier sont celles de 2019.
Les groupes « distance de la Croix-Rousse » et « nombre de passages annuels » ont été construit par terciles.

BRIKA
(CC BY-NC-ND 2.0)

5. Analyse de sensibilité

5.1. Sensibilité à la fonction d'estimation

Nous présentons ici les résultats de notre analyse sans inclure les facteurs de confusion et en les comparant à notre analyse principale. Nous retrouvons toujours une diminution statistiquement significative du nombre de passages nocturnes (-0,11 log, intervalle de confiance à 95% IC = [-0,21 ; 0,00[, p = 0,044) et de la durée médiane de prise en charge (-0,14 log, intervalle de confiance à 95% IC = [-0,26 ; -0,02], p = 0,024). (Tableau 4)

Nous reproduisons dans un second temps notre analyse principale en modifiant la fonction de régression pour une version quadratique ou cubique (Figure 8). Dans ce cas, nous ne retrouvons pas de diminution statistiquement significative du nombre de passages nocturnes ou de la durée médiane de passage. (Tableau 5)

		Effet estimé	Ecart-type	P-value	Intervalle de Confiance à 95%
Critère de jugement principal					
Nombre de passages nocturnes (en log)	Avec contrôle *	-0,11	0,05	0,036	[-0,22 ; -0,01]
	Sans contrôle	-0,11	0,05	0,044	[-0,21 ; 0 [
Critère de jugement secondaire					
Nombre d'hospitalisations nocturnes (en log)	Avec contrôle * †	-0,02	0,05	0,648	[-0,13 ; 0,08]
	Sans contrôle	0,03	0,10	0,787	[-0,18 ; 0,23]
Durée médiane de passage (en log)	Avec contrôle * ‡	-0,18	0,05	< 0,001	[-0,27 ; -0,09]
	Sans contrôle	-0,14	0,06	0,024	[-0,26 ; -0,02]

Tableau 4 : Comparaison de l'estimation des critères de jugement principaux avec et sans contrôle des facteurs de confusion

Notes : * Estimation comprenant des effets fixes pour le jour de la semaine et le mois

† Estimation ajustée sur la répartition des passages selon la classification CCMU, le nombre de lits de l'établissement en médecine/chirurgie/réanimation et unité de surveillance continue/UHCD

‡ Estimation ajustée sur la répartition des passages selon la classification CCMU, le nombre de lits de l'établissement en médecine/chirurgie/réanimation et unité de surveillance continue/UHCD, le nombre hebdomadaire moyen d'heures postées sur l'année pour les médecins et les infirmiers

BRIKA
(CC BY-NC-ND 2.0)

	Forme de la fonction	Effet Estimé	Ecart-type	P-value	Intervalle de Confiance à 95%
Critère de jugement principal					
Nombre de passages nocturnes (En log)	Linéaire	-0,11	0,05	0,036	[-0,22 ; -0,01]
	Quadratique *	0,01	0,08	0,897	[-0,15 ; 0,17]
	Cubique †	-0,07	0,11	0,501	[-0,29 ; 0,14]
Critère de jugement secondaire					
Nombre d'hospitalisations nocturnes (en log)	Linéaire	-0,02	0,05	0,648	[-0,13 ; 0,08]
	Quadratique *	0,19	0,08	0,019	[0,03 ; 0,34]
	Cubique †	0,25	0,11	0,026	[0,03 ; 0,47]
Durée médiane de passage (En log)	Linéaire	-0,18	0,05	<0,001	[-0,27 ; -0,09]
	Quadratique *	-0,01	0,07	0,828	[-0,14 ; 0,11]
	Cubique †	-0,15	0,09	0,097	[-0,32 ; 0,03]

Tableau 5 : Comparaison de l'estimation des critères de jugement principaux en fonction du degré du polynôme de la fonction de régression

Notes : Les estimations inclues un contrôle des facteurs de confusion selon les modalités décrites dans le tableau 4.

* La fonction quadratique est estimée par :

$$\ln(Y_i) = \alpha + \beta_0.T_i + \beta_1.r_i + \beta_2.r_i^2 + \beta_3.r_i.T_i + \beta_4.r_i^2.T_i + \varepsilon + \mu$$

† La fonction cubique est estimée par :

$$\ln(Y_i) = \alpha + \beta_0.T_i + \beta_1.r_i + \beta_2.r_i^2 + \beta_3.r_i^3 + \beta_4.r_i.T_i + \beta_5.r_i^2.T_i + \beta_6.r_i^3.T_i\varepsilon + \mu$$

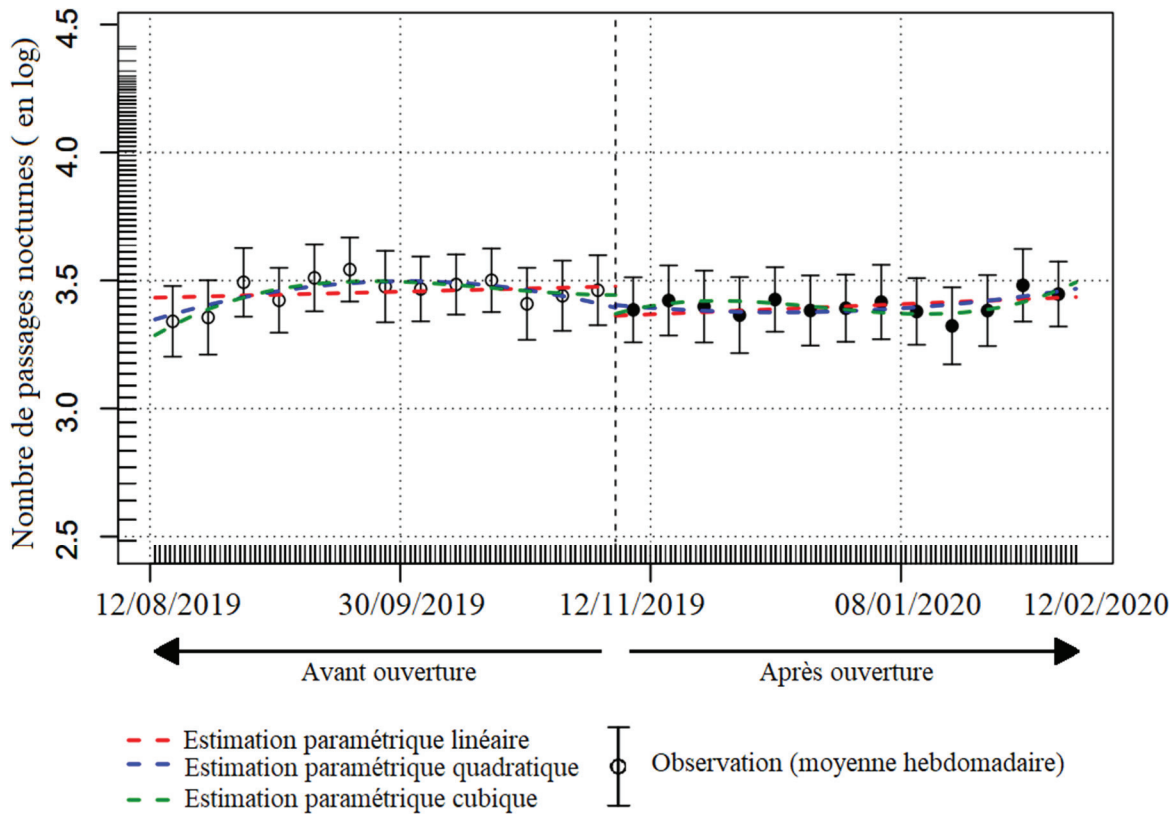


Figure 8 : Comparaison de l'estimation du critère de jugement principal selon la fonction de régression

Note : Estimation comprenant des effets fixes pour le jour de la semaine et le mois

BRIKA
(CC BY-NC-ND 2.0)

5.2. Test placebo

Pour chaque critère de jugement dont l'analyse principale a mis en évidence un effet statistiquement significatif, nous avons mené un « test placebo ». Nous n'avons pas de retrouvé une autre date pour laquelle l'analyse met en évidence une discontinuité statistiquement significative du nombre de passages nocturnes ou de la durée médiane de séjour aux urgences. La seule date pour laquelle nous retrouvons un effet statistiquement significatif est le 12 novembre 2021. (Figure 9)

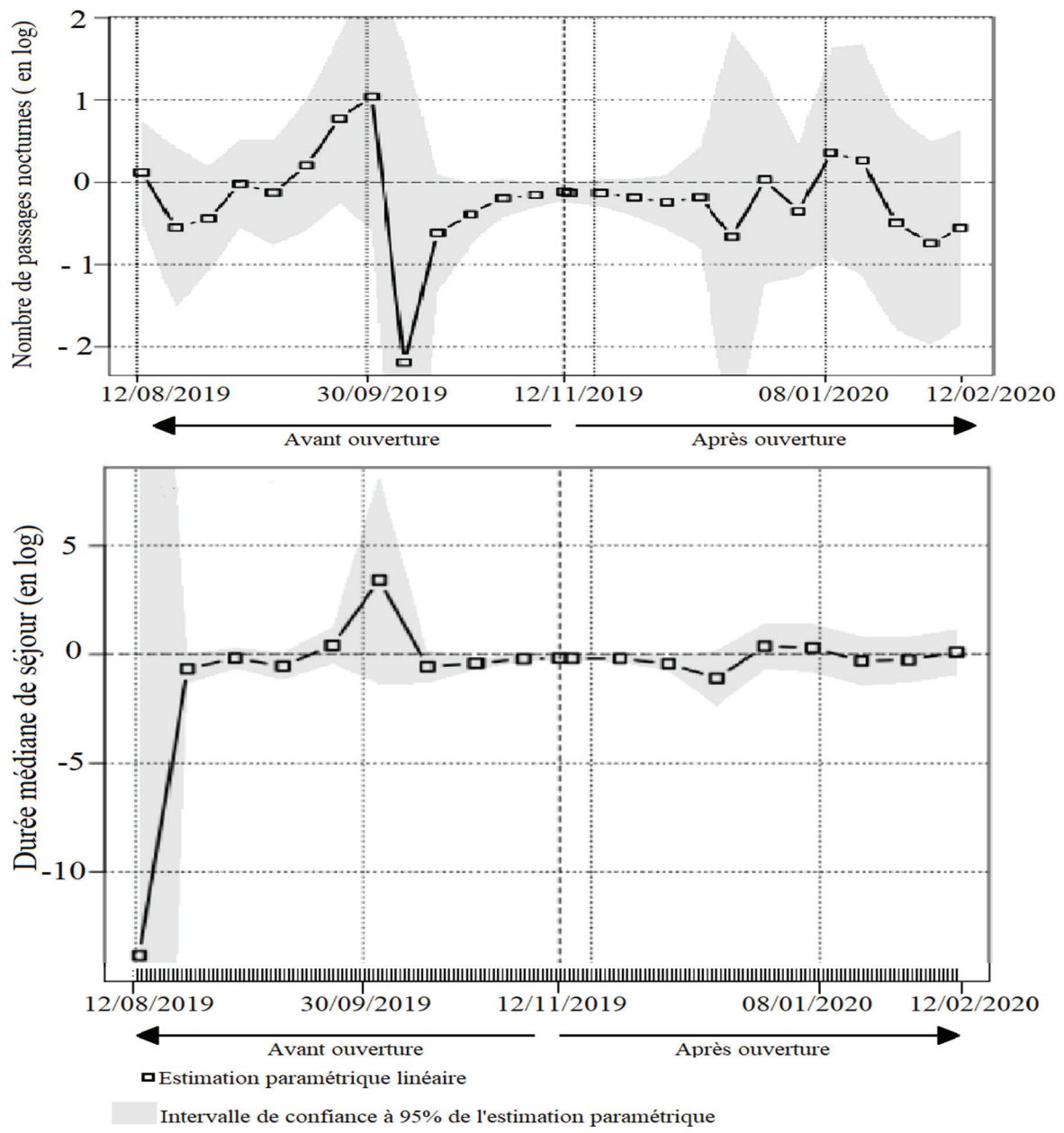


Figure 9 : Test placebo appliqué au nombre de passages nocturnes et à la durée médiane de passage aux urgences

Notes : Pour chaque critère de jugement, nous avons généré 20 dates d'ouverture fictives et reconduit une équation de régression sur la discontinuité alternative en utilisant uniquement les observations « traités » ou « contrôle ». Chaque carré représente l'effet estimé de la régression pour chaque date fictive ainsi que son intervalle de confiance.

BRIKA
(CC BY-NC-ND 2.0)

5.3. Sensibilité de l'estimation à la période d'observation

Nous testons la sensibilité de l'estimation de l'effet de l'ouverture du SAU de l'hôpital de la Croix-Rousse à la taille de la période d'observation autour de la discontinuité. Nous avons reproduit notre exercice de régression en diminuant la taille de la période d'observation avant et après l'ouverture selon un pas de 7 jours à chaque étape. (Figure 10)

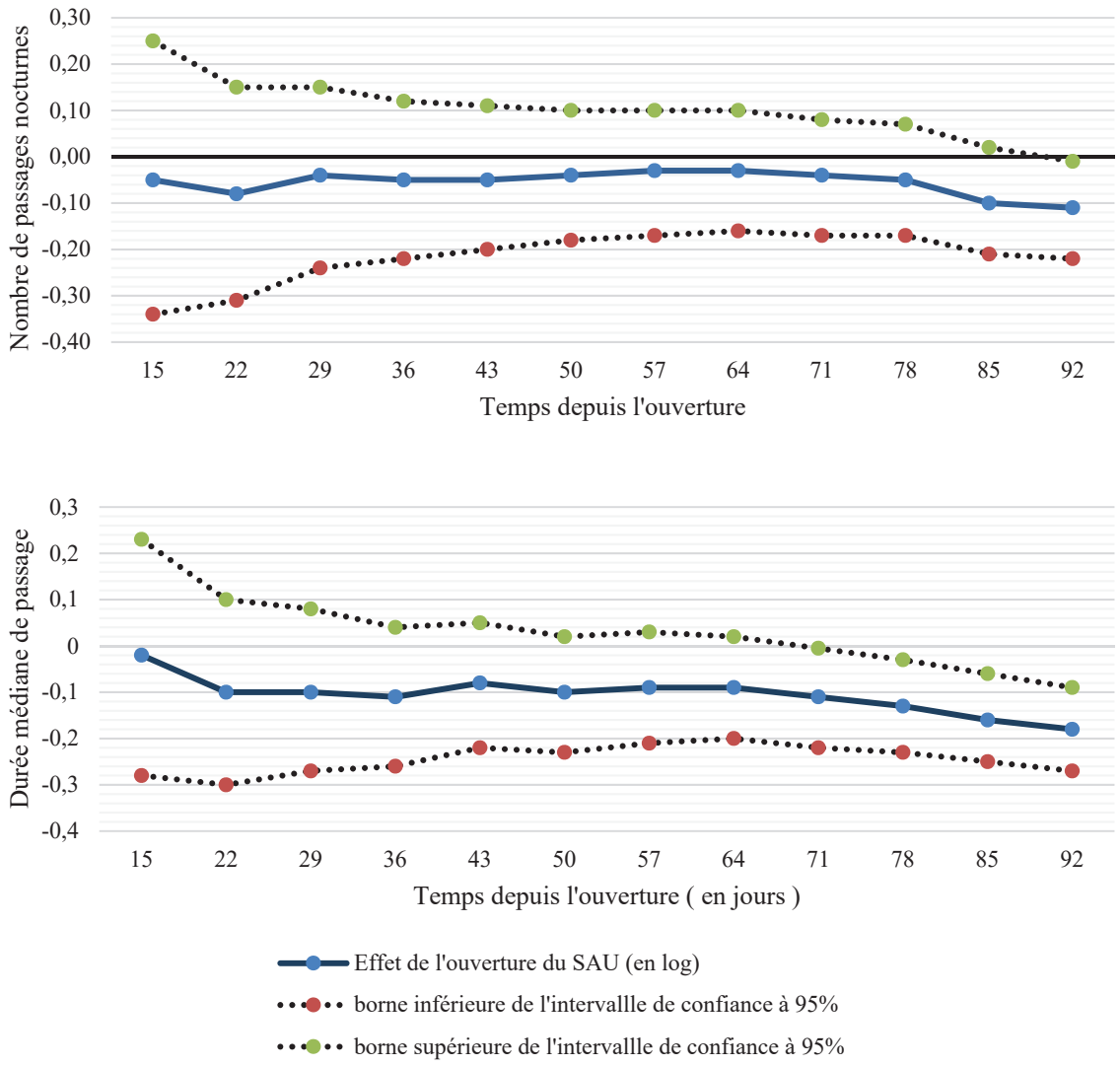


Figure 10 : Sensibilité de l'estimation de la régression de discontinuité à la taille de la fenêtre

Notes : L'estimation pour le nombre de passages nocturnes comprenait des effets fixes pour le jour de la semaine et le mois

L'estimation pour la durée médiane de passage est également ajustée pour la répartition des passages selon la classification CCMU, le nombre de lit de l'établissement en médecine/chirurgie/réanimation et USC/UHCD, le nombre hebdomadaire moyen d'heure postées sur l'année pour les médecins et les infirmiers.

BRIKA
(CC BY-NC-ND 2.0)

5.4 Régression « donut »

En excluant une semaine d'observations avant et après l'ouverture du SAU de l'hôpital de la Croix-Rousse, nous avons retrouvé une diminution statistiquement significative du nombre de passages la nuit de 13% (-0,13 log, intervalle de confiance à 95% IC = [-0,26 ; 0,00[, p = 0,047) et de la durée médiane de passage de 16% (-0,16 log, intervalle de confiance à 95% IC = [-0,26 ; - 0,06] , p = 0,02). (Tableau 6)

	Effet estimé	Ecart-type	P-value	Intervalle de confiance à 95%	Nombre D'observations
Critère de jugement principal					
Nombre de passages nocturnes (en log) *	-0,13	0,07	0,047	[-0,26 ; 0]	1538
Critère de jugement secondaire					
Durée médiane de passage (en log) * ‡	-0,16	0,05	0,002	[-0,26 ; - 0,06]	1538

Tableau 6 : Estimation d'une régression « donut »

Notes : * Estimation comprenant des effets fixes pour le jour de la semaine et le mois

‡ Estimation ajustée sur la répartition des passages selon la classification CCMU, le nombre de lit de l'établissement en médecine/chirurgie/réanimation et unité de surveillance continue/UHCD, le nombre hebdomadaire moyen d'heure postées sur l'année pour les médecins et les infirmiers

BRIKA
(CC BY-NC-ND 2.0)

DISCUSSION

Notre étude a montré que l'ouverture du SAU de l'hôpital de Croix-Rousse était associée à une diminution statistiquement significative du nombre moyen de passages entre 19h et 8h dans les autres services d'urgence de la métropole lyonnaise. Concernant les critères de jugement secondaires, nous n'avons pas retrouvé de diminution statistiquement significative du nombre d'hospitalisation. En revanche, l'ouverture était associée à une réduction de la durée médiane de passage.

1. Limites de l'étude

Quatre limites principales apparaissent lors de l'analyse critique de notre méthodologie.

Premièrement, si les services inclus dans notre étude représentent la très grande majorité de l'activité des services d'urgence de la métropole, le périmètre de l'activité de soins non programmés la nuit est plus large que celui de notre travail. Toutefois, le seul service avec une autorisation d'accueil des urgences générales exclu de notre analyse représentait un volume d'activité faible (environ 15 000 passages pour l'année 2019 selon l'enquête SAE soit moins que tous les services inclus). D'autre part, nous n'avons pas inclus les services de consultations non programmées et d'urgences pédiatriques. Nous voulions mettre en évidence les effets d'éviction entre des services très similaires. Or il est peu probable que le SAU de l'hôpital de Croix-Rousse ait généré de tels effets sur l'activité des urgences ophtalmologiques ou gynécologiques qui ne relèvent pas non plus de son activité en journée. La question peut se poser pour deux populations. La pédiatrie représente toutefois une faible part du nombre de passages annuels du SAU (6,2% de l'ensemble des passages selon l'enquête SAE 2018) et ce dernier n'accepte que des consultations pour des motifs traumatologiques. Concernant les urgences cardiologiques, l'hôpital de Croix-Rousse dispose d'un important pôle de cardiologie drainant une importante cohorte de patients atteints de pathologies chroniques et une unité de soins intensifs cardiologiques. Une partie de cette activité de soins non programmés est réalisée par la consultation cardiologique d'urgence de l'hôpital Louis Pradel qui n'est pas incluse dans notre étude car elle n'est pas soumise à l'obligation de production des RPU. Toutefois, les patients consultant pour ce type de motif se répartissent à Lyon, y compris la nuit, entre celle-ci et des services d'urgence avec une autorisation générale inclus dans notre étude.

Secondement, notre période d'étude de trois mois avant et après l'ouverture du SAU est relativement courte bien que proche de celle retenue par Woodworth (2020) (93 jours contre 73 jours).[43] Notre choix a été guidé par une estimation ex-ante du nombre d'observations nécessaires. Nous étions également limités par deux événements : la migration d'un service d'urgence du nord de la métropole avant l'ouverture et surtout la survenue de la pandémie de

BRIKA
(CC BY-NC-ND 2.0)

COVID19 et des mesures de confinement décrétées le 17 mars 2020 à l'origine d'une contraction sans précédent de l'activité des services d'urgences en France.[10] Théoriquement dans un exercice de régression de discontinuité, le choix de la taille de la fenêtre d'observation autour du seuil du traitement est soumis à un arbitrage entre la puissance statistique et les biais liés à l'inclusion des observations plus éloignées de la discontinuité.[44,46] Ce problème est plus prégnant encore en cas d'utilisation de variations dans des données temporelles selon Hausman et Rapson (2018).[45] A la différence des données en coupe, pour lesquelles il est possible d'augmenter la puissance statistique en incluant davantage d'observations dans une même fenêtre, le chercheur sera souvent conduit à élargir la fenêtre d'observation autour de la discontinuité pour gagner en puissance statistique. Si des facteurs de confusion inobservables sont corrélés à l'écoulement du temps, un biais de confusion peut alors s'exercer. Nous avons suivi les recommandations de Hausman et Rapson (2018) en incluant les facteurs de confusion observables dans les RPU ou dans l'enquête SAE. Cette dernière manque toutefois de granularité car elle fournit ces informations seulement sur une base annuelle. Nous avons également essayé de contrôler l'évolution temporelle des facteurs de confusion inobservables en incluant des effets fixes dans notre modèle pour les jours de la semaine et le mois de l'année. Nous montrons également que l'estimation de notre critère de jugement principal est peu sensible à l'inclusion de ces contrôles.

Troisièmement, le choix du nombre de passages de 19h à 8h comme critère de jugement principal suit l'intuition selon laquelle un nouveau service d'urgence peut réduire le flux de patients entrant dans les services proches. Ne regarder que les « inputs » rejoint le choix de plusieurs auteurs évaluant les effets de l'ouverture de centres de consultations non programmées par exemple.[42] S'il ne s'agit que d'un reflet indirect du phénomène d'engorgement, des indicateurs de la saturation des services d'urgence avec un mode de calcul harmonisé ne sont pas disponibles en routine pour les établissements lyonnais. Nous avons cherché à pallier cette limitation en regardant dans un second temps la durée médiane de passages de ces patients. Elle diminue également après l'ouverture du SAU. Plus fondamentalement, nos indicateurs ne reflètent que le fonctionnement des services d'urgence et non la qualité des soins ou l'état de santé des patients qui préoccupe les tutelles. Cette limite tient à nos données : les RPU ne fournissent pas d'informations sur le pronostic des patients en dehors des patients décédés aux urgences (au travers de la cotation du mode de sortie), ce qui est un événement rare.[26] Une analyse plus approfondie requiert un appariement des données d'hospitalisation ou de l'Assurance maladie avec celles des RPU au niveau individuel.

Quatrièmement, notre méthodologie de régression de discontinuité avec des données temporelles, déjà éprouvée dans le cas américain,[43] connait certaines limites.[45] En dehors de la

BRIKA
(CC BY-NC-ND 2.0)

taille de la fenêtre déjà évoquée ci-dessus, un biais est également possible si l'effet de l'intervention varie dans le temps après sa mise en place. Nous avons tenté d'investiguer cette possibilité en répétant notre estimation pour une fenêtre d'observation plus resserrée autour de la date de l'ouverture. Pour notre critère de jugement principal, si le résultat devient non statistiquement significatif pour des périodes d'observations plus courtes, il semble que cela soit dû à l'élargissement de l'intervalle de confiance (et donc à une perte de puissance statistique) alors que l'effet estimé semble stable. Nous avons également contrôlé les propriétés autorégressives des données temporelles en utilisant des clusters pour l'estimation de notre critère de jugement principal. Nous avons montré que nos résultats sont qualitativement résistants à plusieurs tests de falsification standards dans la littérature (test placebo, inclusion des facteurs de confusion, …) avec toutefois une exception importante. La diminution du nombre de passages nocturnes n'est plus statistiquement significative quand nous modifions la forme de notre fonction de régression pour une fonction quadratique ou cubique à la place d'une fonction linéaire. Il est probable que ce résultat soit le fait d'une perte de puissance liée à l'inclusion de polynôme de haut degré dans notre régression avec un échantillon de petite taille comparé à Woodworth (2020) par exemple. Nous privilégions donc la méthodologie linéaire dans notre analyse principale suivant les recommandations de Gelman et Imbens (2019).[47]

2. Travaux précédents

A notre connaissance et à ce jour, notre travail est le premier à évaluer l'effet de l'ouverture d'un service d'urgence dans le contexte du système de santé français. Une étude déjà mentionnée plus haut a tenté d'évaluer l'association entre le nombre de passages pour un service et la durée de passage des patients ambulatoires en France mais il s'agissait d'un travail purement observationnel quand notre design quasi-expérimental permet de s'approcher d'une relation de causalité.[21]

L'étude de Woodworth (2020) est celle se rapprochant le plus de notre étude par son recours à une régression de discontinuité.[43] L'auteur opte toutefois pour une estimation non paramétrique, par opposition à notre approche paramétrique, permise par l'accès à des données individuelles et non aux données agrégées de chaque service. Ceci permet également d'inclure davantage de facteurs de confusion dans l'analyse. Cependant, qualitativement les résultats sont proches de notre estimation avec une diminution moyenne de 10% du nombre de passages pour les 7 services d'urgences inclus. Nous avons pu ajouter à ce travail un examen direct de la durée de passage des patients en montrant que celle-ci semble diminuer après l'ouverture d'un nouveau service. En l'absence de ces données, l'auteur ne pouvait que supposer que c'est par

BRIKA
(CC BY-NC-ND 2.0)

ce biais que la baisse du nombre de passages observée était responsable de la diminution de la mortalité des patients.

Par contraste, Knowles et al. (2018) retrouvent une diminution non statistiquement significative du nombre de passages et une absence d'effet sur la durée de passage des patients consultant dans des services impactés par une fermeture dans la même zone.[15] Les auteurs s'intéressent à un horizon de temps plus longs que le nôtre (24 mois après l'ouverture) avec des données d'activités mensuelles. Ils capturent potentiellement les effets à long terme de ces fermetures quand notre étude se concentre sur un horizon de temps plus court. Il est aussi possible que ces restructurations n'aient été anticipées par les autorités de santé locales pour limiter leurs effets sur les hôpitaux proches. Si dans certains cas les services d'urgence étaient effectivement fermés, dans d'autre cas il s'agissait davantage d'une réduction de la taille du plateau technique disponible. Certains sites ont aussi connu simultanément l'ouverture de dispositifs de consultation alternatifs ou le déploiement du 999 (équivalent britannique du centre 15 en France) d'où une importante hétérogénéité des résultats entre les sites étudiés. Notre travail est moins exposé à ce problème, la période d'observation étant plus courte et nous n'avons pas connaissance de l'apparition de dispositifs de consultations nocturnes supplémentaires à Lyon pendant notre période d'étude.

3. Interprétations du nombre de passages

Notre résultat sur le nombre de passages nocturnes est compatible avec un effet d'éviction engendré par l'ouverture d'un nouveau service d'urgence plus important que pour des services alternatifs, probablement car les services sont davantage substituables.[3] Mais cet effet dépend également du degré de mobilité des patients. En effet, toutes choses égales par ailleurs, il existe une association négative entre la distance depuis le domicile jusqu'au service d'urgence le plus proche et la probabilité de consulter.[48] Woodworth (2020) montre également une interaction négative entre la distance des services d'urgences étudiés et la diminution du nombre de passages estimée : les services les plus proches sont davantage impactés.[43]

En l'absence de données individuelles, nous ne connaissons pas la localisation du domicile des patients. Nous avons étudié l'effet de l'ouverture du SAU sur des sous-groupes d'hôpitaux déterminés selon leur distance avec ce dernier. Nous n'avons pas trouvé de sous-groupe pour lequel l'effet soit plus important et statistiquement significatif, comme si l'ouverture du SAU avait diminué l'activité de manière homogène sur l'ensemble de la métropole. Pour rappel, les données du Programme de médicalisation des systèmes d'information de 2011 rapportaient une distance médiane du domicile des patients consultant aux urgences de 7,4km.[9] Or dans notre travail l'hôpital le plus éloigné du SAU se situait à moins

BRIKA
(CC BY-NC-ND 2.0)

de 11km. Dans une agglomération lyonnaise bien dotée en transport en commun, les patients sont potentiellement plus mobiles que dans l'étude de Woodworth (2020) qui avait retenu un périmètre de 30 miles (soit 45km). Nous avions aussi émis l'hypothèse que les patients les plus graves seraient moins mobiles alors que les patients ambulatoires ont davantage de possibilités d'arbitrer entre les différents services d'urgence, soit de leur propre initiative ou par le biais de la régulation médicale. Nos résultats par catégories CCMU ne semblent pas confirmer cette intuition : si l'effet estimé semble diminuer avec la classification CCMU, nos intervalles de confiance sont trop importants pour pouvoir conclure définitivement. Nous devons ajouter un bémol à ces deux résultats : nous n'avons pas mené de test d'interaction entre les sous-groupes et il existe une potentielle perte de puissance statistique par la diminution du nombre d'observations dans chaque sous-groupe.

L'hypothèse d'un comportement stratégique des patients qui auraient pu choisir de repousser leur consultation pour profiter de l'ouverture du SAU, soit directement ou indirectement par une moindre affluence dans les services d'urgences lyonnais est plus improbable. Théoriquement, cet effet nous conduirait plutôt à sous-estimer l'effet d'éviction engendré par l'ouverture du SAU : on devrait s'attendre à un rebond du nombre de passages après l'ouverture. Empiriquement, nous montrons que dans un délai raisonnable d'une semaine, l'exclusion des observations proches de la date de l'ouverture ne modifie que marginalement notre estimation.

Nous ne pouvons pas non plus exclure la possibilité d'effets de demande induite.[41] Nous pouvons comparer notre estimation de la diminution d'activité des services inclus avec le surcroit d'activité du SAU de l'hôpital de la Croix-Rousse depuis l'ouverture.[42] Nous estimons cette diminution pour l'ensemble des services inclus à 35,64 passages contre 27 passages supplémentaires pour le SAU de l'hôpital de la Croix-Rousse (estimation basée sur le différentiel entre le nombre annuel de passages en 2018 et 2021 selon l'enquête SAE). Le surcroit d'activité du SAU semble donc entièrement compensé par la baisse d'activité des autres services. Ce calcul de coin de table doit être interprété avec beaucoup de précautions compte tenu de la largeur de l'intervalle de confiance pour notre critère de jugement principal.

4. Interprétation du nombre d'hospitalisations

L'absence d'effet statistiquement significatif sur le nombre d'hospitalisations est davantage contre-intuitive. Nous avions anticipé une diminution de ce nombre comme les porteurs du projet. Un nombre d'hospitalisation inchangé pour un nombre de passage plus faible signifie que le taux d'hospitalisation a eu tendance à augmenter dans les services impactés. Plusieurs explications sont possibles pour ce double mouvement.

BRIKA
(CC BY-NC-ND 2.0)

Il peut s'agir d'un artefact statistique lié à une modification du « case-mix » des patients dans les services impactés si l'ouverture du SAU a modifié la proportion de patients ayant besoin d'une hospitalisation, le service de la Croix-Rousse attirant par exemple davantage de patients ambulatoires ou jeunes. Dans notre travail, si l'effet estimé semble diminuer avec la classification CCMU, nos intervalles de confiance sont trop larges pour pouvoir conclure définitivement à un effet différentiel selon la gravité. Par ailleurs, nous avons inclus dans notre estimation principale la répartition des passages selon la classification CCMU comme variable de contrôle. Il est toutefois possible que cet effet différentiel agisse sur d'autres facteurs d'hospitalisation comme la répartition par âge des patients, que nous ne pouvons pas tester en l'absence de données.

Une autre hypothèse est que les pratiques d'hospitalisation se sont adaptées à la diminution des flux entrants qui a réduit la tension sur le nombre de lits d'hospitalisation. Pour un nombre de lits disponibles donné et pour des patients avec des caractéristiques similaires avant et après l'ouverture, les praticiens ont davantage recouru à des hospitalisations. Nous avons inclus les hospitalisations des patients consultant la nuit quel que soit l'heure de sortie du service des urgences (donc y compris quand celle-ci avait lieu le lendemain). Il semble donc peu probable que ces patients aient été hospitalisés à la place d'une surveillance ou d'une attente sur un brancard aux urgences. En revanche, plusieurs études ont déjà mis en évidence qu'un moindre nombre de lit disponibles pendant des périodes d'engorgement était associé à une diminution du nombre d'hospitalisation depuis les urgences.[49]

Un travail supplémentaire incluant davantage de données individuelles sur les patients serait nécessaire pour délibérer entre ces deux hypothèses.

5. Validité externe et extrapolation des résultats

L'extrapolation des résultats de cette étude à d'autres situations est soumise à caution.

Premièrement, la méthodologie de régression de discontinuité est reconnue pour sa validité interne mais elle ne permet d'estimer qu'un « effet de traitement moyen local » selon la terminologie de Lee et Lemieux (2010). Autrement dit, l'effet estimé de l'intervention ne s'applique qu'aux observations proches de la discontinuité. Il est difficile d'extrapoler l'effet à attendre à long terme de cette ouverture du SAU. Les modifications du comportement des patients et des offreurs des soins (que nous avons déjà esquissés ci-dessus) et l'interaction entre les deux peuvent prendre du temps pour se mettre en place

Secondement, cette intervention intervient dans un contexte particulier. Géographique tout d'abord, la métropole lyonnaise est à la fois une zone urbaine densément peuplée et bien doté en établissements de santé publics et privés ainsi qu'en équipements publics de transport.

BRIKA
(CC BY-NC-ND 2.0)

Les patients vivant dans un milieu rural doivent composer avec des temps de trajet plus important quand il s'agit de choisir entre plusieurs services d'urgence. Le SAU et plusieurs services inclus dans le périmètre de notre étude font également partie des HCL avec son important plateau technique. Or le phénomène d'engorgement est plus prégnant dans les zones urbaines que dans des zones rurales et touche davantage les centres universitaires (ces résultats n'ont toutefois pas été reproduits en France).[25,50] De plus, notre étude se concentre sur les passages nocturnes dont les caractéristiques diffèrent des passages en journée sur plusieurs points : davantage de consultations pour des motifs psychiatriques et toxicologiques, et un âge moyen des patients plus faibles.[9] Les alternatives aux services d'urgence sont également plus développées en journées. Enfin, la charge d'occupation moyenne des services d'urgences français (le nombre de patients présents à un instant dans un service d'urgence) est maximale aux alentours de 16h. L'engorgement des services d'urgence français est donc potentiellement plus important en journée qu'en soirée. Nous ne pouvons pas transposer ces résultats à l'ouverture ex-nihilo d'un nouveau service d'urgence en journée par exemple.

BRIKA
(CC BY-NC-ND 2.0)

BRIKA
(CC BY-NC-ND 2.0)

CONCLUSIONS

Dans un contexte de tension croissante sur les services d'urgence hospitaliers français et d'une réorganisation continue de ces derniers, notre étude est la première à étudier l'effet de l'ouverture d'un service d'urgence sur la fréquentation des autres services d'urgences situés dans le même bassin de population en France. Notre travail tire parti d'une double innovation. La première est une expérience de politique publique avec l'extension de l'ouverture la nuit du SAU de l'Hôpital de Croix-Rousse. Elle nous fournit une source de variation exogène dans l'offre de soins auquel font face les autres services de la région lyonnaise pour étudier son effet sur l'engorgement des services d'urgence. La seconde est l'utilisation d'une méthodologie quasi-expérimentale de régression de discontinuité qui utilise ce « choc » soudain sur l'offre de soins pour mettre en évidence son effet, par opposition aux précédents travaux français basés sur des approches observationnelles.

Notre travail était basé sur une intuition, motivée par notre interaction avec les porteurs de ce projet. Cette ouverture devait permettre d'alléger la charge reposant sur les autres services d'urgence de la métropole lyonnaise. Notre étude a effectivement montré que l'ouverture du SAU de l'hôpital de la Croix-Rousse était associée à une diminution statistiquement significative du nombre moyen de passages entre 19h et 8h dans les autres services d'urgence de la métropole lyonnaise et une diminution de la durée de passage. Contrairement aux projections des porteurs du projet, nous n'avons pas retrouvé de diminution statistiquement significative du nombre d'hospitalisation.

Notre étude appelle probablement un certain nombre de travaux complémentaires dans deux directions au moins. Cette réduction du nombre de passages nocturnes a-t-elle eu un impact sur la qualité des soins et la santé des patients ? Peut-on expliquer le double mouvement simultané de réduction du nombre de passages et de stabilité du nombre d'hospitalisations ? Par ailleurs, ce travail n'épuise pas l'ensemble des questions attenantes à l'ouverture du SAU, qui était un projet multi-facette poursuivant plusieurs objectifs. Même si ce travail n'avait pas mis en évidence de diminution de l'engorgement des services adjacents, il faut prendre en compte l'ensemble de ces objectifs pour évaluer la valeur sociale de ce projet.

Plus fondamentalement, et dans une perspective de « politiques de santé fondée sur les preuves » ces résultats appellent d'abord, et avant tout, davantage d'évaluations d'impact quantitatives des réorganisations du système d'urgence français.

BRIKA
(CC BY-NC-ND 2.0)

BRIKA
(CC BY-NC-ND 2.0)

REFERENCES

1. Pines JM, Hilton JA, Weber EJ, Alkemade AJ, Al Shabanah H, Anderson PD, et al. International Perspectives on Emergency Department Crowding. Acad Emerg Med. 2011;18(12):1358-70.
2. Toutlemonde F. Les établissements de santé - édition 2022. DREES; 2022. 231 p. Disponible : https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/sites/default/files/2021-07/Vue%20d%27ensemble.pdf
3. Morley C, Unwin M, Peterson GM, Stankovich J, Kinsman L. Emergency department crowding: A systematic review of causes, consequences and solutions. PloS One. 2018;13(8):e0203316.
4. Higginson I. Emergency department crowding. Emerg Med J. 1 juin 2012;29(6):437-43.
5. Hoot NR, Aronsky D. Systematic Review of Emergency Department Crowding: Causes, Effects, and Solutions. Ann Emerg Med. 1 août 2008;52(2):126-136.e1.
6. Bernstein SL, Aronsky D, Duseja R, Epstein S, Handel D, Hwang U, et al. The effect of emergency department crowding on clinically oriented outcomes. Acad Emerg Med Off J Soc Acad Emerg Med. janv 2009;16(1):1-10.
7. Institute of Medicine Committee on the Future of Emergency Care in the U.S. Health System. The future of emergency care in the United States health system. Ann Emerg Med. août 2006;48(2):115-20.
8. Berchet C. Emergency Care Services: Trends, Drivers and Interventions to Manage the Demand. OECD Publishing; 2015. 49 p. Disponible sur: https://ideas.repec.org/p/oec/elsaad/83-en.html
9. Vuagnat A. Les urgences hospitalières, qu'en sait-on ? Dans : Panorama des établissements de santé – édition 2013. Boisguérin B, Brilhault G. Paris : DREES ; 2013. p. 9-28.
10. FEDORU. Panorama des ORU 2020 - Activité des structures d'urgence. FEDORU ; 2019 p. 97. Disponible : https://fedoru.fr/fiche-publications/panorama-2020/
11. Pines JM, Mullins PM, Cooper JK, Feng LB, Roth KE. National trends in emergency department use, care patterns, and quality of care of older adults in the United States. J Am Geriatr Soc. janv 2013;61(1):12-7.
12. Lowthian JA, Curtis AJ, Jolley DJ, Stoelwinder JU, McNeil JJ, Cameron PA. Demand at the emergency department front door: 10-year trends in presentations. Med J Aust. 6 févr 2012;196:128-32.

BRIKA
(CC BY-NC-ND 2.0)

13. Nagree Y, Camarda VJ, Fatovich DM, Cameron PA, Dey I, Gosbell AD, et al. Quantifying the proportion of general practice and low-acuity patients in the emergency department. Med J Aust. 17 juin 2013;198(11):612-5.
14. Naouri D, Ranchon G, Vuagnat A, Schmidt J, El Khoury C, Yordanov Y, et al. Factors associated with inappropriate use of emergency departments: findings from a cross-sectional national study in France. BMJ Qual Saf. juin 2020;29(6):449-64.
15. Knowles E, Shephard N, Stone T, Bishop-Edwards L, Hirst E, Abouzeid L, et al. Closing five Emergency Departments in England between 2009 and 2011: the closED controlled interrupted time-series analysis. Southampton (UK) : NIHR Journals Library, 2018. 234p. Disponible : http://www.ncbi.nlm.nih.gov/books/NBK513754/
16. Venkatesh AK, Janke A, Rothenberg C, Chan E, Becher RD. National trends in emergency department closures, mergers, and utilization, 2005-2015. PloS One. 2021;16(5):e0251729.
17. Chow JL, Niedzwiecki MJ, Hsia RY. Trends in the supply of California's emergency departments and inpatient services, 2005-2014: a retrospective analysis. BMJ Open. 11 mai 2017;7(5):e014721.
18. Moskop JC, Sklar DP, Geiderman JM, Schears RM, Bookman KJ. Emergency department crowding, part 1--concept, causes, and moral consequences. Ann Emerg Med. mai 2009;53(5):605-11.
19. FEDORU. Gestion des épisodes de tension en établissement. FEDORU ; 2019. p. 60. Disponible : https://fedoru.fr/fiche-publications/gestion-episodes-tension-etablissement-avril-2019/
20. Asplin BR, Magid DJ, Rhodes KV, Solberg LI, Lurie N, Camargo CA. A conceptual model of emergency department crowding. Ann Emerg Med. 1 août 2003;42(2):173-80.
21. Capuano F, Lot AS, Sagnes-Raffy C, Ferrua M, Brun-Ney D, Leleu H, et al. Factors associated with the length of stay of patients discharged from emergency department in France. Eur J Emerg Med Off J Eur Soc Emerg Med. avr 2015;22(2):92-8.
22. Hwang U, McCarthy ML, Aronsky D, Asplin B, Crane PW, Craven CK, et al. Measures of crowding in the emergency department: a systematic review. Acad Emerg Med Off J Soc Acad Emerg Med. mai 2011;18(5):527-38.
23. Pitts SR, Pines JM, Handrigan MT, Kellermann AL. National trends in emergency department occupancy, 2001 to 2008: effect of inpatient admissions versus emergency department practice intensity. Ann Emerg Med. déc 2012;60(6):679-686.e3.

BRIKA
(CC BY-NC-ND 2.0)

24. Van Der Linden MC, Khursheed M, Hooda K, Pines JM, Van Der Linden N. Two emergency departments, 6000km apart: Differences in patient flow and staff perceptions about crowding. Int Emerg Nurs. nov 2017;35:30-6.
25. Mason S, Knowles E, Boyle A. Exit block in emergency departments: a rapid evidence review. Emerg Med J EMJ. janv 2017;34(1):46-51.
26. Kim JS, Bae HJ, Sohn CH, Cho SE, Hwang J, Kim WY, et al. Maximum emergency department overcrowding is correlated with occurrence of unexpected cardiac arrest. Crit Care Lond Engl. 6 juin 2020;24(1):305.
27. Gruber J, Hoe TP, Stoye G. Saving Lives by Tying Hands: The Unexpected Effects of Constraining Health Care Providers. Rev Econ Stat. 6 mai 2021;1-45.
28. Liu C, Srebotnjak T, Hsia RY. California emergency department closures are associated with increased inpatient mortality at nearby hospitals. Health Aff Proj Hope. août 2014;33(8):1323-9.
29. Hsia RY, Shen YC. Emergency Department Closures And Openings: Spillover Effects On Patient Outcomes In Bystander Hospitals. Health Aff Proj Hope. sept 2019;38(9):1496-504.
30. Hsia RY, Srebotnjak T, Maselli J, Crandall M, McCulloch C, Kellermann AL. The association of trauma center closures with increased inpatient mortality for injured patients. J Trauma Acute Care Surg. avr 2014;76(4):1048-54.
31. Shen YC, Hsia RY. Association Between Emergency Department Closure and Treatment, Access, and Health Outcomes Among Patients With Acute Myocardial Infarction. Circulation. 15 nov 2016;134(20):1595-7.
32. Lee DE, Ro YS, Ryoo HW, Moon S. Impact of temporary closures of emergency departments during the COVID-19 outbreak on clinical outcomes for emergency patients in a metropolitan area. Am J Emerg Med. sept 2021;47:35-41.
33. Crilly JL, Keijzers GB, Tippett VC, O'Dwyer JA, Wallis MC, Lind JF, et al. Expanding emergency department capacity: a multisite study. Aust Health Rev Publ Aust Hosp Assoc. juin 2014;38(3):278-87.
34. Hsia RY, Kanzaria HK, Srebotnjak T, Maselli J, McCulloch C, Auerbach AD. Is Emergency Department Closure Resulting in Increased Distance to the Nearest Emergency Department Associated With Increased Inpatient Mortality? Ann Emerg Med. 1 déc 2012;60(6):707-715.e4.
35. Nicholl J, West J, Goodacre S, Turner J. The relationship between distance to hospital and patient mortality in emergencies: an observational study. Emerg Med J EMJ. sept 2007;24(9):665-8.

BRIKA
(CC BY-NC-ND 2.0)

36. Knowles E, Shephard N, Stone T, Mason SM, Nicholl J. The impact of closing emergency departments on mortality in emergencies: an observational study. Emerg Med J EMJ. nov 2019;36(11):645-51.
37. Hsia RY, Kellermann AL, Shen YC. Factors Associated With Closures of Emergency Departments in the United States. JAMA. 18 mai 2011;305(19):1978-85.
38. Currie J, Karpova A, Zeltzer D. Do Urgent Care Centers Reduce Medicare Spending? NBER Working Papers. 2021 juill. Disponible sur: https://ideas.repec.org/p/pri/econom/2021-32.html
39. Anantharaman V. Impact of health care system interventions on emergency department utilization and overcrowding in Singapore. Int J Emerg Med. avr 2008;1(1):11-20.
40. Tan S, Mays N. Impact of initiatives to improve access to, and choice of, primary and urgent care in the England: a systematic review. Health Policy Amst Neth. déc 2014;118(3):304-15.
41. Ho V, Xu Y, Akhter M. Freestanding Emergency Department Entry and Market-level Spending on Emergency Care. Acad Emerg Med. nov 2019;26(11):1221-31.
42. Simon EL, Griffin PL, Jouriles NJ. The Impact of Two Freestanding Emergency Departments on a Tertiary Care Center. J Emerg Med. 1 déc 2012;43(6):1127-31.
43. Woodworth L. Swamped: Emergency Department Crowding and Patient Mortality. J Health Econ. mars 2020;70:102279.
44. Lee DS, Lemieux T. Regression Discontinuity Designs in Economics. J Econ Lit. juin 2010;48(2):281-355.
45. Hausman C, Rapson DS. Regression Discontinuity in Time: Considerations for Empirical Applications. Annu Rev Resour Econ. 2018;10(1):533-52.
46. Jacob RT, Zhu P, Somers MA, Bloom HS. A Practical Guide to Regression Discontinuity. ERIC Clearinghouse; 2012. 100 p.
47. Gelman A, Imbens G. Why High-Order Polynomials Should Not Be Used in Regression Discontinuity Designs. J Bus Econ Stat. 3 juill 2019;37(3):447-56.
48. Lee JE, Sung JH, Ward WB, Fos PJ, Lee WJ, Kim JC. Utilization of the emergency room: impact of geographic distance. Geospatial Health. 1 mai 2007;1(2):243-53.
49. Af Ugglas B, Djärv T, Ljungman PLS, Holzmann MJ. Association Between Hospital Bed Occupancy and Outcomes in Emergency Care: A Cohort Study in Stockholm Region, Sweden, 2012 to 2016. Ann Emerg Med. août 2020;76(2):179-90.
50. Rowe BH, McRae A, Rosychuk RJ. Temporal trends in emergency department volumes and crowding metrics in a western Canadian province: a population-based, administrative datstudy. BMC Health Serv Res. 26 avr 2020;20:356.

BRIKA
(CC BY-NC-ND 2.0)

Nom, prénom du candidat : BRIKA Alexis

CONCLUSIONS

Effet de l'ouverture du service d'accueil des urgences de l'hôpital de Croix-Rousse sur l'activité nocturne des autres services d'urgence de la métropole lyonnaise : une évaluation par régression de discontinuité

Contexte : Les pays développés connaissent une augmentation du nombre de consultations dans les services d'urgence hospitaliers dont le nombre a tendance à stagner ou diminuer. Aucune étude n'a évalué jusqu'à présent l'impact de l'ouverture d'un nouveau service d'urgence sur l'engorgement des services proches en France.
Objectif : Evaluer l'effet de l'ouverture du service d'accueil des urgences de l'hôpital de Croix-Rousse, en période nocturne, sur le nombre de passage des autres services d'urgences de la métropole Lyonnaise

Méthode : Nous avons mené une étude quasi-expérimentale avec une régression de discontinuité sur une période de 3 mois avant et après l'ouverture. Le nombre de passages ont été collectés auprès de l'observatoire régional des urgences de la région Auvergne-Rhône-Alpes grâce aux résumés de passage aux urgences. Les caractéristiques des services d'urgence ont été obtenues via l'enquête statistique annuelle des établissements de santé de la DREES.
Population : 9 services d'urgences avec une autorisation d'accueil d'urgence générale situés sur la métropole du grand Lyon
Intervention : Extension de l'ouverture du service d'urgence de l'hôpital de Croix-Rousse entre 19h et 8h à partir du 12 Novembre 2019
Critère de jugement : Le critère de jugement principal était le nombre moyen de passages entre 19h et 8h par service. Les critères de jugement secondaires étaient le nombre d'hospitalisations pour ces passages et la durée médiane de séjour.

Résultats : Sur une période de 3 mois, l'ouverture du service d'accueil des urgences de l'hôpital de Croix-Rousse est associé à une diminution du nombre de passages en période nocturne de 11% (-0,11 log 95% IC = [-0.22, -0.01] , p = 0.036). Concernant les critères de jugement secondaires, nous avons retrouvé une diminution significative de la durée médiane de séjour de 18% (-0,18log, 95% IC = [-0,27, -0,09] , p < 0,001) et une absence d'effet statistiquement significatif sur le nombre d'hospitalisations engendrées par ces passages (-0,03 log, 95% IC = [-0,13 ; 0,08], p = 0,648).
Conclusion : L'ouverture d'un service d'urgence est associée à une diminution du nombre de passages dans les autres services d'urgence du même bassin de population

Le Président de jury,
Nom et Prénom
Signature

Professeur Karim TAZAROURTE

VU,
Le Doyen de la Faculté de Médecine
et de Maïeutique Lyon-Sud Charles Mérieux

Professeur Philippe PAPAREL

Vu et permis d'imprimer
Lyon, le 05/09/2022

BRIKA
(CC BY-NC-ND 2.0)

BRIKA Alexis

Effet de l'ouverture du service d'accueil des urgences de l'hôpital de Croix-Rousse sur l'activité nocturne des autres services d'urgence de la métropole lyonnaise : une évaluation par régression de discontinuité

Thèse Médecine d'Urgence : Lyon 2022 ; n°376

RESUME

Introduction : Les pays développés connaissent une augmentation du nombre de consultations dans les services d'urgence hospitaliers dont le contingent a tendance à diminuer. Aucune étude n'a évalué jusqu'à présent l'impact de l'ouverture d'un nouveau service d'urgence sur l'engorgement des services proches en France.
Objectif : Evaluer l'effet de l'ouverture nocturne du service d'accueil des urgences (SAU) de l'hôpital de Croix-Rousse sur le nombre de passages des autres services d'urgences de la métropole Lyonnaise
Méthode : Nous avons mené une étude quasi-expérimentale rétrospective avec une régression de discontinuité sur une période de 3 mois avant et après l'ouverture. Le nombre de passages a été collectés auprès de l'observatoire régional des urgences de la région Auvergne-Rhône-Alpes grâce aux résumés de passage aux urgences. Les caractéristiques des services d'urgence ont été obtenues via l'enquête statistique annuelle des établissements de santé de la DREES.
Population : 9 services d'urgence avec une autorisation d'accueil d'urgence générale situés dans la métropole du Grand Lyon
Intervention : Extension de l'ouverture du SAU entre 19h et 8h à partir du 12 Novembre 2019
Critère de jugement : Le critère de jugement principal était le nombre moyen de passages entre 19h et 8h par service. Les critères de jugement secondaires étaient le nombre d'hospitalisations pour ces passages et la durée médiane de passage.
Résultats : Sur une période de 3 mois, l'ouverture du service d'accueil des urgences de l'hôpital de Croix-Rousse est associé à une diminution du nombre de passages en période nocturne de 11% (-0,11 log, 95% IC = [-0.22, -0.01], p = 0.036). Concernant les critères de jugement secondaires, nous avons retrouvé une diminution significative de la durée médiane de séjour de 18% (-0,18log, 95% IC = [-0,27, -0,09], p < 0,001) et une absence d'effet statistiquement significatif sur le nombre d'hospitalisations (-0,02log, 95% IC = [-0,13 ; 0,08], p = 0,648).
Conclusion : Dans un bassin de population dense, l'ouverture d'un service d'urgence est associée à des effets d'éviction importants sur le nombre de passages dans les services d'urgence proches et à une potentielle diminution de l'engorgement de ces derniers.

MOTS CLEFS
Service d'urgence ; Régression de discontinuité ; Saturation ; Durée de passage

JURY
Président : Monsieur le Professeur TAZAROURTE Karim
Membres :
Monsieur le Professeur COLIN Cyrille
Monsieur le Professeur RICHARD Jean-Christophe
Monsieur le Docteur SIGAL Alain

DATE DE LA SOUTENANCE
Mercredi 12 octobre 2022

alexis.brika@chu-lyon

BRIKA
(CC BY-NC-ND 2.0)