

Rôle des disparités socio-économiques dans l'hétérogénéité géographique de la surmortalité liée à la vague de chaleur d'août 2003

Grégoire REY^{1,2}, Anne FOUILLET^{1,2}, Éric JOUGLA^{1,3}, Denis HÉMON^{1,2}

¹ Université Paris-Sud, UMR-S754, IFR69.

² INSERM, U754.

³ INSERM, Centre d'Epidémiologie sur les Causes Médicales de Décès (CépiDc).

1. Introduction

Dans le contexte du changement climatique global, une augmentation de la température et de la fréquence d'épisodes très intenses est désormais prévue avec une faible incertitude [1].

L'association entre chaleur et mortalité est clairement établie comme le montrent notamment deux revues de la littérature très complètes [2] [3].

Nous décrivons dans cette étude les facteurs populationnels de vulnérabilité socio-économiques aux vagues de chaleur, lors de celle d'août 2003, la plus meurtrière de ces 30 dernières années [4]. Nous tenterons pour cela de distinguer la part de vulnérabilité due à une plus forte exposition à la chaleur de la vulnérabilité due à une plus grande fragilité des populations face à une même exposition.

Les facteurs populationnels de vulnérabilité aux vagues de chaleur

On parlera ici de facteur populationnel de vulnérabilité aux vagues de chaleur si on peut identifier des caractéristiques populationnelles associées à une plus grande élévation de la mortalité. Une telle vulnérabilité est nécessairement multifactorielle et on peut en distinguer au moins trois composantes, chacune susceptible de comporter des déterminants socio-économiques :

- une plus forte exposition à la chaleur : exposition au soleil, absence d'air conditionné, mauvaise isolation thermique, logement au dernier étage d'un immeuble ou au sein d'un îlot de chaleur urbain,
- une plus grande fragilité individuelle : représentée en premier lieu par l'âge mais également le fait d'être fragilisé par certaines maladies chroniques ou par une moins bonne conscience du risque,
- un environnement social défavorable : moindre soutien de la part de ses proches, moins bon accès aux services de soins...

L'une des approches les plus couramment utilisées dans la recherche de vulnérabilités socio-économiques est celle de la caractérisation de sous-populations dites « défavorisées », parce qu'accumulant un certain nombre de désavantages socio-économiques. Le concept de défavorisation (*deprivation* en anglais) est le plus souvent concrétisé par un indice combinant des caractéristiques socio-économiques considérées comme des désavantages sociaux [5].

Indicateur d'exposition spatiale à la chaleur

Pour étudier la part des variables socio-économiques dans l'hétérogénéité spatiale de la surmortalité observée au cours de la vague de chaleur d'août 2003, il est nécessaire de prendre en compte l'hétérogénéité spatiale de la vague de chaleur elle-même et la surmortalité qui l'accompagne.

De nombreux indicateurs d'exposition à la chaleur ont déjà été proposés pour décrire la mortalité associée à la chaleur, le plus souvent dans une approche temporelle [2] [3].

En particulier, une identification de variables permettant d'expliquer au mieux les variations quotidiennes de la mortalité en été a été réalisée au niveau de la France [6].

Des facteurs spatiaux de sensibilité des populations à la chaleur ont été mis en évidence, celle-ci est liée à la latitude ou au niveau moyen des températures en période estivale [7] [8]. Cependant, peu d'indicateurs d'exposition à la chaleur ont été construits pour décrire l'hétérogénéité spatiale de la mortalité liée à une vague de chaleur spécifique.

Le phénomène d'îlot de chaleur urbain est caractérisé par la présence d'un fort gradient de température sur de faibles distances dans les agglomérations urbaines. Il est donc nécessaire de disposer de données météorologiques à une échelle fine, ce qui a rarement été le cas dans les précédentes études.

Par ailleurs, l'effet de l'ozone sur la mortalité à court terme a souvent été retrouvé lors de précédentes études [9] [10], mais ce polluant étant la résultante d'une réaction photochimique, il est souvent difficile de le distinguer d'une exposition à la chaleur [11]. En particulier, pour la vague de chaleur d'août 2003, des résultats contradictoires de l'influence de l'ozone sur la mortalité ont été retrouvés [12] [13].

Objectif

Dans ce contexte, l'objectif des travaux présentés dans cette partie est d'analyser le rôle des différentiels socio-économiques et sociodémographiques spatiaux dans l'hétérogénéité spatiale de la surmortalité observée au cours de la vague de chaleur d'août 2003 en cernant au mieux les caractéristiques socio-économiques des populations et leur exposition à la chaleur.

Dans un premier temps, nous choisirons les variables socio-économiques pertinentes et construirons un indice permettant de cerner au mieux le concept de défavorisation.

Dans un second temps, nous construirons un indicateur d'exposition à la chaleur permettant de décrire au mieux l'hétérogénéité spatiale de la surmortalité.

Enfin, nous étudierons l'association entre les variations spatiales de l'indicateur d'exposition à la chaleur et celles du niveau d'urbanisation et de la défavorisation, puis nous étudierons la modification de l'effet de l'exposition à la chaleur sur la mortalité des populations selon le niveau de défavorisation.

2. Matériel et méthodes

Choix de l'échelle spatiale

Les analyses ont été réalisées à l'échelle des cantons, la perte d'informations liée au passage de l'échelle communale à l'échelle cantonale étant faible aussi bien pour les variables socio-économiques que de températures au regard du gain de précision statistique liée à la baisse de variabilité de Poisson des effectifs de décès.

Tranches d'Unité Urbaine (TUU)

Dans toutes nos analyses, nous prendrons en compte le « degré urbain » des unités spatiales considérées en nous référant à la notion d'unité urbaine de l'INSEE, basée sur la continuité du bâti. Une unité urbaine est une commune ou un ensemble de communes qui comporte sur son territoire une zone bâtie d'au moins 2 000 habitants où aucune habitation n'est séparée de la plus proche de plus de 200 mètres. En outre, chaque commune concernée possède plus de la moitié de sa population dans cette zone bâtie. Si la commune ne fait pas partie d'une

unité urbaine, elle sera dite rurale. On regroupe alors les communes en 5 Tranches d'Unité Urbaine (TUU) :

1. Rurale : moins de 2000 habitants
2. Quasi-rurale : De 2 000 à 9 999 habitants
3. Quasi-urbaine : De 10 000 à 99 999 habitants
4. Urbaine : De 100 000 à 1 999 999 habitants
5. Agglomération parisienne : Unité urbaine de Paris

Pour des échelles spatiales supérieures à la commune, les tranches d'unité urbaine ne sont pas définies par l'INSEE. Nous définirons la tranche d'unité urbaine des unités spatiales comme celle dans laquelle habite la plus grande partie de la population des communes qui la composent.

Caractérisation de la défavorisation

Les caractéristiques des cantons ont été obtenues auprès de l'INSEE :

- caractéristiques issues du recensement de 1999,
- revenus déclarés par les ménages aux administrations fiscales en 2001 (Source INSEE-DGI : Revenus fiscaux des ménages).

L'indice de défavorisation a été défini comme la première composante d'une Analyse en Composantes Principales sur les variables : Revenu médian annuel par unité de consommation dans le ménage, Pourcentage d'ouvriers dans la population active, Pourcentage de bacheliers dans la population de 15 ans et plus, Taux de chômage (pourcentage de chômeurs dans la population active).

Cette composante explique 68% de la variance totale du nuage de points.

Données de mortalité

Les données de mortalité sont issues des bases de données du CépiDc-INSERM. Seuls les décès de sujets de plus de 55 ans ont été considérés, compte tenu du fait qu'ils représentent plus de 95% des décès en excès lors de la vague de chaleur de 2003 [14].

On considèrera la localisation de chaque décès à partir du canton d'habitation de la personne décédée. On distinguera deux périodes :

- la période de mortalité associée à la vague de chaleur de 2003, allant du 3 au 15 août,
- la période de référence constituée des mois de juillet et août des années 2000-2002.

Indicateurs de mortalité

Deux indicateurs ont été considérés dans cette étude :

- Le Ratio de Surmortalité (O/E) utilisé pour caractériser l'augmentation relative de mortalité dans chaque canton, et défini comme le nombre de décès observé pendant la vague de chaleur de 2003 (O), divisé par le nombre attendu de décès dans ce canton (E), sachant sa population en 2003 et le taux de mortalité moyen de ce canton sur la période de référence.
- Le Taux de Surmortalité Standardisé (TSS) a également été utilisé pour caractériser l'excès de mortalité par unité de population, ajusté par la structure de la population par âge et sexe. Il est calculé comme la différence entre les taux de mortalité observés pendant la vague de chaleur et sur la période de référence, standardisés par âge et sexe.

Cartographie lissée

Pour représenter les variations spatiales de la surmortalité à l'échelle des cantons, un modèle de lissage spatial BYM a été utilisé. Celui-ci prend en compte la variabilité extrapoissonnienne des nombres de décès, due aux faibles effectifs impliqués, et tire bénéfice de l'autocorrélation, si elle existe, entre les taux de mortalité d'unités spatiales proches pour obtenir des estimations lissées locales.

Variables d'exposition à la chaleur et à l'ozone

Les observations quotidiennes de températures maximales (Tx) et minimales (Tn) sont issues d'une grille de maille 10 km sur l'ensemble de la France.

Nous avons calculé ces variables à l'échelle des cantons en faisant la moyenne des quatre points de grille les plus proches de chaque unité spatiale, pondérée par l'inverse des distances au carré.

Les températures sont moyennées sur la période de canicule allant du 3 au 15 août 2003. On appelle « températures de référence » la moyenne des températures sur les mois de juillet et août de 2000 à 2002. On note Tx réf (respectivement Tn réf) la température maximale (respectivement minimale) de référence.

Les variables simples considérées sont les suivantes : Tx, Tn, Tx rel (différence entre Tx et Tx ref) et Tn rel (différence entre Tn et Tn ref).

Des variables composites supplémentaires issues d'un modèle temporel [6] sont les suivantes :

- moyenne mobile sur les 10 derniers jours des moyennes quotidiennes des températures maximale et minimale (Moymob),
- nombre de degrés de température maximale accumulés au dessus d'un point de coupure sur les 10 derniers jours, ce nombre étant remis à 0 si la température du jour est inférieure au point de coupure (noté Accum).

En considérant la température moyennée sur l'ensemble de la métropole, le point de coupure optimal, obtenu lors de l'analyse temporelle par maximisation de la vraisemblance des observations, est de 27°C [6], soit 2°C de plus que la moyenne nationale des températures maximales de référence sur les mois de juillet-août 2000 à 2002. Nous avons adapté ce seuil "France entière" en choisissant un seuil « local » :

- égal à 27°C si la température maximale de référence locale était inférieure ou égale à 25°C,
- supérieur de 2°C à la température maximale de référence locale si celle-ci était supérieure à 25°C.

Les concentrations d'ozone sont issues du modèle de dispersion atmosphérique MOCAGE. Nous avons calculé la moyenne quotidienne de concentration d'ozone (O₃) à l'échelle cantonale en faisant la moyenne des quatre points de grille les plus proches de chaque unité spatiale, pondérée par l'inverse des distances au carré. L'unité est le µg/m³.

Construction de l'Indicateur d'Exposition à la Chaleur

L'indicateur d'hétérogénéité spatiale de l'exposition à la vague de chaleur a été construit de façon à décrire au mieux la surmortalité ayant eu lieu par unité spatiale du 3 au 15 août 2003.

Pour ce faire, nous avons modélisé le ratio entre la mortalité pendant la vague de chaleur et la mortalité sur la période de référence (mois de juillet-août de 2000 à 2002) à l'aide d'un modèle log-linéaire de Poisson dont l'expression de l'espérance était la suivante :

$$\text{Log} \left[E(DC_i^{VC}) \right] = \text{Log} \left(\text{Pop}_i^{VC} \cdot Tm_i^{\text{réf}} \right) + \alpha + \sum_k \beta_k \cdot IM_{k,i} ,$$

où i représente une unité spatiale,

$IM_{k,i}$ représente un des indicateurs météorologiques retenu lors de l'analyse temporelle effectuée sur la France entière par Fouillet et collaborateurs [6], un indicateur de température relative, ou un indicateur de concentration d'ozone.

L'Indicateur d'Exposition à la Chaleur (IEC) construit s'écrit :

$$IEC_i = \exp \left(\sum_k \hat{\beta}_k \cdot IM_{k,i} \right)$$

Mesure des variations de l'association entre l'IEC et l'excès de mortalité selon l'indice de défavorisation

La mesure de l'association entre l'IEC et l'excès de mortalité a été considérée selon deux angles :

- sous l'angle multiplicatif en mesurant l'interaction entre l'indicateur de défavorisation et l'IEC sur le ratio de surmortalité (O/E), le modèle correspondant s'écrivant :

$$\log \left[E(O_i) \right] = \log(E_i) + \alpha \cdot \log(IEC_i) + \beta \cdot \text{Défavorisation}_i \cdot \log(IEC_i)$$

où « i » représente une unité spatiale

- sous l'angle additif en calculant l'évolution du TSS en fonction du quintile de défavorisation, pour chaque quintile de l'IEC. Cette mesure indique ainsi le nombre de décès supplémentaire par jour et pour 100 000 habitants entre les unités spatiales les moins défavorisées et les plus défavorisées, elle caractérise donc la vulnérabilité populationnelle.

3. Résultats

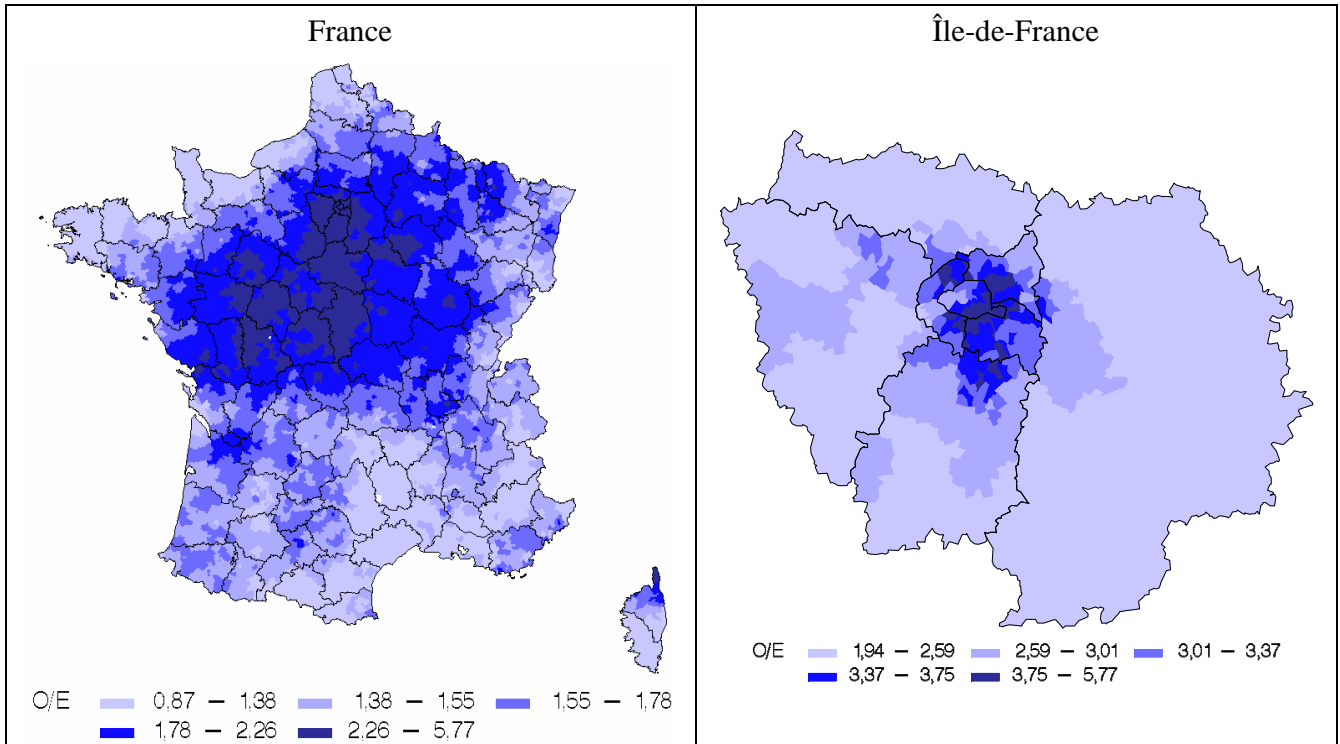
Cartographie de la surmortalité lissée

La carte des ratios de surmortalité lissés (figure 1) laisse apparaître une forte structuration de la surmortalité lors de la vague de chaleur du 3 au 15 août 2003. Les ratios de surmortalité sont relativement peu élevés, généralement inférieurs à 1,4, sur les côtes de la Manche, du Nord jusqu'à la Bretagne, et dans toute la moitié sud de la France à l'exception notable des agglomérations de Bordeaux, Lyon et Toulouse. Les ratios de surmortalité sont particulièrement élevés, allant de 1,78 à 5,77, en Ile de France, dans la région Centre et jusqu'au Poitou.

Plus spécifiquement sur l'Île-de-France (figure 1), bien que les ratios de surmortalité soient partout supérieurs ou égaux à 2, la surmortalité est néanmoins très contrastée, les ratios allant de 1,94 à 5,77. Les ratios de surmortalité sont plus élevés lorsqu'on se rapproche de Paris, en particulier dans la petite couronne. Par ailleurs, on constate de plus forts ratios de surmortalité dans l'Est de Paris que dans l'Ouest de Paris.

Nous chercherons dans la suite à mettre en évidence les facteurs de variations de la surmortalité présentée dans ces cartes, en particulier l'exposition à la chaleur et les variations de l'impact de celle-ci en fonction de la défavorisation. Cette hétérogénéité est probablement aussi liée à de nombreux autres facteurs qui resteront à identifier au-delà de ces travaux.

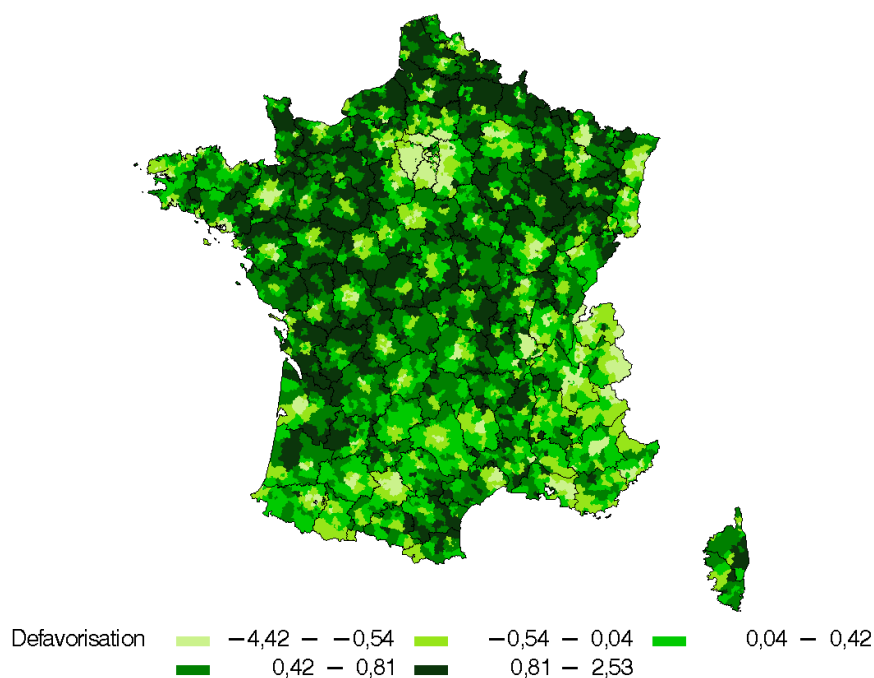
FIGURE 1 : RATIO DE SURMORTALITÉ LISSÉ (MODÈLE BYM), À L'ÉCHELLE DES CANTONS
DU 3 AU 15 AOÛT 2003



Cartographie de l'indicateur de défavorisation

La carte de l'indicateur de défavorisation à l'échelle des cantons (figure 2) permet d'identifier un certain nombre d'îlots favorisés correspondant systématiquement à des zones urbanisées. L'Île-de-France et le Sud-est de la France semblent particulièrement favorisés par rapport au reste du pays, même si les départements situés dans la périphérie Nord de Paris sont défavorisés. Les fortes variations locales de la défavorisation ne permettent pas de distinguer aisément les variations à plus grande échelle.

FIGURE 2 : CARTE DE L'INDICATEUR DE DÉFAVORISATION À L'ÉCHELLE DES CANTONS
FRANCE ENTIÈRE

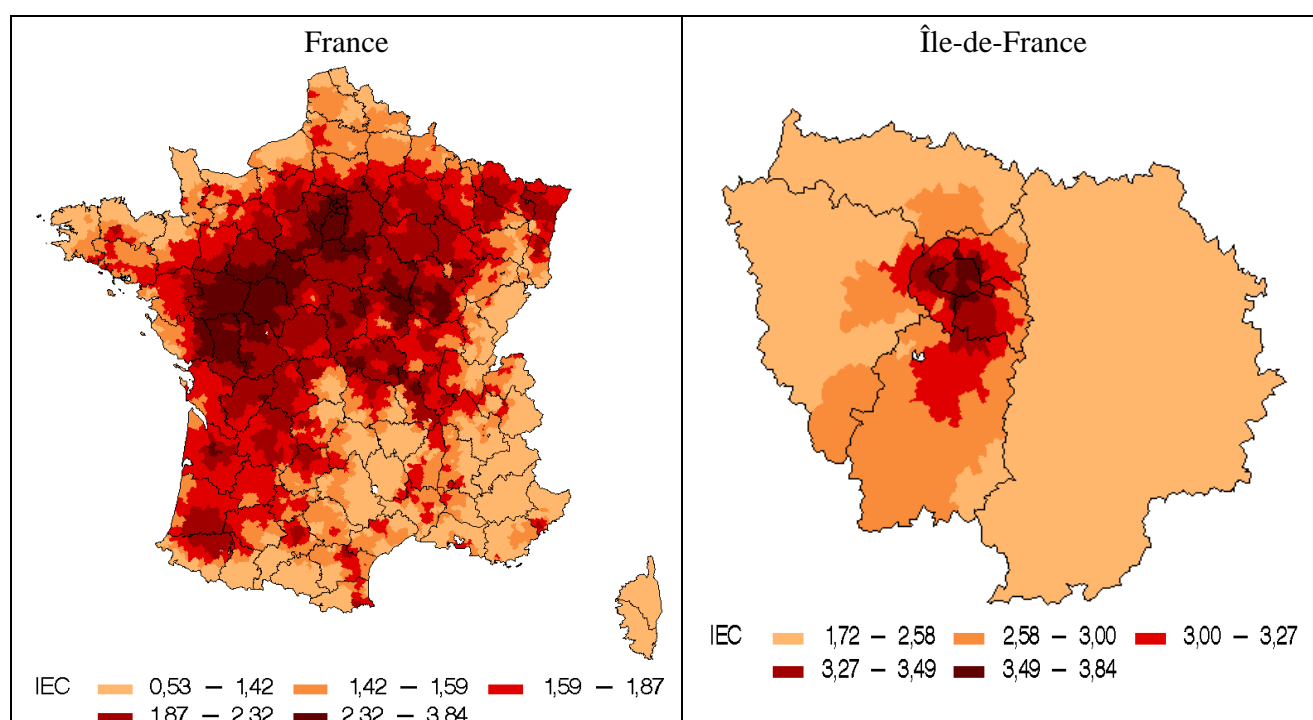


Cartographie de l'Indicateur d'Exposition à la Chaleur (IEC)

La carte de l'IEC (figure 3) permet de constater des similarités avec la carte lissée des ratios de surmortalité (figure 1). On retrouve notamment à la fois de forts ratios de surmortalité et une forte exposition de l'Île-de-France jusqu'au Poitou. De même, le Nord-Ouest du pays n'est ni fortement exposé, ni en forte surmortalité.

En considérant plus spécifiquement l'Île-de-France (figure 3), l'IEC est plus particulièrement élevé dans Paris et la première couronne. La concordance avec la surmortalité observée en Ile de France (figure 1) semble également assez bonne à cette échelle, à l'exception notable de la partie Ouest de Paris et de sa proche banlieue Ouest, pour lesquelles l'indicateur d'exposition se situe dans le quintile le plus élevé alors que les ratios de surmortalité lissés sont moins élevés que dans le reste de Paris.

FIGURE 3 : INDICATEUR D'EXPOSITION À LA CHALEUR (IEC) À L'ÉCHELLE DES CANTONS DU 3 AU 15 AOÛT 2003



Variations de l'exposition à la chaleur selon la TUU, et selon la défavorisation

L'IEC moyen, ainsi que le ratio de surmortalité (O/E) se situent aux alentours de 1,7 pour les TUU Rurale à Urbaine (tableau 1). L'IEC est bien plus important dans l'agglomération parisienne, atteignant 3,1. Il retranscrit relativement bien, mais en sous-estimant légèrement la spécificité du ratio de surmortalité de l'agglomération parisienne qui atteint 3,3.

Cette spécificité peut s'expliquer à la fois comme un phénomène macro-climatique situant l'agglomération parisienne au milieu de la vague de chaleur, et un phénomène micro-climatique, appelé îlot de chaleur urbain, se manifestant par de plus fortes températures très localisées sur les grandes agglomérations urbaines.

L'IEC ajusté sur les régions permet ainsi de donner une forme d'illustration de ce phénomène. Il apparaît alors que l'IEC est effectivement plus important dans les TUU Urbaine et Agglomération parisienne, de près de 10% et 35% respectivement, par rapport aux TUU Rurale, Quasi-rurale et Quasi-urbaine. Si ces résultats sont compatibles avec la présence d'un îlot de chaleur urbain, celui-ci n'explique qu'une faible partie de la forte surmortalité observée

dans l'agglomération parisienne, qui pourrait dès lors être également due à un phénomène macro-climatique.

Par ailleurs, les variations locales de l'IEC sont liées positivement à l'indice de défavorisation dans la TUU Rurale, négativement dans la TUU Urbaine et dans l'agglomération parisienne (tableau 1). Ces associations sont d'une amplitude assez faible.

Des résultats très similaires sont obtenus lorsque l'on retire les variables d'ozone ou de températures relatives au calcul de l'indice IEC.

TABLEAU 1: DIFFÉRENTIELS D'EXPOSITION MOYENS ET AJUSTÉS PAR RÉGION, ASSOCIATIONS AVEC L'INDICATEUR DE DÉFAVORISATION

Tranche d'unité urbaine	Rurale	Quasi-rurale	Quasi-urbaine	Urbaine	Agglomération Parisienne
Population 55 ans et +	3 963 675	1 761 097	3 489 292	4 478 146	2 169 228
IEC Moyen ¹	1,68	1,63	1,63	1,69	3,12
O/E	1,62	1,64	1,66	1,78	3,34
IEC Ajusté ² [IC95%]	1,00 [Réf.]	0,99 [0,97 ; 1,00]	1,00 [0,99; 1,02]	1,10 [1,08; 1,12]	1,35 [1,29 ; 1,41]
Défavorisation : D5-D1 (base 100 pour Paris)	40%	51%	48%	62%	100%
IEC _{D5} / IEC _{D1} ³ [IC95%]	1,08 [1,02 ; 1,14]	1,00 [0,96 ; 1,04]	1,03 [1,00 ; 1,06]	0,96 [0,94 ; 0,98]	0,93 [0,91 ; 0,95]

¹ : moyenne de l'Indicateur d'Exposition à la Chaleur des cantons, pondérée par la population

² : issu de l'ANOVA du log-IEC ajusté sur les 22 régions

³ : calculé en multipliant l'association linéaire entre défavorisation et log-IEC, ajusté sur les 22 régions

D5 : quintile le plus défavorisé; D1 : quintile le moins défavorisé

D5-D1 : différence entre la moyenne de l'indicateur de défavorisation des cantons des quintiles supérieur et inférieur

Variations de l'association entre IEC et excès de mortalité selon l'indice de défavorisation

Nous cherchons ici à savoir si la défavorisation est un facteur de vulnérabilité des populations face à une exposition à la chaleur. Autrement dit, si les populations plus défavorisées présentent une relation plus forte entre l'IEC et la surmortalité. C'est pourquoi nous analysons ici l'interaction entre l'IEC et la défavorisation sur la surmortalité.

Approche multiplicative (ratios de surmortalité)

En demeurant dans une approche multiplicative, c'est à dire en modélisant le ratio de surmortalité, l'interaction entre défavorisation et exposition (introduite comme le logarithme de l'IEC dans le modèle) est positive et significative dans la TUU Quasi-urbaine et dans l'agglomération parisienne (tableau 2). L'interaction est cependant plus nettement significative dans l'agglomération parisienne. Ces résultats sont similaires lorsque l'on introduit dans le modèle une structure d'autocorrélation spatiale des observations à l'aide d'un modèle BYM.

TABLEAU 2 : INTERACTION ENTRE LE LOG-IEC ET LA DÉFAVORISATION SUR LE RATIO DE SURMORTALITÉ (O/E), PAR TUU, DU 3 AU 15 AOÛT 2003

Tranche d'Unité Urbaine	Rurale	Quasi-rurale	Quasi-urbaine	Urbaine	Agglomération parisienne
Interaction sur O/E : Log-IEC x Défavorisation ¹ [IC 95%]	0,008 [-0,083; 0,099]	-0,014 [-0,114; 0,085]	0,093* [0,012; 0,174]	-0,002 [-0,067; 0,062]	0,040** [0,022; 0,059]

¹ : issu d'un modèle de régression de Poisson du ratio de surmortalité avec surdispersion

*: $p < 0,05$

** : $p < 0,001$

Approche additive (Excès de mortalité)

En considérant les TSS (Taux de Surmortalité Standardisé) (tableau 3), la surmortalité est positive pour la totalité des quintiles d'exposition et de défavorisation. La différence de TSS entre le cinquième et le premier quintile de défavorisation est positive significative uniquement en agglomération parisienne pour les fortes expositions à la chaleur. Elle est d'environ 10 décès supplémentaires par jour et pour 100 000 habitants dans les cantons les plus défavorisés à partir du troisième quintile d'exposition à la chaleur.

Certaines différences de TSS sont également significatives, mais de façon plus ponctuelle et moins intense, et pour la quasi-totalité des TUU et des quintiles d'IEC, cette différence est très proche de zéro.

Ces résultats sont à mettre au regard du fait que l'agglomération parisienne est la TUU ayant connu la plus forte exposition à la chaleur et a simultanément le plus fort gradient et le plus faible niveau moyen de défavorisation. En particulier, à partir du troisième quintile d'IEC dans l'agglomération parisienne, aucune autre TUU n'a connu une exposition aussi forte. De même, les deux premiers quintiles de défavorisation de l'agglomération parisienne sont nettement moins défavorisés que les autres TUU.

TABLEAU 3 : VARIATIONS DU TAUX DE SURMORTALITÉ STANDARDISÉ ENTRE LE PREMIER ET LE CINQUIÈME QUINTILE DE DÉFAVORISATION, SELON LE QUINTILE D'INDICATEUR D'EXPOSITION À LA CHALEUR (IEC)

	Quintile d'IEC	Tranche d'unité urbaine				
		Rurale	Quasi-rurale	Quasi-urbaine	Urbaine	Aggl. parisienne
Indicateur d'Exposition à la Chaleur (IEC) : Valeur moyenne¹	IEC1	1,23	1,20	1,21	1,27	2,27
	IEC2	1,50	1,45	1,44	1,46	2,66
	IEC3	1,68	1,61	1,58	1,64	2,92
	IEC4	1,91	1,82	1,84	1,93	3,23
	IEC5	2,31	2,33	2,29	2,30	3,57
Différence de Taux de Surmortalité Standardisé selon la défavorisation² (TSS_{D5}-TSS_{D1}) [IC 95%]	IEC1	-0,1 [-2,3; 2,0]	2,3 [-1,1; 5,7]	2,5 [0,0; 5,1]	-0,4 [-2,3; 1,5]	1,7 [-5,9; 9,2]
	IEC2	-1,1 [-3,3; 1,1]	0,2 [-3,3; 3,7]	1,8 [-0,4; 4,0]	2,0 [-1,4; 5,3]	-1,1 [-5,6; 3,4]
	IEC3	0,3 [-2,2; 2,9]	-0,7 [-4,1; 2,8]	-0,2 [-2,6; 2,1]	-0,8 [-3,0; 1,3]	9,6 [4,2; 15,0]
	IEC4	-1,1 [-3,6; 1,4]	2,0 [-2,6; 6,6]	1,4 [-0,8; 3,7]	1,8 [-0,7; 4,4]	10,6 [6,6; 14,6]
	IEC5	0,1 [-2,3; 2,6]	-1,8 [-5,2; 1,6]	2,1 [-1,0; 5,2]	5,3 [1,2; 9,4]	10,3 [6,4; 14,2]

TSS_{D1}, TSS_{D5} : taux standardisé par âge et sexe, par jour et pour 100 000 habitants pour les cantons des premiers et cinquième quintiles de défavorisation

¹ : moyenne pondérée par la population des IEC des cantons

² : différence entre TSS_{D5} et TSS_{D1}

Conclusion

Dans cette étude, nous avons défini des indicateurs de disparités spatiales socio-économiques et d'exposition à la chaleur afin de les mettre en relation avec l'hétérogénéité géographique de la surmortalité associée à la vague de chaleur d'août 2003.

Les analyses ont été réalisées à l'échelle des cantons, la perte d'informations liée au passage de l'échelle communale à l'échelle cantonale étant faible aussi bien pour les variables socio-économiques que de températures au regard du gain de précision statistique liée à la baisse de variabilité de Poisson des effectifs de décès.

L'indicateur spatial d'exposition à la chaleur a été construit de façon à maximiser son association avec la surmortalité observée du 3 au 15 août 2003. Les variables employées sont issues d'une analyse temporelle construisant une prévision optimale de la mortalité quotidienne à l'échelle de la France par des variables de température. A ces variables ont été rajoutées des variables de températures relatives à la température habituelle et des variables de concentration d'ozone. L'indicateur ainsi construit explique 68% de la variabilité extra-poissonnienne de la mortalité pendant la vague de chaleur.

Cet indice d'exposition à la chaleur est sensiblement plus élevé dans les zones les plus urbaines, ce qui met probablement en évidence un effet d'îlot de chaleur urbain. Cependant, cet effet ne semble pas suffisant pour expliquer l'exposition nettement plus importante dans l'agglomération parisienne.

L'association entre l'indicateur d'exposition à la chaleur et la surmortalité à l'échelle des cantons du 3 au 15 août 2003 est plus forte dans les cantons les plus défavorisés, et ce uniquement dans l'agglomération parisienne. Nous n'observons pas une telle "interaction" entre exposition à la chaleur et défavorisation dans les autres Tranches d'Unité Urbaine qui se trouvent être à la fois nettement moins exposées à la chaleur, et, du point de vue de la défavorisation, à un niveau moyen plus élevé et nettement moins hétérogène.

Ces travaux établissent une vulnérabilité aux vagues de chaleur plus importante des populations socio-économiquement défavorisées dans l'agglomération parisienne. Cependant, aucun segment de la population ne doit être considéré comme protégé des risques de mortalité liés aux vagues de chaleur.

BIBLIOGRAPHIE

- 1 IPCC. Climate change 2001 : Synthesis Report. A contribution of Working Groups I, II and III to the Third Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change. *Cambridge University Press* 2001.
- 2 BASU R, SAMET JM. Relation between elevated ambient temperature and mortality : a review of the epidemiologic evidence. *Epidemiol Rev* 2002 ; **24**(2) :190-202.
- 3 BESANCENOT J. Vagues de chaleur et mortalité dans les grandes agglomérations urbaines. *Environnement, risques et santé* 2002 ; **4**(1) :229-240.
- 4 REY G, JOUGLA E, FOUILLET A, *et al.* The impact of major heat waves on all-cause and cause-specific mortality in France from 1971 to 2003. *Int Arch Occup Environ Health* 2007 ; **80**(7) : 615-26.
- 5 TOWNSEND P. Deprivation. *Int Soc Pol* 1987 ; **16**(2) : 125-148.
- 6 FOUILLET A, REY G, JOUGLA E, *et al.* A predictive model relating daily fluctuations in summer temperatures and mortality rates. *BMC Public Health* 2007 ; **7** : 114.
- 7 ROBINSON P. On the definition of a heat wave. *J Appl Meteorol* 2000 ; **40**(4) : 762-75.
- 8 CURRIERO FC, HEINER KS, SAMET JM, *et al.* Temperature and mortality in 11 cities of the eastern United States. *Am J Epidemiol* 2002 ; **155**(1) : 80-7.
- 9 ITO K, DE LEON SF, LIPPMANN M. Associations between ozone and daily mortality : analysis and meta-analysis. *Epidemiology* 2005 ; **16**(4) : 446-57.
- 10 CHEN TM, GOKHALE J, SHOFER S, *et al.* Outdoor air pollution : ozone health effects. *Am J Med Sci* 2007 ; **333**(4) : 244-8.
- 11 KEATINGE WR, DONALDSON GC. Heat acclimatization and sunshine cause false indications of mortality due to ozone. *Environ Res* 2006 ; **100**(3) : 387-93.
- 12 DEAR K, RANMUTHUGALA G, KJELLSTROM T, *et al.* Effects of temperature and ozone on daily mortality during the August 2003 heat wave in France. *Arch Environ Occup Health* 2005 ; **60**(4) : 205-12.
- 13 FILLEUL L, CASSADOU S, MEDINA S, *et al.* The relation between temperature, ozone, and mortality in nine French cities during the heat wave of 2003. *Environ Health Perspect* 2006 ; **114**(9) : 1344-7.
- 14 FOUILLET A, REY G, LAURENT F, *et al.* Excess mortality related to the August 2003 heat wave in France. *Int Arch Occup Environ Health* 2006 ; **80**(1) : 16-24.