

Variations géographiques à petite échelle des taux de thérapie de remplacement rénal dans le nord-est de la France: association avec le contexte socio-économique et l'accessibilité aux soins

Maxime Desmarests, Carole Ayav, Kadiatou Diallo, Florian Bayer, Frédéric Imbert, Erik André Sauleau, Elisabeth Monnet ,
au nom du groupe d'étude VIGIE

Publié: 28 juillet 2020 • <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0236698>

Abstrait

Contexte

Les fortes variations géographiques des taux d'incidence de la thérapie de remplacement rénal (RRT) pour l'insuffisance rénale terminale ne sont pas uniquement liées aux variations des besoins de la population, comme la prévalence du diabète ou le niveau de privation. L'accès géographique inéquitable aux services de santé a été impliqué dans différents pays mais jamais en France, pays avec une offre généreuse de services de santé et où l'effet de la variabilité des pratiques médicales a été mis en évidence dans une analyse menée à l'échelle géographique des districts. Notre étude écologique, réalisée à l'échelle plus fine des cantons dans une zone française de 8 370 616 habitants, a examiné l'association entre les taux d'incidence de la RRT, l'environnement socio-économique et l'accessibilité géographique aux soins tout en ajustant le niveau de morbidité et les modèles de pratique médicale.

Méthodes

À l'aide des données du registre du Réseau d'épidémiologie rénale et d'information, nous avons estimé les taux d'incidence de la RRT ajustés en fonction de l'âge entre 2010 et 2014 pour les 282 cantons de la région. Un modèle de Poisson bayésien hiérarchique a été utilisé pour examiner l'association entre les taux d'incidence et 18 variables contextuelles décrivant l'état de santé de la population, le niveau socio-économique et les caractéristiques des services de santé. Les risques relatifs (RR) et les intervalles de crédibilité à 95% (IC à 95%) pour chaque variable ont été estimés pour une augmentation de 1-SD du taux d'incidence.

Résultats

Entre 2010 et 2014, 6 835 nouveaux patients âgés de 18 ans et plus (4231 hommes, 2604 femmes) vivant dans la zone d'étude ont commencé la RRT; les taux d'incidence de la RRT par canton variaient de 21 à 499 par million d'habitants. Dans l'analyse multivariée, les taux étaient liés à la prévalence du diabète [RR (95% CrI): 1,05 (1,04–1,11)], au taux de filtration glomérulaire estimé médian au début de la dialyse [1,14 (1,08–1,20)] et à la proportion de patients incidents \geq 85 ans [1,08 (1,03–1,14)]. Après ajustement pour ces facteurs, les taux dans les cantons augmentaient avec l'augmentation de l'indice de défavorisation français [1,05 (1,01–1,08)] et diminuaient avec l'augmentation du temps moyen de déplacement pour atteindre le néphrologue le plus proche [0,92 (0,89–0,95)].

Conclusion

Ces données confirment l'influence du niveau de privation, de la prévalence du diabète et des pratiques médicales sur les taux d'incidence de la RRT dans une grande région française. Pour la première fois, une association a été trouvée avec la distance aux services de néphrologie. Ces données suggèrent un accès géographique inéquitable à la RRT au sein du système de santé français.

Référence: Desmarests M, Ayav C, Diallo K, Bayer F, Imbert F, Sauleau EA, et al. (2020) Variations géographiques à échelle fine des taux de thérapie de remplacement rénal dans le nord-est de la France: association avec le contexte socio-économique et l'accessibilité aux soins. PLoS ONE 15 (7): e0236698. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0236698>

Editeur: Gianpaolo Reboldi, Università degli Studi di Perugia, ITALIE

Reçu: 23 juillet 2019; **Accepté:** 12 juillet 2020; **Publié:** 28 juillet 2020

Copyright: © 2020 Desmarests et al. Il s'agit d'un article en libre accès distribué sous les termes de la [licence d'attribution Creative Commons](#), qui permet une utilisation, une distribution et une reproduction sans restriction sur tout support, à condition que l'auteur et la source d'origine soient crédités.

Disponibilité des données: Toutes les données pertinentes se trouvent dans le manuscrit et ses fichiers d'informations complémentaires.

Financement: Ce travail a été soutenu par une bourse de recherche (AO REIN 2015) de l'Agence Nationale de la Biomédecine. <https://www.agence-biomedecine.fr/> Le bailleur de fonds n'a joué aucun rôle dans la conception de l'étude, la collecte et l'analyse des données, la décision de publication ou la préparation du manuscrit.

Intérêts concurrents: les auteurs ont déclaré qu'il n'y avait pas d'intérêts concurrents.

introduction

Les variations des taux d'incidence de la thérapie de remplacement rénal (RRT) pour l'insuffisance rénale terminale (IRT) entre et au sein des pays sont bien documentées [1 , 2], mais les rôles respectifs des facteurs sous-jacents impliqués sont difficiles à démêler [3 , 4]. Dans une population donnée, l'incidence de la RRT est le résultat de plusieurs facteurs du côté de la demande (largement dépendants de la démographie et de la morbidité) et d'un ensemble de facteurs du côté de l'offre, eux-mêmes façonnés par les ressources disponibles dans le système de santé [5].

En France, malgré une couverture sanitaire universelle et une offre généreuse de services de santé, le registre national du Réseau d'épidémiologie et d'information rénale (REIN) a mis en évidence des différences notables entre et au sein des régions dans les taux d'incidence de la TRR [6 - 8]. Une première étude écologique, réalisée à l'échelle géographique relativement large du district (départements français), a montré qu'en plus de la prévalence du diabète, plusieurs facteurs contextuels socio-économiques et pratiques médicales étaient impliqués dans les disparités d'incidence entre 85 districts métropolitains en 2008 –2009 [4]. Ces résultats soulèvent la question d'éventuelles divergences sociales et territoriales d'accès à la dialyse à l'heure où les autorités sanitaires françaises lancent une stratégie nationale de santé pour lutter contre les inégalités de santé [9].

Pour un meilleur contrôle possible biais écologique, nous avons mis en place une étude à une échelle plus fine résolution (canton, français *canton*) dans une zone nord - française de plus de 8 millions d'habitants, où les régions voisines ont montré des disparités notables dans l'incidence des RRT [6]. Nous visons à 1) cartographier les taux d'incidence de la RRT à l'échelle du canton et 2) étudier, à cette échelle géographique, l'association entre les taux d'incidence ajustés selon l'âge et le sexe et l'environnement socio-économique ainsi que l'accessibilité géographique aux soins après ajustement pour niveaux de morbidité et de mortalité et modèles de pratique médicale. Notre approche était basée sur un modèle conceptuel inspiré de Caskey et al. cadre [5], dans lequel l'incidence de la RRT est liée au fardeau de l'insuffisance rénale chronique dans la population, à l'environnement socio-économique, à l'accessibilité aux soins primaires et secondaires et aux pratiques médicales en dialyse.

matériaux et méthodes

Conception et décor

Cette étude écologique a été menée à l'échelle des communes dans deux régions administratives françaises (Grand Est et Bourgogne Franche-Comté) comprenant 18 communes et 282 communes et totalisant 8 370 616 habitants au 31 décembre 2014.

Patients et variables au niveau individuel

Les patients étaient tous de nouveaux patients ≥ 18 ans vivant dans les deux régions et inscrits au registre national REIN [10] comme ayant débuté une RRT (dialyse ou transplantation rénale en premier traitement) entre janvier 2010 et décembre 2014. Les patients ont été regroupés par commune, selon leur lieu de résidence au moment de l'initiation de la RRT, et les caractéristiques de base (âge, sexe, conditions initiales de traitement) ont été comparées par commune.

Cantons et variables contextuelles

La population médiane des 282 cantons était de 21 478 habitants (entre 6 556 et 274 394; estimations de 2012). En référence aux études précédentes [5 , 11 - 15], nous avons construit un modèle conceptuel en considérant un ensemble de 18 indicateurs couvrant les trois domaines suivants (figure 1): l'état de santé de la population, le contexte sociodémographique et les caractéristiques des services de santé.

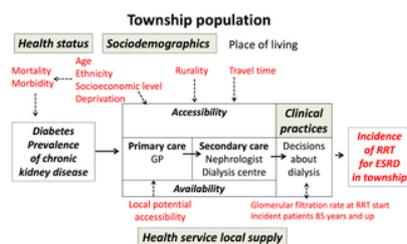


Fig 1. Modèle épidémiologique théorique sous-jacent adapté de Caskey et al [5].

Les indicateurs considérés dans l'analyse sont en rouge. GP = médecin généraliste; RRT = thérapie de remplacement rénal; ESRD = maladie rénale en phase terminale.

<https://doi.org/10.1371/journal.pone.0236698.g001>

La liste complète de ces indicateurs avec les sources de données est disponible dans les informations complémentaires (tableau S1). Tous les indicateurs étaient disponibles au niveau des communes, à l'exception des indicateurs des pratiques médicales en dialyse, qui n'étaient disponibles qu'au niveau du district.

Les indicateurs de santé de la population étaient des chiffres comparatifs de mortalité prématurée, cardiovasculaire et liée au diabète ainsi que des chiffres comparatifs de prévalence des maladies chroniques traitées et du diabète traité. En effet, le fardeau de l'insuffisance rénale chronique pourrait être lié au niveau de santé de la population générale et à la mortalité cardiovasculaire, alors que la prévalence du diabète pourrait expliquer une partie substantielle de la variabilité de l'IRT [4].

Les indicateurs démographiques étaient la proportion de personnes nées à l'étranger (un marqueur de substitution de l'origine ethnique) et la proportion de personnes vivant dans les zones rurales, où l'éloignement des services pourrait réduire l'accessibilité des soins de santé. Pour calculer les pourcentages de personnes vivant en zone rurale, nous avons utilisé la classification de 2010 de l'Institut national de la statistique et des études économiques (INSEE), répartissant les communes en communes à prédominance urbaine ou à dominante rurale [16]. Le fait de vivre dans un contexte plus ou moins privilégié pouvant influencer à la fois l'incidence de l'IRT et l'accessibilité aux soins, les indicateurs socio-économiques considérés étaient le niveau d'éducation, la répartition des classes professionnelles dans la population active et le taux de chômage. Ces indicateurs, disponibles à partir des données du recensement national, ont été considérés séparément et ont ensuite été combinés selon l'indice de privation FDep. Cet indice, validé en France à l'échelle des communes en 2009 [17], combine les trois indicateurs basés sur le recensement avec les

données sur le revenu fournies par les autorités fiscales. En effet, l'indice FDep est la première composante d'une analyse en composantes principales de quatre variables: le revenu médian des ménages, la proportion de diplômés du secondaire dans la population ≥ 15 ans, la proportion de cols bleus dans la population active et le taux de chômage. Alors que les deux premières variables constituent des dimensions négatives de la privation, les deux dernières constituent des dimensions positives et la valeur de l'indice augmente à mesure que la privation augmente [17].

Les indicateurs des services de santé couvraient l'accessibilité aux soins primaires et secondaires ainsi que les pratiques cliniques en dialyse. Étant donné que le dépistage de l'insuffisance rénale chronique (MRC) fait partie des soins primaires et que les médecins généralistes (généralistes) jouent un rôle de contrôle pour les patients atteints d'IRC, nous avons considéré l'indicateur d'accessibilité potentielle locale (LPA) [18], qui mesure la disponibilité réelle des soins primaires, en tenant compte à la fois de l'offre et de la demande dans les municipalités des cantons. Pour l'accessibilité géographique aux soins secondaires, nous avons utilisé des indicateurs de temps de trajet jusqu'au néphrologue et à l'unité de dialyse les plus proches. Les temps de trajet en voiture pour rejoindre le néphrologue le plus proche ou l'unité de dialyse la plus proche (en minutes) ont été calculés pour chaque commune de la zone d'étude en utilisant une matrice de distance basée sur le jeu de données routières nationales françaises [BD TOPO 2015, information géographique et forestière nationale française institut (IGN)] pondéré par la classification des routes, la topologie et le contexte démographique tels que la densité de population et l'occupation des sols (Insee et CORINE Land Cover Inventory). Ces calculs ont utilisé les données géolocalisées des mairies communales et des services néphrologues ou centres de dialyse. Par conséquent, les calculs de distance supposaient que les habitants d'une commune se trouvaient à la mairie de la commune. Nous avons calculé les temps de trajet moyens pour les habitants de chaque canton, correspondant au temps de trajet moyen pour toutes les communes appartenant au canton et pondérés par le nombre d'habitants de chaque commune. Enfin, nous avons considéré trois indicateurs illustrant les différences possibles dans les pratiques cliniques de dialyse utilisées dans les études françaises précédentes: le taux de filtration glomérulaire estimé médian (DFGe) au début de la RRT, le pourcentage de patients incidents de 85 ans et plus et le pourcentage de patients incidents décédés. dans les 3 mois [correspondant au temps de trajet moyen de toutes les communes appartenant au canton et pondéré par le nombre d'habitants de chaque commune. Enfin, nous avons considéré trois indicateurs illustrant les différences possibles dans les pratiques cliniques de dialyse utilisées dans les études françaises précédentes: le taux de filtration glomérulaire estimé médian (DFGe) au début de la RRT, le pourcentage de patients incidents de 85 ans et plus et le pourcentage de patients incidents décédés. dans les 3 mois [correspondant au temps de trajet moyen de toutes les communes appartenant au canton et pondéré par le nombre d'habitants de chaque commune. Enfin, nous avons considéré trois indicateurs illustrant les différences possibles dans les pratiques cliniques de dialyse utilisées dans les études françaises précédentes: le taux de filtration glomérulaire estimé médian (DFGe) au début de la RRT, le pourcentage de patients incidents de 85 ans et plus et le pourcentage de patients incidents décédés. dans les 3 mois [4 , 19].

Déclaration d'éthique

Cette étude rétrospective a été approuvée par l'Agence française de la biomédecine en 2015 et incluait les données de patients désidentifiées directement dans la base de données REIN avant extraction pour l'analyse. Le registre français REIN a été agréé par la *Commission Nationale de l'Informatique et des Libertés* (CNIL) en 2010. REIN est inscrit à la CNIL sous le numéro suivant: 903188 Version 3.

analyses statistiques

Taux d'incidence dans les cantons et associations avec les caractéristiques des patients et les variables contextuelles.

Les taux d'incidence de la RRT ont été estimés pour l'ensemble du territoire et pour les 282 communes en utilisant le nombre d'habitants ayant démarré la RRT de 2010 à 2014, les dénominateurs année-personne correspondants étant calculés à partir des estimations de population pour 2012 (fournies par l'INSEE). Nous avons calculé les taux d'incidence standardisés selon l'âge et le sexe (population de l'UE-27 2005 [20]) par million d'habitants, les avons classés en quintiles, puis les avons cartographiés à l'échelle des communes. Les caractéristiques des patients par canton et les variables contextuelles ont été moyennées dans chaque quintile de taux d'incidence, et les valeurs obtenues ont été comparées à l'aide d'un test de tendance. $P < 0,05$ était considéré comme statistiquement significatif. Des cartes à l'échelle du canton ont été produites pour des variables contextuelles significatives afin de représenter leur répartition géographique.

Analyse spatiale et modélisation de Poisson bayésienne hiérarchique.

Compte tenu de l'échelle de résolution fine (canton) et de la variabilité des taux d'incidence de la RRT entre les cantons, nous avons effectué une analyse spatiale en utilisant des ratios d'incidence normalisés (SIR), le rapport du nombre de cas observés dans un canton (O) au nombre de cas attendus (E). Ce dernier est calculé en appliquant les taux d'incidence spécifiques à l'âge et au sexe de l'ensemble de la zone au nombre correspondant d'années-personnes à risque pendant la période d'étude dans le canton. L'hétérogénéité des SIR a été évaluée à l'aide du coefficient de variation et du test de Pothoff-Whittinghill. L'autocorrélation dans les cantons voisins a été testée avec la statistique I de Moran en utilisant la contiguïté binaire pour décrire la relation entre les cantons (le poids est égal à 1 si les cantons sont adjacents et est égal à zéro dans le cas contraire) [21]. Ainsi, nous avons utilisé un modèle de Poisson bayésien hiérarchique [22] pour produire des estimations lissées du risque relatif (RR) (avec un intervalle de crédibilité bayésien de 95% [CrI]) par canton. Dans ce modèle, le nombre d'observations observées dans le canton i (O_i) suit une distribution de Poisson dont la moyenne est $R_i E_i$, où R_i est le RR dans le canton i et E_i est le nombre d'observations attendues. Le modèle de régression suppose que le logarithme naturel (R_i) est une somme d'effets, l'un décrivant l'hétérogénéité non structurée des SIR et l'autre correspondant à l'autocorrélation spatiale locale [22]. Une analyse univariée a ensuite été réalisée, intégrant chaque variable contextuelle dans le modèle de régression. Le RR a été obtenu à partir de l'exposant du paramètre (estimation ponctuelle = valeur médiane de la distribution de probabilité postérieure) et est exprimé comme le RR de l'incidence de RRT associée à une augmentation de 1 ET du niveau de chaque variable. Les covariables dont le CrI à 95% pour le RR n'incluait pas 1 étaient considérées comme significativement associées au risque dans les cantons. Enfin, une régression pas à pas a été effectuée par sélection directe, en ajoutant successivement les variables donnant la meilleure amélioration du critère d'information de déviance (DIC) [22]. Dans le modèle final, le changement de DIC après la suppression des composantes spatiales a été mesuré pour évaluer la fraction de variabilité spatiale intégrée dans les variables contextuelles retenues.

Les analyses ont été effectuées avec SAS v9.4 et les packages R DCluster [23] et R2WinBUGS [24]. L'inférence du modèle bayésien a été estimée dans WinBUGS [25] avec des méthodes de Monte Carlo par chaîne de Markov (MCMC). Des distributions vagues ont été choisies pour les distributions antérieures, et des analyses de sensibilité ont été menées pour évaluer l'effet sur les estimations des paramètres. La convergence des estimations des paramètres MCMC a été évaluée comme proposé par Brooks et Gelman [26]. Les cartes par canton ont été produites avec QGIS [27]. Les données de la carte source (GEOFLA v2.2) ont été fournies par l'IGN sous licence ouverte v2.0 (compatible CC-BY). Les données ont été modifiées pour refléter le niveau d'agrégation utilisé pour les indicateurs contextuels.

Résultats

Entre 2010 et 2014, 6 835 nouveaux patients âgés de 18 ans et plus (4 231 hommes, 2 604 femmes) ont commencé la RRT dans les 282 communes du nord-est de la France; le taux d'incidence de la RRT normalisé selon l'âge et le sexe était de 183,1 par million d'habitants (pmi) (intervalle de confiance à 95% [IC à 95%] [178,7–187,5]). L'âge moyen (\pm ET) au début de la RRT était de 69 \pm 15 ans; 152 (2,2%) patients ont commencé par une greffe préventive et 6 683 (97,8%) ont commencé par une dialyse, 5 494 (80,3%) ont commencé par une hémodialyse et 1 189 (17,4%) ont commencé par une dialyse péritonéale.

Les taux d'incidence de la TRR normalisés selon l'âge et le sexe variaient considérablement d'un canton à l'autre, de 21,5 [IC à 95% 0–51,3] à 488,2 [283,6–692,8] pmi ([figure 2](#)).

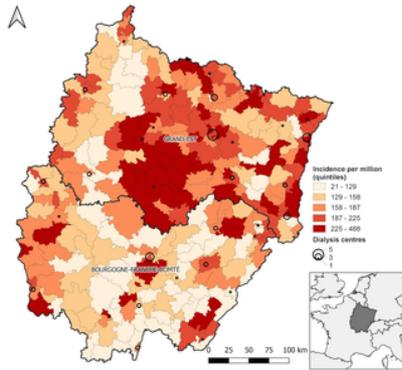


Fig 2. Carte des taux d'incidence ajustés en fonction de l'âge et du sexe de la thérapie de remplacement rénal dans 282 communes du nord-est de la France [2010–2014, norme = population de l'UE 27 (2005)].

Les catégories sont des quintiles. Les cercles représentent le nombre de centres de dialyse.

<https://doi.org/10.1371/journal.pone.0236698.g002>

Les caractéristiques des patients et les variables contextuelles pour l'ensemble des 282 cantons et par quintiles d'incidence de la RRT sont présentées dans le [tableau 1](#) .

	RRT incidence rate ^a quintiles, post					P value ^b
	Whole area	< 136	136-157	158-186	187-224	
Number of communes	282	56	56	56	56	56
Patients n (%)	6835 (100)	580 (7,9)	686 (10,0)	1379 (19,9)	2024 (29,6)	2160 (31,6)
Main patient characteristics						
Age at RRT start (years)	68,5(14,3)	67,7(16,0)	67,9(13,8)	68,1(14,4)	68,3(13,5)	68,5(13,3)
Male sex (%)	63,2(19,1)	64,0(21,3)	65,7(16,8)	63,1(15,9)	60,2(16,6)	61,8(16,8)
Incidence at RRT start (%)						
- Hemodialysis	78,6(11,6)	76,2(19,5)	76,4(12,0)	81,3(12,3)	79,0(11,4)	83,5(11,5)
- Peritoneal dialysis	20,5(10,5)	23,8(10,6)	21,6(10,6)	18,6(10,5)	20,9(10,6)	17,0(10,6)
Main comorbidity characteristics						
- Diabetes ^c	100,1(17,7)	99,0(16,0)	100,0(19,0)	107,3(21,2)	106,3(15,7)	100,0(10,0)
- Cardiovascular mortality ^d	100,2(14,2)	100,0(13,7)	113,0(15,4)	111,3(13,6)	105,4(14,0)	100,1(10,6)
- Chronic kidney mortality ^e	120,5(10,3)	121,4(10,8)	126,5(10,1)	128,0(10,7)	129,0(10,6)	125,5(10,4)
- Prevalence ^f of all treated chronic diseases	95,3(13,1)	89,1(9,2)	98,1(11,8)	97,7(11,3)	97,8(11,4)	97,8(11,3)
- Prevalence ^f of treated diabetes	105,5(17,7)	94,9(10,8)	107,1(12,8)	102,2(11,8)	111,1(17,6)	112,6(21,7)
Demographic socio-economic context						
- Foreign born people (%)	2,8(1,3)	2,3(1,0)	2,6(1,4)	2,9(1,4)	2,8(1,4)	2,9(1,7)
- Foreign living in a rural area (%)	47,3(10,2)	57,1(11,1)	56,3(10,8)	49,0(10,2)	49,0(10,8)	42,4(10,4)
- Adults without a high school diploma (%)	45,3(14,8)	44,7(14,0)	46,4(11,3)	45,0(14,3)	43,6(14,1)	46,7(15,7)
- Mean urban network (%)	28,7(10,4)	28,2(10,5)	29,4(10,2)	28,0(10,1)	28,0(10,1)	29,0(11,1)
- Managers and higher level professionals (%)	10,3(4,3)	10,2(3,8)	9,3(4,7)	10,0(4,3)	12,1(4,8)	9,3(4,8)
- Unemployment rate (%)	12,1(3,3)	10,4(3,4)	11,3(3,8)	12,7(3,7)	12,9(3,4)	13,3(3,6)
- HDG index ^g	6,0(1,3)	6,3(1,4)	6,0(1,4)	6,0(1,4)	6,1(1,4)	6,0(1,3)
Health services accessibility						
- Local general accessibility to general practitioners ^h	44,8(10,3)	39,1(11,3)	42,3(11,3)	44,0(11,3)	49,0(11,8)	46,5(17,9)
- Mean travel time to closest nephrologist (min) ⁱ	27,8(13,4)	29,9(13,7)	31,0(13,8)	28,0(11,3)	25,2(13,7)	26,8(13,3)
- Mean travel time to closest dialysis unit (min) ^j	23,4(10,7)	26,2(12,8)	25,9(11,7)	26,0(11,8)	24,0(11,1)	21,5(9,3)
Medical practices in dialysis						
- Median eGFR at RRT start (ml/min/1,73m ²) ^k	8,0(1,3)	8,0(1,2)	8,4(1,2)	8,7(1,3)	8,1(1,3)	8,9(1,2)
- Incidence proportion > 85 years old (%)	9,7(3,8)	8,3(2,3)	9,3(3,4)	9,5(2,8)	9,9(3,3)	11,4(3(2,8)
- Incident patients who died within 3 months (%)	8,2(1,3)	7,8(1,3)	7,8(1,3)	8,1(1,2)	8,0(1,3)	8,0(1,3)

Tableau 1. Caractéristiques moyennes des patients qui ont commencé la RRT pour une insuffisance rénale terminale et valeurs moyennes des indicateurs contextuels dans les cantons pour l'ensemble de la zone et par quintiles de taux d'incidence de la RRT.

<https://doi.org/10.1371/journal.pone.0236698.t001>

La proportion moyenne de patients débutant par dialyse péritonéale a significativement diminué du premier au cinquième quintile d'incidence de la RRT ($p < 10^{-4}$) et a été inversée pour les patients débutant par hémodialyse ($p = 0,003$). Une tendance significative à travers les quintiles d'incidence a été observée entre les chiffres de prévalence pour toutes les maladies chroniques traitées et pour le diabète traité ($p = 0,004$ et $p < 10^{-4}$, respectivement), la proportion de la population vivant en milieu rural ($p < 10^{-4}$), le taux de chômage ($p < 10^{-4}$), l'indice FDep ($p = 0,02$), le LPA aux généralistes ($p < 10^{-4}$), et les temps de trajet jusqu'au néphrologue le plus proche et à l'unité de dialyse la plus proche ($p = 0,006$ et $p = 0,001$, respectivement), de sorte que les cantons avec une prévalence plus élevée de toutes les maladies chroniques traitées ou de diabète traité, une plus faible proportion de personnes vivant dans les zones rurales, un taux de chômage plus élevé, une valeur moyenne de l'indice FDep plus élevée et des temps de trajet plus courts vers le néphrologue le plus proche et vers l'unité de dialyse la plus proche avaient des taux d'incidence de RRT plus élevés. Par rapport aux cantons avec les taux d'incidence de RRT les plus faibles, ceux avec les taux les plus élevés présentaient un taux de filtration glomérulaire estimé (DFGe) médian significativement plus élevé au début de la dialyse et des proportions plus élevées de patients incidents ≥ 85 ans et de patients incidents décédés dans les 3 mois ($p < 10^{-4}$, [tableau 1](#)). Les cartes illustrant la répartition géographique des variables contextuelles significatives sont disponibles dans les informations complémentaires ([Fig S1](#))

Les valeurs du SIR variaient de 0,13 à 2,50 entre les cantons, ce qui donne un coefficient de variation de 37,9%, et le test de Potthoff-Whittinghill a montré une hétérogénéité significative ($p = 0,004$). La statistique I de Moran a révélé une autocorrélation spatiale significative des SIR ($p < 10^{-4}$). L'application du modèle bayésien, incluant à la fois l'hétérogénéité non structurée et l'autocorrélation spatiale, a amélioré l'ajustement du modèle, avec une diminution du DIC de 323,4. Les contrastes entre les cantons ont été réduits, avec des RR lissés allant de 0,55 à 1,67 (Fig . S2A et S2B).

Dans une analyse non ajustée, nous avons trouvé une augmentation du taux d'incidence de la RRT dans les cantons avec une augmentation des chiffres comparatifs de prévalence de toutes les maladies traitées et du diabète traité, avec un taux de chômage et un indice FDep, avec une accessibilité potentielle locale aux médecins généralistes et avec un DFGe médian au début de la RRT et la proportion de patients incidents ≥ 85 ans (Tableau 2). À l'inverse, le taux d'incidence de la RRT était significativement diminué avec une proportion accrue de la population vivant dans les zones rurales et le temps moyen de déplacement pour rejoindre le néphrologue ou l'unité de dialyse les plus proches dans les cantons. L'application d'une procédure de sélection anticipée a conduit à une forte réduction de la déviance du modèle en incluant le chiffre comparatif de prévalence du diabète traité, le temps de trajet moyen pour atteindre un néphrologue et le DFGe médian au début de la RRT, alors que les contributions de l'indice FDep et la proportion de patients incidents ≥ 85 ans étaient beaucoup plus faibles (tableau S2). Selon le modèle final, une augmentation de 17,3% du chiffre comparatif de prévalence du diabète traité était associée à une augmentation de 5% de l'incidence de la RRT, chaque augmentation de 1,5 mL / min / 1,73 m² dans le DFG médian estimé au début de la RRT était associée à une augmentation de 14% de l'incidence, chaque augmentation de 2,6% du pourcentage de patients de 85 ans et plus était associée à une augmentation de 8% de l'incidence, et chaque augmentation de 1,5 point de l'indice FDep moyen était associée à une augmentation de 4% de l'incidence. À l'inverse, chaque augmentation de 11,7 minutes du temps de trajet moyen pour rejoindre un néphrologue était associée à une diminution de 8% de l'incidence de la RRT (tableau 2).

	Unadjusted RR* (95% CrI)	Adjusted RR* (95% CrI)
Population health status		
Premature mortality rate	1.01 (0.98-1.06)	
Cardiovascular mortality rate	0.98 (0.94-1.01)	
Diabetes-related mortality rate	0.98 (0.94-1.01)	
Prevalence of all treated chronic illnesses ^b	1.06 (1.03-1.12)	
Prevalence of treated diabetes ^c	1.08 (1.04-1.12)	1.05 (1.04-1.11)
Demographic-socioeconomic context		
Percentage of foreign-born population	1.00 (0.97-1.04)	
Percentage of population living in rural areas	0.94 (0.91-0.98)	
Percentage of adults without high school diploma	1.00 (0.97-1.04)	
Percentage of manual workers	1.01 (0.98-1.05)	
Percentage of managerial and professional occupations	1.00 (0.97-1.04)	
Unemployment rate ^d	1.07 (1.04-1.11)	
FDep index ^e	1.04 (1.00-1.07)	1.05 (1.01-1.08)
Health services accessibility		
Local potential accessibility to general practitioner	1.05 (1.01-1.08)	
Mean travel time to closest nephrologist ^f	0.93 (0.90-0.96)	0.92 (0.89-0.95)
Mean travel time to closest dialysis unit ^g	0.94 (0.91-0.98)	
Medical practices in dialysis		
Median eGFR at RRT start	1.19 (1.12-1.25)	1.14 (1.07-1.20)
Percentage of incident patients ≥ 85 years old	1.14 (1.09-1.20)	1.08 (1.03-1.14)
Percentage of incident patients who died within 3 months	1.06 (1.00-1.12)	

RRT = renal replacement therapy, RR = relative risk, CrI = Bayesian credibility interval, eGFR = estimated glomerular filtration rate.
 Values in bold indicate significance according to CrI.
 * derived from the Bayesian model including spatial components RR for a for a 1-SD increase in the level of each indicator.
^b derived from the final Bayesian model (S1 Table) RR for a 1-SD increase in the level of each indicator
^c because of the high correlation of both indicators (Spearman's correlation coefficient = 0.71), only the prevalence of treated diabetes was considered in the multivariable model.
^d because of the high correlation of both indicators (Spearman's correlation coefficient = 0.71), only the FDep index was considered in the multivariable model.
^e because of the high correlation of both indicators (Spearman's correlation coefficient = 0.76), only the mean travel time to the closest nephrologist was considered in the multivariable model.
<https://doi.org/10.1371/journal.pone.0236698.t002>

Tableau 2. Risques relatifs d'incidence des RRT associés aux indicateurs contextuels dérivés de la modélisation bayésienne de Poisson hiérarchique.
<https://doi.org/10.1371/journal.pone.0236698.t002>

La cartographie des composantes du modèle a indiqué que les composantes liées aux variables explicatives capturaient la plupart des contrastes de risque relatifs (Fig S2C et S2D), mais la suppression des composantes spatiales du modèle final diminuait encore l'ajustement du modèle (tableau S2).

Discussion

Notre étude illustre la forte variabilité des taux d'incidence de la RRT au sein d'une vaste zone en France et permet d'identifier les principaux facteurs sous-jacents. En plus des besoins de la population, exprimés par la prévalence du diabète et dans une moindre mesure le niveau de privation, les effets liés au système de santé lui-même sont mis en évidence. À notre connaissance, c'est la première fois qu'une association entre distance au néphrologue le plus proche et incidence de la RRT est mise en évidence en France, pays à l'offre de services de santé généreuse, notamment en termes de nombre de centres de dialyse par habitant [28 , 29] . De plus, comme déjà rapporté [4], les décisions médicales concernant la RRT ont eu un impact significatif.

Si les facteurs liés à la variation des taux d'incidence de la RRT dans le monde sont désormais mieux connus [5], les facteurs liés à l'hétérogénéité des taux de RRT au sein des pays restent à clarifier [3]. Plusieurs études intranationales ont été réalisées, notamment au Royaume-Uni [13 , 14 , 30] et en France, à une échelle relativement large de quartiers [4 , 19] ou à des échelles plus petites, soit canton, dans le Nord-Pas-de-Calais (4 033 000 habitants) [7], ou îlot de recensement, en région Bretagne (3 094 000 habitants) [8]. Le choix d'unités territoriales plus petites améliore la puissance statistique et réduit les biais écologiques en affichant mieux les variations géographiques [31 , 32]. Alors que les taux d'incidence de la RRT variaient de 86 à 226 pmi dans les 85 districts de l'étude Couchoud et al [4], la fourchette était plus grande dans les 170 communes du Nord-Pas-de-Calais (de 38 à 432 pmi) [7] et dans nos 282 cantons (de 21,5 à 488,2 km). Si l'étude de la région Nord-Pas-de-Calais [7] utilise le même modèle spatial que le nôtre, considérant à la fois l'hétérogénéité des tailles de population et la corrélation spatiale des taux dans les unités voisines, l'étude réalisée en Bretagne [8] ont recherché des grappes d'incidence élevée de l'IRT, obtenant des résultats qui ne peuvent être comparés aux nôtres. Une force de notre étude a été l'inclusion d'un large panel d'indicateurs contextuels provenant de trois domaines principaux, l'état de santé de la population, le contexte démographique-socio-économique et les caractéristiques des services de santé, y compris les pratiques médicales en dialyse, tandis que la modélisation spatiale dans le Nord-Pas-de La région de Calais n'a considéré que l'indice de défavorisation des communes [7].

Dans notre étude, les taux d'incidence de la RRT n'étaient pas corrélés avec les taux de mortalité prématurée ou par cause dans les cantons, mais étaient liés à la prévalence du diabète traité. Une telle association positive, déjà trouvée dans plusieurs pays dotés de divers systèmes de santé [4 , 11 , 14], montre que la prévalence du diabète peut être considérée comme un marqueur

contextuel fiable des besoins en RRT de la population.

L'association entre le contexte démographique et socio-économique et le taux d'incidence de la RRT est plus équivoque. Aucun indicateur décrivant l'origine ethnique de la population n'étant disponible en France, nous avons tenté de considérer la proportion de personnes nées à l'étranger comme un marqueur de substitution, mais nous n'avons trouvé aucune association. En revanche, nous avons trouvé des associations entre le taux d'incidence de la RRT et les deux indicateurs de ruralité et de niveau socio-économique. En analyse non ajustée, le taux de RRT dans les communes a diminué avec une proportion accrue de personnes vivant en zone rurale, comme cela avait été précédemment observé en France [4]. L'incidence de la RRT aux États-Unis s'est avérée plus élevée dans les comtés ruraux que dans les comtés urbains en raison d'un moindre accès aux soins pré-IRT pour les patients ruraux atteints d'IRC avancée [11 , 15], alors qu'en France, l'incidence de la RRT était négativement corrélée à la ruralité [4]. Dans notre étude, la ruralité dans les townships était corrélée négativement avec l'accessibilité aux soins primaires (Spearman's Rho = -0,41, $p < 10^{-3}$) et positivement avec le temps de trajet moyen pour atteindre une unité de dialyse (Spearman's Rho = 0,56, $p < 10^{-3}$), montrant que l'accessibilité à tous les services de santé diminuait à mesure que la proportion de la population vivant dans les municipalités rurales augmentait. Dans la modélisation multivariée, l'indicateur de ruralité n'a pas amélioré l'ajustement du modèle (données non présentées). Cette constatation pourrait indiquer que, contrairement aux résultats observés aux États-Unis [11 , 15], les conséquences de vivre loin d'un néphrologue pour les patients ruraux atteints d'IRC dans notre zone d'étude pourraient l'emporter sur celles d'une faible disponibilité des soins primaires. Néanmoins, confirmer une telle hypothèse nécessiterait des investigations complémentaires.

Comme déjà observé en France [4 , 7] et dans d'autres pays [30 , 33], nous avons trouvé une corrélation positive entre le taux d'incidence de la RRT et le contexte socio-économique défavorisé, estimé par le taux de chômage ou l'indice FDep. Dans la modélisation multivariée, l'ajustement du modèle a été légèrement amélioré en incluant l'un ou l'autre indicateur. L'indice FDep en France est considéré comme un indice écologique de privation fiable, reflétant une part importante de l'hétérogénéité socio-économique à différentes échelles géographiques [17 , 34]. Ainsi, nous l'avons retenu comme meilleur descripteur des différentes composantes d'un contexte de privation. La pauvreté, associée à un risque accru d'obésité, de diabète et d'hypertension, est un facteur de risque individuel connu d'IRT [35]. L'association au niveau écologique entre les zones défavorisées et l'augmentation des taux d'incidence de la RRT pourrait être liée à un risque plus élevé d'IRT chez les habitants, même si un effet spécifique du contexte de pauvreté ne peut être exclu [36].

Notre étude montre que les taux d'incidence de la RRT résultent des besoins de la population ainsi que de facteurs du côté de l'offre. Comme l'a souligné l'Organisation de coopération et de développement économiques [31], une part importante des variations géographiques dans la prestation des soins de santé peut être due à un accès inégal aux services de santé. Au Royaume-Uni, avec un nombre assez faible de centres de dialyse par million d'habitants [29], une étude écologique a révélé une faible probabilité de débuter ou de recevoir une RRT avec un temps de trajet long pour accéder à la dialyse [13]. Parmi les différentes dimensions de l'accès aux soins [37], nous nous sommes concentrés sur l'accessibilité géographique à un médecin généraliste ainsi qu'à un néphrologue et un centre de dialyse. Cette question mérite une attention particulière en France en raison des fortes variations géographiques des ratios médecins / population [38]. En revanche, le manque d'accessibilité ne peut pas être considéré comme un obstacle car les patients français atteints d'IRT peuvent tous recevoir un remboursement à 100% des coûts des soins de santé nécessaires via le programme d' *affection de longue durée* (ALD) de l'assurance maladie légale nationale [28]. Dans notre étude, en analyse non ajustée, nous avons trouvé une corrélation positive entre l'accessibilité locale à un omnipraticien et l'incidence de la RRT dans les cantons. Cependant, la variable était négativement corrélée avec le temps de trajet moyen pour rejoindre un néphrologue (Spearman's Rho = -0,33, $p < 10^{-3}$) et n'a pas été retenu dans le modèle multivarié final. Ainsi, les cantons éloignés ne sont pas seulement éloignés des néphrologues et des services de dialyse, mais souffrent aussi fréquemment de pénuries de médecins généralistes et de soins pré-ESRD. Ce constat renforce l'hypothèse d'éventuels besoins de santé non satisfaits en raison d'une insuffisance de soins dans ces zones.

Enfin, nos résultats ont confirmé que les styles de pratique médicale pouvaient varier dans notre zone d'étude et avaient un rôle dans les variations géographiques des taux d'incidence de la RRT, avec des effets significatifs du DFGé médian au début de la RRT et la proportion de patients incidents ≥ 85 ans. Le premier peut représenter un marqueur de décision pour commencer la dialyse, et le second peut représenter un marqueur de la propension à référer ou à accepter des patients âgés fragiles pour la dialyse. Les variations géographiques des deux indicateurs pourraient soulever la question de l'équité dans l'acceptation de la RRT entre les lieux de soins. Néanmoins, la décision de commencer la dialyse ou de fournir des soins conservateurs reste débattue, en particulier pour les patients plus âgés, en fonction de leurs conditions cliniques et de leurs préférences [39 , 40]. En l'absence de données sur la composition des cas, les préférences des patients et la fréquence des soins conservateurs, la pertinence des décisions concernant le début de la dialyse ne peut être évaluée.

Notre étude a plusieurs limites. Malgré la taille réduite des unités géographiques, un éventuel biais écologique ne peut être exclu. Nous ne pouvons pas extrapoler les risques individuels à partir des associations observées pour des facteurs contextuels, tels que la distance à un néphrologue ou la privation. De plus, en raison de l'indisponibilité des données sur les indicateurs de pratique médicale à l'échelle du canton, nous n'avons utilisé que des indicateurs basés sur les districts, ce qui peut renforcer l'erreur écologique et impliquer un ajustement imparfait de ces facteurs. Enfin, nos résultats peuvent présenter un biais résiduel lié à des facteurs de confusion non mesurés. Cependant, dans les régressions écologiques, l'autocorrélation spatiale résiduelle peut être considérée comme un marqueur de substitution des facteurs de confusion non mesurés structurés spatialement [41]. Dans notre modèle final, la contribution de la composante spatiale à la réduction du DIC a été fortement réduite, et la cartographie de cette composante a montré peu de contraste résiduel (matériel supplémentaire, Fig_S2E).

Conclusions

Cette étude suggère un accès géographique inéquitable à la RRT en France. Quels que soient les besoins de la population et les modèles de pratique médicale en dialyse, les taux d'incidence de la TRR étaient plus faibles dans les cantons où les temps de déplacement étaient plus longs pour atteindre un néphrologue. Pour les patients atteints d'IRC, la répartition inégale de l'offre de soins médicaux par territoire pourrait entraîner une réduction de l'accès aux soins, en particulier pour les patients les plus fragiles ou les plus démunis socialement. Ainsi, le maintien d'une offre équilibrée de professionnels de santé sur l'ensemble du territoire et l'amélioration de la coordination entre les centres de dialyse et les équipes de soins primaires pourraient être des facteurs clés pour lutter contre les inégalités territoriales et sociales susceptibles d'affecter les patients atteints d'IRC.

Renseignements à l'appui

Tableau S1. Indicateurs contextuels décrivant l'état de santé de la population, le contexte démographique et socio-économique et les caractéristiques des services de santé pour les 282 communes étudiées en France, avec sources de données.

^a tous les indicateurs ont été établis au niveau des communes, à l'exception de ceux des pratiques médicales en dialyse, qui n'étaient disponibles qu'au niveau du district. ^b standard = population française en 2006. ^c tous les décès avant 65 ans. ^d Indice de privation français, selon Rey et al [17]. ^e selon Barlet et al [18].

<https://doi.org/10.1371/journal.pone.0236698.s001>

(PDF)

Tableau S2. Procédure pas à pas pour la sélection du modèle bayésien le mieux adapté.

DIC = critère d'information de déviance, Ri = risque relatif dans le canton i, α = intersection, Ui = composante d'autocorrélation dans le canton i, Vi = composante d'hétérogénéité dans le canton i.

<https://doi.org/10.1371/journal.pone.0236698.s002>

(PDF)

S1 Fig. Cartes des variables contextuelles significativement associées aux taux d'incidence ajustés en fonction de l'âge et du sexe de la thérapie de remplacement rénal dans 282 communes du nord-est de la France.

Les catégories sont des quintiles.

<https://doi.org/10.1371/journal.pone.0236698.s003>

(TIFF)

S2 Fig. Cartographie des ratios d'incidence standardisés (SIR), des risques relatifs lissés et des composantes des risques relatifs ajustés dérivés du modèle final (modèle 7).

A SIRs = O / E (nombre de cas observés / nombre attendu de cas). B Risques relatifs lissés (à partir du modèle 2) $\log Ri = \alpha + U_i + V_i$. C Risques relatifs ajustés (à partir du modèle 7) $\log Ri = \alpha + U_i + V_i + \beta X_i$. D Composantes de la variation du modèle 7: variables explicatives $\exp(\beta X_i)$. E Composante spatiale du modèle 7: $\exp(U_i)$.

<https://doi.org/10.1371/journal.pone.0236698.s004>

(TIFF)

Données S1.

<https://doi.org/10.1371/journal.pone.0236698.s005>

(XLSX)

Remerciements

Membres du groupe d'étude Vigie: Dr Carole Ayav (CHRU Nancy), Dr Abdelkeder Bemrah (Centre hospitalier Châlon / Saône), Dr François Chantrel (Centre hospitalier, Mulhouse), Pr Cécile Courivaud (CHU Besançon), Dr Maxime Desmaretz (CHU Besançon), Pr Luc Frimat (CHRU Nancy), Dr Isabelle Kazes (CHU Reims), Pr Elisabeth Monnet (CHU Besançon, auteur principal).

Nous remercions tous les participants au registre, en particulier les néphrologues et les professionnels qui ont collecté les données et effectué l'analyse de contrôle qualité. Nous remercions Anne-Laure Parmentier, Bérenger Martin, Guillaume Boiteux et Laura Smales pour leur assistance technique.

Références

1. US Renal Data System (2015) 2015 USRDS annual data report: epidemiology of rein disease in the United States. Dans: National Institutes of Health, National Institute of Diabetes and Digestive and Kidney Diseases, éditeurs. Bethesda, MD.
 2. Pippias M, Kramer A, Noordzij M, Afentakis N, Alonso de la Torre R, et al. (2017) The European Renal Association - European Dialysis and Transplant Association Registry Annual Report 2014: a summary. Clin Kidney J 10: 154–169. pmid: 28584624
[Voir l'article](#) • [PubMed / NCBI](#) • [Google Scholar](#)
 3. Caskey FJ, Jager KJ (2014) Une approche démographique de l'épidémiologie de la thérapie de remplacement rénal: leçons de l'étude EVEREST. Nephrol Dial Transplant 29: 1494–1499. pmid: 24166464
[Voir l'article](#) • [PubMed / NCBI](#) • [Google Scholar](#)
 4. Couchoud C, Guihenneuc C, Bayer F, Lemaitre V, Brunet P, et al. (2012) Les modèles de pratique médicale et les facteurs socio-économiques peuvent expliquer la variation géographique de l'incidence des maladies rénales au stade terminal. Nephrol Dial Transplant 27: 2312-2322. pmid: 22121236
[Voir l'article](#) • [PubMed / NCBI](#) • [Google Scholar](#)
 5. Caskey FJ, Kramer A, Elliott RF, Stel VS, Covic A, et al. (2011) Variation globale de la thérapie de remplacement rénal pour la maladie rénale en phase terminale. Nephrol Dial Transplant 26: 2604-2610. pmid: 21245131
[Voir l'article](#) • [PubMed / NCBI](#) • [Google Scholar](#)
 6. Lassalle M, Ayav C, Frimat L, Jacquelinet C, Couchoud C, et al. (2015) L'essentiel de 2012 résulte du registre ESRD du Réseau français d'épidémiologie et d'information rénale (REIN). Nephrol Ther 11: 78–87. pmid: 25457107
[Voir l'article](#) • [PubMed / NCBI](#) • [Google Scholar](#)
- sept.** Occelli F, Deram A, Genin M, Noel C, Cuny D et al. (2014) Cartographie de l'insuffisance rénale terminale (IRT): variations spatiales à petite échelle dans le nord de la France, et association avec la privation. PLoS One 9: e110132. pmid: 25365039
[Voir l'article](#) • [PubMed / NCBI](#) • [Google Scholar](#)
8. Kihal-Talantikite W, Deguen S, Padilla C, Siebert M, Couchoud C, et al. (2015) Répartition spatiale de l'insuffisance rénale terminale (IRT) et des inégalités sociales dans les zones mixtes urbaines et rurales: une étude dans la région administrative Bretagne en France. Clin Kidney J 8: 7–13. pmid: 25713704
[Voir l'article](#) • [PubMed / NCBI](#) • [Google Scholar](#)
 9. Touraine M (2014) Inégalités de santé et stratégie nationale de santé de la France. Lancet 383: 1101-1102. pmid: 24679616
[Voir l'article](#) • [PubMed / NCBI](#) • [Google Scholar](#)

- dix. Couchoud C, Stengel B, Landais P, Aldigier JC, de Cornelissen F, et al. (2006) Le réseau d'épidémiologie et d'information rénales (REIN): un nouveau registre de l'insuffisance rénale terminale en France. *Nephrol Dial Transplant* 21: 411–418. pmid: 16234286
[Voir l'article](#) • [PubMed / NCBI](#) • [Google Scholar](#)
11. Fan Z, Lackland DT, Lipsitz SR, Nicholas JS, Egan BM, et al. (2007) Modèles géographiques de l'incidence des maladies rénales en phase terminale et des facteurs de risque dans les zones rurales et urbaines de Caroline du Sud. *Health Place* 13: 179–187. pmid: 16443385
[Voir l'article](#) • [PubMed / NCBI](#) • [Google Scholar](#)
12. Hommel K, Rasmussen S, Kamper AL, Madsen M (2010) Inégalités régionales et sociales dans la thérapie de remplacement rénal chronique au Danemark. *Nephrol Dial Transplant* 25: 2624–2632. pmid: 20207710
[Voir l'article](#) • [PubMed / NCBI](#) • [Google Scholar](#)
13. Juge A, Caskey FJ, Welton NJ, Ansell D, Tomson CR, et al. (2012) Inégalités de taux de thérapie de remplacement rénal en Angleterre: est-ce que vous êtes ou où vous vivez? *Nephrol Dial Transplant* 27: 1598-1607. pmid: 21878474
[Voir l'article](#) • [PubMed / NCBI](#) • [Google Scholar](#)
14. Castledine CI, Gilg JA, Rogers C, Ben-Shlomo Y, Caskey FJ (2012) Quelle part de la variation régionale des taux d'incidence de la RRT au Royaume-Uni est expliquée par les besoins de santé de la population générale? *Nephrol Dial Transplant* 27: 3943–3950. pmid: 22778180
[Voir l'article](#) • [PubMed / NCBI](#) • [Google Scholar](#)
15. Yan G, Cheung AK, Ma JZ, Yu AJ, Greene T, et al. (2013) Les associations entre la race et la zone géographique et les indicateurs de qualité des soins chez les patients s'approchant de l'IRT. *Clin J Am Soc Nephrol* 8: 610–618. pmid: 23493380
[Voir l'article](#) • [PubMed / NCBI](#) • [Google Scholar](#)
16. INSEE. <https://www.insee.fr/fr/information/2571258> . consulté le 23 décembre 2019.
17. Rey G, Jouglu E, Fouillet A, Hemon D (2009) Association écologique entre un indice de privation et la mortalité en France sur la période 1997-2001: variations avec l'échelle spatiale, degré d'urbanité, âge, sexe et cause de décès. *BMC Public Health* 9: 33. pmid: 19161613
[Voir l'article](#) • [PubMed / NCBI](#) • [Google Scholar](#)
18. Barlet M, Coldefy M, Collin C, Lucas-Gabrielli V (2012) Accessibilité potentielle locale (LPA): une nouvelle mesure de l'accessibilité aux médecins généralistes privés. *Questions d'économie de la santé* Paris: IRDES.
19. Couchoud C, Guihenneuc C, Bayer F, Stengel B (2010) Le moment du début de la dialyse affecte l'incidence du traitement de remplacement rénal. *Nephrol Dial Transplant* 25: 1576–1578. pmid: 20054027
[Voir l'article](#) • [PubMed / NCBI](#) • [Google Scholar](#)
20. Eurostat. <http://ec.europa.eu/eurostat/web/population-demography-migration-projections/population-data/database> consulté le 23 décembre 2019.
21. Rogerson P, Jacquez J (2016) Tests statistiques pour le clustering et la surveillance. Dans: Lawson A, Banerjee S, Haining R, Ugarte M, éditeurs. *Manuel d'épidémiologie spatiale*. Boca Raton, FL: Chapman & Hall / CRC. 161-178.
22. Colonna M, Sauleau EA (2013) Comment interpréter et choisir un modèle spatial bayésien et un modèle de régression de Poisson dans le contexte de la description des variations des risques de cancer sur de petites zones. *Rev Epidemiol Sante Publique* 61: 559-567. pmid: 24210788
[Voir l'article](#) • [PubMed / NCBI](#) • [Google Scholar](#)
23. Gómez-Rubio V, Ferrándiz-Ferragud J, López-Quilez A (2005) Détecter les grappes de maladies avec R. *Journal of Geographical Systems* 7: 189–206.
[Voir l'article](#) • [Google Scholar](#)
24. Sturtz S, Ligges U, Gelman A (2005) R2WinBUGS: un package pour exécuter WinBUGS de R. *Journal of Statistical Software* 12: 1–16.
[Voir l'article](#) • [Google Scholar](#)
25. Lunn DJ, Thomas A, Best N, Spiegelhalter D (2000) WinBUGS — un cadre de modélisation bayésien: concepts, structure et extensibilité. *Statistics and Computing* 10: 325–337.
[Voir l'article](#) • [Google Scholar](#)
26. Brooks SP, Gelman A (1998) Méthodes générales de surveillance de la convergence des simulations itératives *Journal of Computational and Graphical Statistics* 7: 434–455.
[Voir l'article](#) • [Google Scholar](#)
27. Équipe de développement QGIS (2017) Système d'information géographique QGIS. *Projet de fondation géospatiale open source*
28. Chevreul K, Berg Brigham K, Durand-Zaleski I, Hernandez-Quevedo C (2015) France: Bilan du système de santé. *Health Syst Transit* 17: 1–218, xvii.
[Voir l'article](#) • [Google Scholar](#)
29. van de Luijngaarden MW, Jager KJ, Stel VS, Kramer A, Cusumano A, et al. (2013) Différences mondiales dans la composition des modalités de dialyse: le rôle des caractéristiques des patients, la macroéconomie et les indicateurs de services rénaux. *Nephrol Dial Transplant* 28: 1264–1275. pmid: 23543592
[Voir l'article](#) • [PubMed / NCBI](#) • [Google Scholar](#)
30. Udayaraj UP, Ben-Shlomo Y, Roderick P, Casula A, Ansell D, et al. (2010) Statut socio-économique, ethnicité et variations géographiques des taux d'acceptation de la thérapie de remplacement rénal en Angleterre et au Pays de Galles: une étude écologique. *J Epidemiol Community Health* 64: 535–541. pmid: 19854746
[Voir l'article](#) • [PubMed / NCBI](#) • [Google Scholar](#)

31. OCDE (2014) Variations géographiques des soins de santé: que savons-nous et que pouvons-nous faire pour améliorer les performances des systèmes de santé?: Éditions OCDE.
32. Richardson S, Thomson A, Best N, Elliott P (2004) Interprétation des estimations du risque relatif postérieur dans les études de cartographie des maladies. *Environ Health Perspect* 112: 1016–1025. pmid: 15198922
[Voir l'article](#) • [PubMed / NCBI](#) • [Google Scholar](#)
33. Volkova N, McClellan W, Klein M, Flanders D, Kleinbaum D, et al. (2008) Pauvreté du quartier et différences raciales dans l'incidence de l'IRT. *J Am Soc Nephrol* 19: 356–364. pmid: 18057219
[Voir l'article](#) • [PubMed / NCBI](#) • [Google Scholar](#)
34. Temam S, Varraso R, Pornet C, Sanchez M, Affret A, et al. (2017) Capacité des indices de privation écologique à mesurer les inégalités sociales dans une cohorte française. *BMC Public Health* 17: 956. pmid: 29246202
[Voir l'article](#) • [PubMed / NCBI](#) • [Google Scholar](#)
35. Hossain MP, Goyder EC, Rigby JE, El Nahas M (2009) CKD et pauvreté: un défi mondial croissant. *Am J Kidney Dis* 53: 166–174. pmid: 19101400
[Voir l'article](#) • [PubMed / NCBI](#) • [Google Scholar](#)
36. Peterson LE, Litaker DG (2010) La pauvreté au niveau des comtés est également associée aux besoins de soins de santé non satisfaits en milieu rural et urbain. *J Rural Health* 26: 373–382. pmid: 21029173
[Voir l'article](#) • [PubMed / NCBI](#) • [Google Scholar](#)
37. Levesque JF, Harris MF, Russell G (2013) Accès centré sur le patient aux soins de santé: conceptualiser l'accès à l'interface des systèmes de santé et des populations. *Int J Equity Health* 12: 18. pmid: 23496984
[Voir l'article](#) • [PubMed / NCBI](#) • [Google Scholar](#)
38. Vigneron E (2012) [Inégalités territoriales et sociales de santé en France]. *Bull Acad Natl Med* 196: 939–952. pmid: 23550454
[Voir l'article](#) • [PubMed / NCBI](#) • [Google Scholar](#)
39. van de Luijngaarden MW, Noordzij M, Tomson C, Couchoud C, Cancarini G, et al. (2012) Facteurs influençant la décision de commencer une thérapie de remplacement rénal: résultats d'une enquête auprès de néphrologues européens. *Am J Kidney Dis* 60: 940–948. pmid: 22921638
[Voir l'article](#) • [PubMed / NCBI](#) • [Google Scholar](#)
40. Ladin K, Pandya R, Perrone RD, Meyer KB, Kannam A, et al. (2018) Caractériser les approches de prise de décision en dialyse avec les personnes âgées: une étude qualitative des néphrologues. *Clin J Am Soc Nephrol* 13: 1188–1196. pmid: 30049850
[Voir l'article](#) • [PubMed / NCBI](#) • [Google Scholar](#)
41. Clayton DG, Bernardinelli L, Montomoli C (1993) Corrélation spatiale dans l'analyse écologique. *Int J Epidemiol* 22: 1193–1202. pmid: 8144305
[Voir l'article](#) • [PubMed / NCBI](#) • [Google Scholar](#)