UNIVERSITÉ TOULOUSE III – PAUL SABATIER FACULTÉ DE MÉDECINE

Année 2017

THÈSE

POUR LE DIPLÔME D'ÉTAT DE DOCTEUR EN MÉDECINE SPÉCIALITÉ MÉDECINE GÉNÉRALE

Présentée et soutenue publiquement par

Romain MONTORIOL

Le 26 juin 2017

L'analyse spatiale appliquée aux violences faites aux femmes au sein du couple : l'exemple Toulousain

Directeur de thèse : Dr Frédéric SAVALL

Monsieur le Professeur Norbert TELMON
Madame le Professeur Marie-Eve ROUGE-BUGAT
Madame le Professeur Sandrine CHARPENTIER
Monsieur le Docteur Christophe BARTOLI
Monsieur le Docteur Frédéric SAVALL

Président Assesseur Assesseur Assesseur



Remerciements à mon jury de thèse

Au Pr Norbert Telmon,

Merci d'avoir accepter de présider ce jury de thèse et de m'avoir permis de travailler sur ce sujet. Merci également de m'avoir permis de construire un projet professionnel solide dans lequel nombres de compétences acquises me seront utiles quelque soit mon avenir.

Au Pr Marie-Eve Rougé-Bugat,

Je vous remercie pour l'intérêt que vous avez porté à ce travail et d'accepté de faire partie de ce jury.

Au Pr Sandrine Charpentier,

Je vous remercie d'avoir accepté de juger ce travail et pour l'intérêt que vous y avez porté.

Au Dr Frédéric Savall,

Je vous remercie d'avoir accepté de dirigé ce travail de thèse et de m'avoir encadré et guidé dans ce travail ainsi que pour toutes les compétences que vous avez pu me transmettre que ce soit dans le travail de recherche qu'en médecine légale.

Au Dr Christophe Bartoli,

Merci pour votre enthousiasme concernant ce travail et d'avoir accepté de faire parti de ce jury de thèse malgré la distance.

Remerciements personnels

A ma femme, Hélène, pour ces années de bonheur, son support, sa compréhension et son amour.

A ma mère, pour m'avoir transmis sa ténacité, pour son amour inconditionnel et sa présence quoiqu'il arrive.

A ma sœur, merci de m'avoir accompagné toutes ces années.

A mon père pour m'avoir transmis son esprit scientifique.

A Jean-Alain, mon compagnon de galère, pour ton amitié et tous les bons moments passés ensemble. Continu d'être révolté.

A Romain, à notre longue amitié, à toutes ces heures d'entraînement passées ensemble et à tous ces moments qui resteront gravé dans ma mémoire.

A Virginie et Nicolas, merci de m'avoir accompagné et pour tous les moments passés ensemble.

A Édouard, Louis, Simon, pour les moments inoubliables passés ensemble.

Au Dr Vergnault, pour m'avoir encadré et toutes les connaissances que tu m'as apporté.

Au Dr Guilbeau-Frugier pour son encadrement dans le domaine scientifique et son dynamisme.

Au Dr Costagliola pour ses conseils et ses enseignements.

Au Dr Gainza, au Dr Grill, et Dr Dombré pour leurs enseignements.

A Malek, merci pour tout tes conseils, ta résilience face aux événements impose le respect.

Glossaire

INSEE Institut National de la Statistique et des Etudes Economiques

INVS Institut de Veille Sanitaire

IRIS Ilôt de Recensement pour l'Information Statistique

SIR Ratio d'Incidence Standardisé

UMJ Unité Médico-Judiciaire

VFF Violences Faites aux Femmes

Table des matières

1.	Introduction								
2.	Matériel et Méthode								
2.1	Population								
2.2	Cartograhie des incidences								
2.3	Analyse spatiales								
	2.3.1	Construction of	4						
	2.3.2	5							
		2.3.2.1	Tests d'h	omogénéi	té	• • • • • • • • • • • • • • • • • • • •	5		
		2.3.2.2	Recherch	ne d'autoc	orrélation spatial	e globale.	5		
		2.3.2.3	Bootsrap)		• • • • • • • • • • • • • • • • • • • •	6		
	2.3.3	Identifications	des	zones	responsables	de	l'hétérogénéité		
spatial	e	• • • • • • • • • • • • • • • • • • • •	• • • • • • • • • • • • • • • • • • • •	• • • • • • • • • • • • • • • • • • • •			7		
		2.3.3.1	Ratio d'i	ncidence s	standardisée (SIR	.)	7		
		2.3.3.2	Analyse	locale de l	'autocorrélation	spatiale	7		
2.4	Analyse statistique multivariée								
3.	Résult	ats	• • • • • • • • • • • • • • • • • • • •				10		
3.1	Statistiques générales						10		
3.2	Cartographie des incidences								
3.3	Analy	Analyse spatiales							
	3.3.1	13							
		3.3.1.1	Tests d'h	omogénéi	té	• • • • • • • • • • • • • • • • • • • •			
		3.3.1.2	Recherch	ne d'une a	utocorrélation sp	atiale glol	oale		
	3.3.2	Identification	des	zones	responsables	d'une	hétérogénéité		
spatial	e	• • • • • • • • • • • • • • • • • • • •	•••••	• • • • • • • • • • • • • • • • • • • •	•••••		15		
		3.3.2.1	Ratio d'i	ncidence s	standardisé (SIR)	• • • • • • • • • • • • • • • • • • • •			
		3.3.2.2	Analyse	locale de l	'autocorrélation	spatiale	15		
3.4	Analy	se statistique m	ultivariée						
4.	Discussion						18		
4.1									
4.2	Population et quartiers prioritaires								
4.3	Métho	Méthode21							
	4.3.1	21							
	4.3.2	Discussion aut	tour de no	tre métho	de		23		

4.4	Limites, biais et ouvertures
5.	Conclusion
6.	Références
7.	Table des figures
Anexe	1 Liste des quartiers administratifs de Toulouse correspondant à la numérotation du
calque	
Annex	e 2 SIR des VFF au sein du couple avant et après application du lissage
Bayési	en
Annex	e 3 Situations cliniques associées aux violences au sein du couple, adaptées de
Black	MC Intimate partner violence and adverse health consequences; implications for
clinicia	ns. American Journal of Lifestyle Medicine35

1. Introduction

Les VFF au sein du couple constituent un problème « d'ampleur épidémique » et une violation des droits de l'Homme à travers le monde (1).

En 2015, la délégation aux victimes a publié pour le ministère de l'intérieur une étude nationale sur les morts violentes au sein du couple (2). Il en ressort que 115 femmes ont été victimes de leur partenaire ou ex-partenaire de vie pour des faits qualifiés d'assassinat, d'homicide ou de violences volontaires ayant entrainé la mort sans intention de la donner, dont 3 cas recensés en région Midi-Pyrénées. Il a été retrouvé une notion de violence physique, psychique ou sexuelle antérieure chez 44 d'entre elles (environs 38 %), et dans 10 cas la notion de violences réciproques. On estime à 216 000 le nombre moyen de femmes victimes de violences physiques et/ou sexuelles par an, soit 0,1 % de la population totale (3).

Les conséquences sur la santé des femmes victimes à court, moyen et long terme sont démontrées et de grande ampleur (4–7). Le coût humain, social et économique est considérable en France et dans le monde (8,9). En 2015, Claudia Garcia-Moreno a proposé une liste de recommandations à mettre en oeuvre et d'indicateurs pour vérifier l'efficacité des mesures entreprises pour les cinq années à venir (10). L'une de ces mesures concerne le renforcement du rôle du système de santé. Entre autres, elle proposait une formation initiale et continue des acteurs de santé.

L'organisation du système de santé doit permettre aux professionnels de santé d'orienter et de prendre en charge les victimes. Le fondement de ces mesures reposent sur le constat que les femmes victimes de violence au sein du couple sont plus susceptibles que les autres d'avoir recours à des soins, quelque soit leur forme, et ce même si elles ne dévoilent pas être victimes de violences (1,5). Le rôle du système de santé dans la prise en charge de ces victimes est majeur, il est même décrit comme vital par Davidson et al (11).

D'après le bureau de la justice des États-Unis, le taux de VFF au sein du couple aurait baissé de 53 % entre 1993 et 2008 et le nombre d'homicide conjugaux de 26 % (12). Cette baisse a été attribuée au « Violence Against Women Act » ayant autorisé le financement de programmes de lutte contre les VFF, ce qui illustre la nécessité de mesures politiques et de financement dans le cadre de la lutte contre ces violences (13,14).

En France, l'instauration du cinquième plan interministériel de prévention et de lutte contre les VFF par le ministre des familles, de l'enfance et des droits de la femme illustre l'actualité et l'importance du sujet.

Sur la commune de Toulouse, les victimes déposant une plainte sont amenées à consulter un médecin légiste pour la rédaction d'un certificat médical initial dans le cadre d'une procédure en accord avec le Procureur de la République, ce qui place l'unité médico-judiciaire dans une position privilégiée pour observer ces violences. Entre 2005 et 2014, 7244 certificats ont été rédigées pour des femmes victimes de violences au sein du couple (15).

L'analyse spatiale trouve sa source dans le domaine de la santé publique avec l'une des premières cartes produite par le médecin britannique John Snow en 1854 dans le cadre de l'épidémie de choléra qui sévissait à Londres. Cette carte était constituée de données ponctuelles qui ont permis de rechercher une agrégation des cas (16). Une agrégation ou cluster peut être définit comme une augmentation du nombre d'événements sur une zone géographique particulière. Le développement de modèles mathématiques associé à l'explosion des capacités de calcul des processeurs ont permis de traiter des données complexes telles que les bases de données des systèmes d'information géographique. Ces systèmes d'information géographique se sont révélés être des outils performants dans l'étude et l'évaluation de stratégies dans le domaine de la santé publique (17,18). Nombre de modèles mathématiques développés se basent sur la distribution de Poisson, également appelée loi des événements rares. Cette loi de probabilité modélise les variables aléatoires discrètes et positives. Malgré sa description par Siméon Denis Poisson en 1838 dans son ouvrage « Recherche sur la probabilité des jugements en matière criminelle et en matière civile », peu de publications dans le domaine de la violence ont utilisé des systèmes d'information géographique et des modèles d'analyse spatiale. Gracia et al ont publié une étude de corrélation géographique dans laquelle une régression de Poisson a été utilisée (19,20). Ces deux études s'intègrent dans le champ d'étude récent de l'influence du « voisinage » (« neighborhood ») sur les violences. Un nombre important de publications récentes étudie ces influences mais la plupart sont des études de victimation (21,22). Ce champ d'étude sociologique repose sur la théorie de la désorganisation sociale, concept sociologique américain peu introduit en France (23).

L'objectif de cette étude est d'évaluer la distribution spatiale des VFF au sein du couple sur la commune de Toulouse.

2. Matériel et Méthode

2.1. Population

Nous avons mené une étude observationnelle rétrospective et monocentrique. Les adresses des femmes domiciliées à Toulouse ayant consulté pour des violences physiques au sein du couple entre janvier 2015 et décembre 2016 ont été incluses. Les doublons ainsi que les adresses correspondant à des foyers sociaux ont été exclus afin de ne prendre en compte que le lieu de vie comme marqueur de la violence. Les adresses recueillies ont été anonymisées pour préserver la confidentialité et la sécurité de ces femmes victimes de violences conformément aux recommandations (24).

Afin de rechercher une corrélation entre ces VFF au sein du couple et l'ensemble des violences volontaires, toutes les adresses des victimes ayant consulté à l'UMJ dans le cadre de violences volontaires ont été recueillies.

Ces données étant rétrospectives, l'avis du Comité de Protection des Personnes n'est pas nécessaire d'après le décret n° 2016-1537 (loi Jardé). La base de données utilisée est déclarée à la Commission Nationale de l'Informatique et des Libertés.

2.2. Cartographie des incidences

La représentation cartographique des VFF au sein du couple a été réalisée à l'aide d'un système d'information géographique libre et opensource appelé QGIS (25). Le système géodésique utilisé était le Réseau Géodésique Français 93/Lambert 93 (EPSG 2154). Le géoréférencement, ou géocodage, consiste en l'attribution de coordonnées géographiques à une adresse à partir d'une base de données. Il a été réalisé à l'aide de QBAN(O), une extension du logiciel QGIS (26). Les adresses ayant échoué au géocodage ou bien ayant un score de fiabilité trop bas ont été corrigées manuellement lorsque cela était possible, ou supprimées en cas d'ambiguité. La base de données utilisée pour le géoréférencement était la Base Adresse Nationale développée par le gouvernement français et en collaboration avec plusieurs institutions privées et publiques (27). Les unités spatiales utilisées étaient les Ilots Regroupés pour l'Information Statistique (IRIS). Le découpage des IRIS est déterminé par l'Institut National de la Statistique et des Études économiques (INSEE). Le recensement de population utilisé était celui publié en 2012 (28). La ville de Toulouse est découpée en 153 IRIS avec 453 317 habitants dont 234 056 femmes. Le découpage en quartiers « prioritaires » autrement appelés quartiers de la politique de la ville a également été utilisé. Ces quartiers sont définis actuellement par le décret n°2014-1750 du 30

décembre 2014 pour la France métropolitaine. Cette délimitation est basée sur le critère de concentration des populations à bas revenus. Leurs contours ont été élaborés par le Commissariat général à l'égalité des territoires en se basant sur les données INSEE de recensement et de revenu et après discussion avec les élus locaux sur la pertinence du découpage (au cas par cas). Pour la représentation graphique, le nombre de violences a été agrégé par IRIS et rapporté à la population à risque. Dans notre étude, nous avons considéré la population à risque comme étant la population de femmes. Les taux calculés ont été discrétisés par la méthode de Jenks (29) . Cette méthode, appelée également méthode des seuils naturels, est celle recommandée dans l'analyse spatiale en vue de rechercher un excès de risque relatif de l'événement (30). Elle repose sur un algorithme qui identifie par itération les bornes de classes qui regroupent le mieux les valeurs similaires et qui augmentent les variations entre classes.

La même méthodologie a été appliquée pour l'ensemble des violences volontaires afin de visualiser comparativement les résultats.

Les analyses statistiques ont été réalisées avec le logiciel R (31).

2.3. Analyse spatiale

2.3.1. Construction du modèle statistique

La variable aléatoire *Oi* représente le nombre d'adresse observé dans l'IRIS *i*.

Le nombre de cas attendu dans l'IRIS i est représenté par Ei et la population à risque par Pi (le nombre de femmes par IRIS). O_T , E_T et P_T représentent la somme sur toutes les unités spatiales du nombre de cas observés, de cas attendus et de la population à risque. Le nombre de cas attendu peut être calculé de différentes manières, il correspond au nombre de cas calculé à partir de la population à risque et du risque relatif, ou du ratio d'incidence de survenue de l'événement. Ces derniers sont la plupart du temps estimés à partir de données nationales qui font références.

Dans notre cas, ces données nationales n'existant pas, nous avons réalisé une standardisation interne ce qui signifie que le nombre cas attendu est le rapport entre le nombre total de d'adresse recueillit et le nombre total de femme recensé dans la ville. Ce

qui implique que $O_T = E_T$ et donc le ratio d'incidence de notre événement $r_T = \frac{E_T}{P_T}$. La variable aléatoire Oi est une variable discrète et indépendante, donc considérée comme

suivant une loi de Poisson de paramètre $\lambda_i E_i$: $O_i \sim Po(\lambda_i E_i)$ où λ_i représente le ratio d'incidence spécifique à l'unité spatiale i. C'est ce λ_i qui, s'il est plus grand ou plus petit que le ratio d'incidence de notre étude (r_T), correspondra à un excès ou un déficit de risque relatif au sein de l'IRIS.

2.3.2. Recherche d'hétérogénéité spatiale globale

2.3.2.1. Tests d'homogénéité

Ces tests globaux sont utilisés comme première approche pour tester si le risque relatif/ratios d'incidence est homogène sur la zone géographique étudiée. L'hypothèse nulle H0 pour ces tests est donc vérifiée lorsque les ratios d'incidences sont égaux dans toutes les unités spatiales : $r_i = ... = r_n = \lambda$ avec $\lambda = 1$ du fait de la standardisation interne. Les seuils de significativité ont été fixés à 5 %.

Test du χ^2 de Pearson

Ce test statistique est calculé selon la formule suivante
$$T = \frac{\sum_{i=1}^{n} (Oi - Ei)^2}{Ei}$$

Ainsi, si les nombres observés sont dans l'intervalle de confiance, alors la variation est due à une fluctuation aléatoire selon une distribution de Poisson.

Test de Potthoff et Whittinghills

Ce test, publié en 1966 (32,33), a pour principe que les données suivent une distribution multinomiale. L'hypothèse alternative H1 est la suivante : $r_i \sim G\alpha(\lambda^2/\sigma^2, \lambda/\sigma^2)$

Elle implique que le ratio d'incidence suit une loi gamma de moyenne λ et de variance σ^2 . Le calcul du test statistique est le suivant :

$$PW = E \sum \frac{Oi(Oi - 1)}{Ei}$$

2.3.2.2. Recherche d'autocorrélation spatiale globale

L'autocorrélation spatiale est la présence d'une corrélation entre observations géographiques voisines. On peut l'évaluer à l'échelle globale ou locale.

Mettre en évidence une répartition spatiale particulière implique souvent la recherche de similarité de fréquence de l'événement dans les zones géographiques proches et cela revient à une mesure de l'autocorrélation spatiale.

L'indice I de Moran et l'indice C de Geary sont les indices les plus classiquement utilisés dans la mesure de l'autocorrélation spatiale globale. L'indice de Moran correspond au ratio entre la covariance des observations contigus et la variance totale de l'échantillon (34). Sa valeur s'étend de -1 (corrélation négative ou répulsion) à 1 (corrélation positive ou attraction). Une valeur à 0 correspond à l'absence d'autocorrélation spatiale. La Figure 1 illustre les différentes valeurs que peut prendre l'indice de Moran sur des surfaces contigus.

Dans sa version classique, cet indice ne prend pas en compte la densité de population. Le nombre de violence par unité spatiale a donc été pondéré par le nombre de femmes habitant l'unité spatiale, comme décrit par Huang et al (35).

L'indice C de Geary correspond au rapport de la variance des écarts entre observations contiguës à la variance totale (36). Il est réputé moins stable que l'indice de Moran plus sensible aux variations locales de l'autocorrélation spatiale (37). Sa valeur s'étend de 0 à 2 où 1 correspond à l'absence d'autocorrélation spatiale. Lorsque l'indice de Geary est inférieur à 1 cela correspond à une autocorrélation positive (tendance à l'agrégation) et inversement.

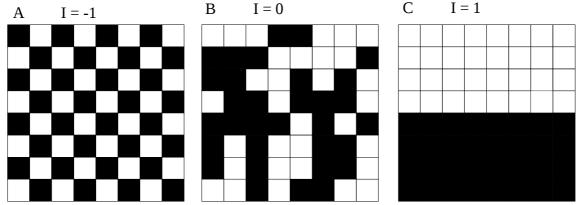


Figure 1 - Différente configuration de surfaces contigus tel qu'il y ait corrélation négative (dispersion parfaite c'est-à-dire disposition en damier) (A), absence d'autocorrélation spatiale (B) et corrélation positive (ou agrégation) (C)

2.3.2.3. Bootstrap

Compte-tenu de sa facilité de mise en œuvre, un échantillonnage par bootstrap a été utilisé consistant à simuler le nombre de cas observés au travers des différentes unités spatiales et de calculer pour chaque simulation la valeur du test statistique.

Le modèle utilisé pour les simulations était une distribution de Poisson. Après un nombre suffisant de simulations, une approximation de la loi de probabilité du test statistique est obtenue et la p-value peut être facilement calculée.

2.3.3. Identifications des zones responsables de l'hétérogénéité spatiale

2.3.3.1. Ratio d'incidence standardisée (SIR)

Le SIR est un estimateur du risque relatif obtenu en divisant le nombre de cas observés sur le nombre cas attendus. La variance de cet estimateur est proportionnelle à *1/Ei* ce qui le rend instable lorsque la population à risque est grande par rapport à l'événement étudié, ce qui est notre cas.

Pour palier à ce problème, différents modèles statistiques ont été proposés pour corriger cette instabilité, et cette correction est recommandée par l'Invs (30). Un lissage de taux par estimation bayésienne empirique a été utilisé à l'aide du modèle non spatial Poisson-Gamma (38). Le SIR et le SIR lissé ont été représentés sur une carte (« disease mapping »). Cette modélisation permet une première approche d'identification d'agrégat (clusters). La significativité des SIR a été calculée à l'aide d'un test du χ^2 de Pearson et représentée sur une carte.

2.3.3.2. Analyse locale de l'autocorrélation spatiale

L'analyse locale de l'autocorrélation spatiale a été effectuée à l'aide du diagramme de Moran et de la cartographie des voisinages influents. Ces deux représentations graphiques se basent sur la mesure locale de l'autocorrélation spatiale à l'aide de l'indice de Moran. Dans le diagramme de Moran, les unités spatiales sont réparties sur un graphique en quatre quadrants. Le High-High, correspondant aux « Hot Spots » comprend des unités spatiales avec une valeur élevée entourée d'unités spatiales à valeur élevée. Le cadrant Low-Low, également appelé « Cold Spot », correspond à des unités spatiales à valeur basse entourée d'unités spatiales à valeur desvée et inversement pour le cadrant High-Low. La Figure 2 permet de visualiser la présentation des résultats sur ce type d'analyse.

La cartographie des voisinages influents permet de visualiser sur une carte, les unités spatiales en fonction de leur affection dans l'un des quatre cadrants.

Décalage spatial standardisé

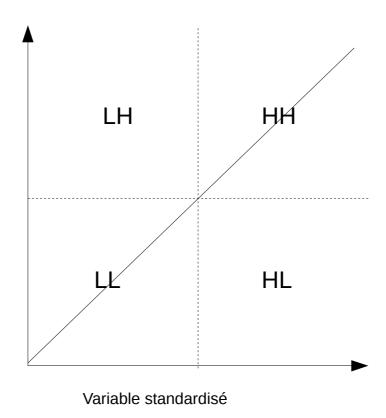


Figure 2 - Représentation schématique d'un diagramme de Moran. Les cadrants sont délimités par les droites en pointiés. HH: cadrant High High; HL: cadrant High Low; LL: cadrant Low Low; LH: cadrant Low High. La pente de la droite continue correspond à la valeur de l'indice de Moran global.

2.4. Analyse statistique multivariée

Un modèle linéaire généralisé de régression de Poisson a été utilisé. La variable à expliquer était le nombre d'adresses de VFF au sein du couple parmi les IRIS.

Les variables explicatives utilisées étaient le nombre d'adresses par unité spatiale de toutes les victimes de violences volontaires ayant consulté à l'UMJ, le revenu disponible médian (donnée issu du recensement 2012 publié par l'INSEE), et les pourcentages des tranches d'âge de la population de femmes par IRIS. Le revenu disponible est le revenu dont dispose un ménage afin de consommer ou d'épargner, les aides sociales sont ajoutées au salaire et les impôts, cotisations sociales, prestations sociales retranchées.

Comme vu plus haut, nous avons considéré que la variable à expliquer étudiée suivait une loi de Poisson de paramètre $\lambda_i E_i$. Afin de prendre en compte les variations liées à la

population, le nombre de cas attendus a été utilisé comme variable de décalage (offset), sous la forme log(Ei). Le modèle de régression de Poisson était donc le suivant :

 $\log(\lambda_i) = \alpha + \beta_1(x_i)_1 + ... + \beta_n(x_i)_n + \log(E_i)$ avec α l'intercept, β_n le coefficient de régression de la covariable x_n .

Le meilleur modèle de régression en terme de covariable a été sélectionné par une méthode d'itération successive.

3. Résultats

3.1. Statistiques générales

Sur la période de recueil, 517 adresses de femmes ayant consulté à l'UMJ pour violences au sein du couple ont pu être géoréférencées. Une vingtaine d'adresses ont été exclues car elles correspondaient à un foyer d'accueil social et étaient responsables d'une agrégation artificielle au sein de son unité spatiale. L'âge des victimes s'étendait de 14 à 75 ans avec une médiane à 31 ans. La répartition des violences par IRIS s'étendait de 0 à 15 ‰ avec une médiane à 1,8 ‰, une moyenne à 2,3 ‰ et une déviation standard à 2,1 ‰. La Figure 3 est un histogramme qui illustre la distribution des valeurs retrouvées par IRIS.

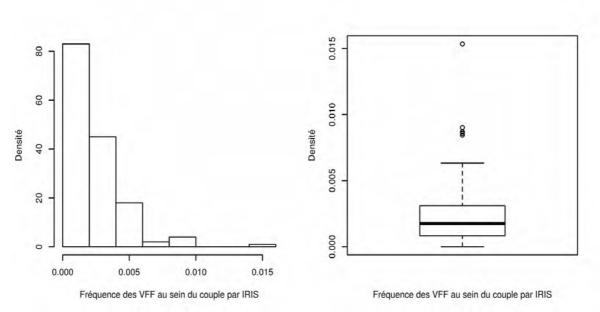


Figure 3 - Histogramme des fréquences des VFF au sein du couple par IRIS (à gauche) et le boxplot (à droite)

Concernant la totalité des violences volontaires, 3288 adresses ont été géoréférencées sur la période de recueil. Le nombre d'adresses par IRIS s'étendait de 1,4 ‰ à 20 ‰ avec une médiane à 6,9 ‰, une moyenne à 7,5 ‰ et une déviation standard à 3,5 ‰. La Figure 4 illustre cette distribution.

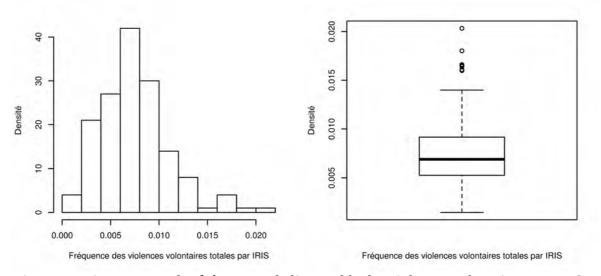


Figure 4 - Histogramme des fréquences de l'ensemble des violences volontaires par IRIS (à gauche) et le boxplot (à droite)

3.2. Cartographie des incidences

La Figure 5A représente le nombre de femmes victimes de violences au sein du couple rapporté au nombre de femmes par IRIS dans la commune de Toulouse. Cette cartographie donne une première approche rapide et intuitive de la répartition des adresses par IRIS. L'hétérogénéité spatiale des violences est remarquable, avec de nombreuses zones, des groupements d'IRIS, avec un taux faible (< 1,5 %) et deux à trois grandes zones à taux plus élevé qui pourraient constituer des agrégats. Cette distribution est retrouvée dans une moindre mesure sur la carte de l'ensemble des violences volontaires avec cependant des cassures moins importantes (Figure 5B). Pour ces deux cartes, la superposition des quartiers prioritaires ne calque pas strictement sur des zones à taux élevés mais deux des grandes zones évoquées ci-dessus semblent beaucoup plus étendues et centrées chacune sur des quartiers prioritaires. Dans les deux cas, le centre ville semble épargné.

En maximisant les écarts entre classes par la méthode Jenks, il est possible d'avoir une première idée d'éventuelles agrégations. Cependant, il n'y a pas d'information sur le surrisque ou surtout le sous-risque.

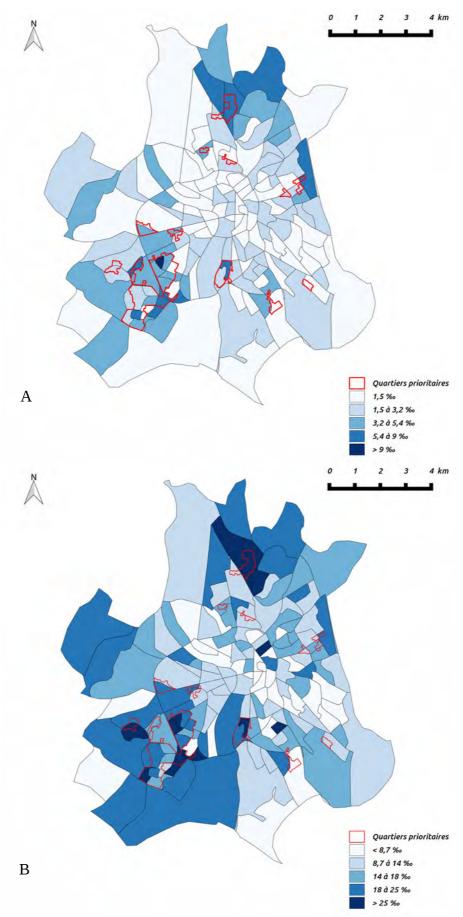


Figure 5 – Carte des fréquence par IRIS des VFF au sein du couple (A) et des violences volontaires totales (B) avec superposition du découpage des quartiers prioritaires. Un calque est fournit délimitant les quartiers administratifs. La correspondance des numérotations se trouve en annexe 1.

3.3. Analyse spatiale

3.3.1. Recherche d'hétérogénéité spatiale globale

3.3.1.1. Tests d'homogénéité

Test du χ^2 de Pearson et test de Potthoff et Whittinghills

Les deux méthodes utilisées pour tester l'homogénéité des données montrent que l'on peut rejeter l'hypothèse nulle d'homogénéité (p<0,01) (Figure 6). Les statistiques calculées prennent bien une valeur hors des zones à haute probabilité après les simulations.

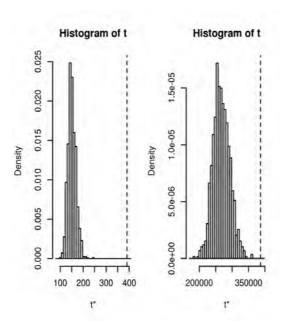


Figure 6 - Test du χ 2 de Pearson (à gauche) et test de Potthoff et Whittinghills (à droite). Les seuils de significativité ont été calculés par bootstrap avec un nombre d'itérations à 1000.

3.3.1.2. Recherche d'une autocorrélation spatiale globale

L'indice I de Moran était à 0.20 (p < 0.001) signifiant qu'une autocorrelation était présente avec une tendance à l'agrégation (autocorrélation positive) du fait du signe positif de l'indice. L'indice C de Geary allait dans le même sens puisqu'il était à 0.73 (p<0,001), rejetant aussi l'hypothèse H0 avec une autocorrelation spatiale positive puisque C < 1.

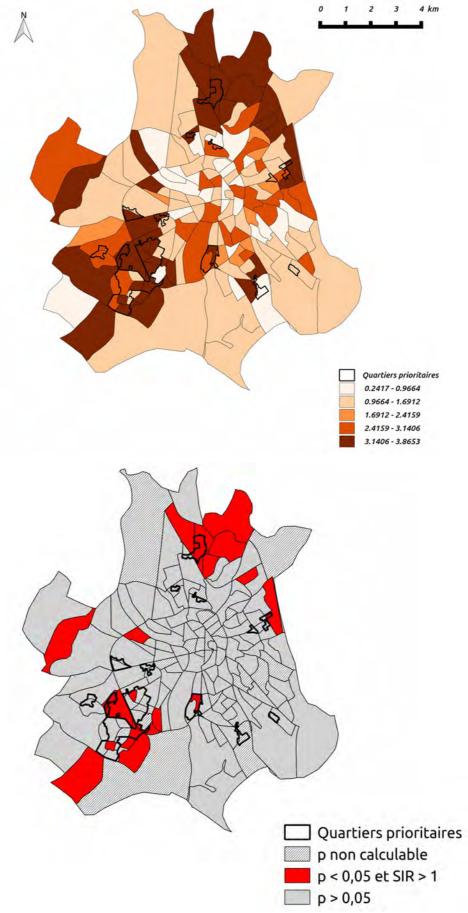


Figure 7 - Représentation cartographique des SIR (en haut) et cartographie des p-value (en bas)

3.3.2. Identification des zones responsables d'une hétérogénéité spatiale

3.3.2.1. Ratio d'incidence standardisé (SIR)

La Figure 7 correspond à la cartographie des SIR lissés par IRIS avec les p-value associées. La lecture de la carte des SIR est un peu moins intuitive puisqu'un SIR proche de 1 correspond à la couleur beige clair. Cette couleur correspond à l'absence d'excès ou de déficit de risque relatif. Le blanc quant à lui correspond à un déficit potentiel, et les couleurs plus foncées à un excès de risque relatif. L'annexe 2 illustre les modifications apportées par le lissage par le modèle Bayésien, qui est faible finalement et concerne plutôt les zones à faible dénombrement d'adresses observé.

On retrouve la même tendance que décrite jusqu'à présent avec la présence d'une hétérogénéité spatiale, des valeurs élevées de SIR sur trois grandes zones géographiques et qui ne sont pas strictement calquées sur les quartiers prioritaires. La cartographie des p-value montre que parmi les grandes zones décrites plus haut, il existe un nombre important d'IRIS ayant un SIR élevé et significatif.

On remarque l'absence de SIR à valeur basse et significatifs. Les SIR en gris correspondent à des SIR dont on ne peut pas exclure que les variations ne soient pas dues aux fluctuations aléatoires.

3.3.2.2. Analyse locale de l'autocorrélation spatiale

Le diagramme de Moran (Figure 8) montre un certain nombre d'atypiques locaux : sept dans le cadrant High-High, un dans le High-Low et quatre dans le Low-High.

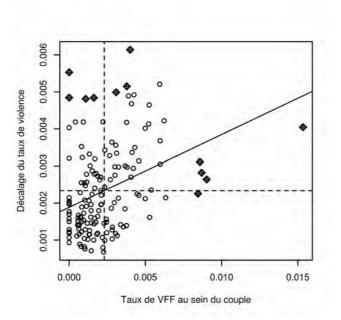


Figure 8 - Diagramme de Moran

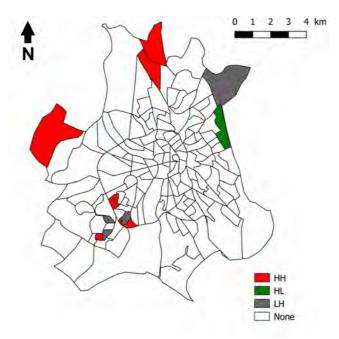


Figure 9 - Cartographie des voisinages influents. HH : cadrant High-high ; HL : High-Low ; LH : Low-High ; None : pas d'autocorrélation spatiale locale

Cette carte (Figure 9) permet de mettre en évidence les unités spatiales munies d'une autocorrélation spatiale qui peut expliquer une partie de l'hétérogénéité spatiale.

3.4. Analyse statistique multivariée

Le Tableau 1 rapporte les résultats de la régression de Poisson après sélection du meilleur modèle par itération parmis les covariables utilisées.

	Estimation	Déviation standard	Z value	p-value
Intercept	1,573e+00	2,672e-01	5,886	< 0,001
Revenu disponible médian	-8,370e-05	1,183e-05	-7,077	< 0,001
Violences volontaires totales	2,094e-02	3,154e-03	6,639	< 0,001
Tranche d'âge 15-29ans (femmes)	-1,511e+00	4,756e-01	-0,177	< 0,001

Tableau 1 – Variables explicatives du meilleur modèle de régression de Poisson retenu et valeurs associées

La covariable « revenu disponible médian » est significative et assignée du négatif, signifiant que sur le territoire étudié, lorsque le revenu médian disponible diminue, le nombre d'adresses par IRIS augmente. Le nombre d'adresse de violences volontaires totales semble corrélé au nombre d'adresses pour violences au sein du couple. Lorsque le nombre de femmes âgées de 15 à 29 ans diminue, l'événement augmente au sein des IRIS. Enfin, l'intercept est significatif, impliquant l'existence des covariables non identifiées qui peuvent expliquer une partie des variations.

4. Discussion

Dans notre étude, des données spatialisées ont été utilisées pour étudier la distribution géographique des VFF au sein du couple. Le lieu de vie des femmes victimes de violences au sein du couple ayant consulté à l'UMJ a constitué l'indicateur des violences.

Une hétérogénéité spatiale a pu être mise en évidence ainsi qu'un lien avec le taux de violences volontaires totales ayant été recensé à l'UMJ, le revenu disponible médian et la tranche d'âge 15-31 ans.

4.1. Hétérogénéité spatiale

Une hétérogénéité spatiale de ces adresses a pu être mise en évidence sur la commune de Toulouse. La représentation cartographique des adresses des incidences donne une première idée concernant cette inhomogénéité sans pouvoir en évaluer la significativité statistique. Elles permettent d'identifier deux grandes zones au nord-est et au sud-ouest de la ville où la proportion dans la population de notre indicateur est plus élevée, et probablement une troisième à l'ouest plus petite. Le SIR est un estimateur du risque relatif, il prend en compte le nombre attendus de cas sous l'hypothèse d'une incidence de référence. Comme attendu, la carte du SIR est très semblable à celle des incidences compte-tenu de cette standardisation interne. Les tests d'homogénéité et les indices globaux d'autocorrélation spatiale ont confirmés au plan statistique, une hétérogénéité spatiale concordant avec les données de la littérature. Dans leur publication, Garcia et al. (19), mettent en évidence un gradient Nord-Sud des violences en cartographiant un risque à posteriori de VFF au sein du couple basé sur un modèle de régression Bayésien avec approche spatiale des effets aléatoires. Bien que leur méthodologie soit différente, l'existence de genre de gradient sous-entend une hétérogénéité spatiale.

Corrélation avec les quartiers prioritaires

Les différentes cartes permettent de superposer la délimitation des quartiers prioritaires avec les fréquences par IRIS et les SIR par IRIS. On remarque qu'il n'y a pas d'excès ou de déficit de risque strictement calqué sur le découpage des quartiers prioritaires, que ce soit avec les SIR lissés ou bien l'autocorrélation spatiale.

En effet, la cartographie des voisinages influents ne retrouve pas systématiquement de hotspot, c'est-à-dire d'agrégation, ni même de low spot (qui correspondrait à l'absence d'événements, donc un sous-risque) à l'intérieur des quartiers prioritaires. La présence de « hot-spot » est attendue sous l'hypothèse d'une augmentation du nombre de violences dans ces quartiers ; alors que la présence de « low-spot » elle, est attendue sous l'hypothèse d'une sous déclaration des VFF au sein du couple.

Hypothèse d'une hétérogénéité spatiale due à une variation du nombre de violence

Les variations observées pourraient être dues à une variation du nombre de violences. Les résultats de la régression vont dans le sens des résultats publiés dans la littérature à savoir que le taux de violence augmente lorsque le niveau socio-économique est bas (39,40). Ces études réalisées par des sociologues tentent de démontrer la théorie de la désorganisation sociale. Cette théorie est d'origine américaine et ne semble pas adaptée aux villes françaises mais plutôt aux grandes villes américaines où sont les ghettos avec un fort taux de criminalité au centre-ville et à la périphérie des résidences pavillonnaires.

Dans notre étude, il existe également une corrélation avec le nombre d'adresses de victimes de violences volontaires totales. Ainsi, il ne semble pas y avoir de spécificité des violences au sein du couple par rapport à l'ensemble des violences volontaires en terme de répartition spatiale.

Dans la littérature, c'est plus le sentiment d'insécurité qui était évalué ce qui ne correspond pas à la même mesure.

Deux publications récentes espagnoles utilisant des données spatiales étayent cette corrélation positive entre violences au sein du couple et milieu socio-économique défavorisé (19,20).

Cependant, il est difficile de comparer rigoureusement ces résultats puisque le marqueur utilisé était des ordonnances de protection, ce qui réduit le champ d'étude à des formes graves de violences chez des femmes ayant recours au système judiciaire. Ces deux études sont cependant celles qui se rapprochent le plus de la nôtre puisque les études sur le lien entre violence au sein du couple et le « voisinage » sont très majoritairement des études de victimations (21,22) et ainsi prennent en compte les femmes se disant être victimes de violences au sein du couple qu'elles aient recours ou non au système judiciaire.

Hypothèse d'une hétérogénéité spatiale due à une variabilité du recours à la justice En France, la proportion de femmes victimes de violence au sein du couple ayant recours au système judiciaire serait de 14 % (femmes déposant une plainte) d'après une enquête de victimation nationale (enquête cadre de vie et sécurité) de l'Observatoire national de la délinquance et des réponses pénales (41) En 2005, le Ministère de l'intérieur a signé une convention avec l'institut national d'aide aux victimes et de médiation pour mettre en place des points d'accueil par des associations, dans un certain nombre de commissariats pour recevoir ces victimes. Ces mesures ont été renforcées dans le cadre du 4ème plan interministériel de prévention et de lutte contre les violences faites aux femmes (2014-2016) par la formation des personnels de la gendarmerie et de la police, le recrutement de 70 psychologues sur tout le territoire métropolitain exerçant au sein de commissariats, et l'identification de référents formés sur les violences intra-familiales au sein des commissariats. Des lignes téléphoniques d'écoute ont également été mise en place. L'ensemble de ces mesures récentes devrait avoir un impact sur le recours à la justice de ces femmes et une étude spatio-temporelle pourrait permettre d'en percevoir les effets.

Plusieurs facteurs pourraient entrer en jeu, expliquant d'éventuelles variations de cette proportion. Le coût des procédures judiciaires qui peut potentiellement freiner l'accès à la justice malgré l'aide juridictionnelle pour les personnes à bas revenu. Le manque de formation des forces de l'ordre peut également représenter un frein comme cela a identifié dans le 4ème plan de lutte contre les VFF entraînant la mise en place des mesures décrite ci-dessus.

Les variations observées dans notre étude mais également dans celle de Gracia et al, pourraient être expliquées, au moins en partie, par des variations de la proportion des femmes victimes ayant recours au système judiciaire.

4.2. Population et quartiers prioritaires

Population d'étude

L'ensemble des femmes ayant consulté à l'UMJ pendant la période de recueil pour des violences au sein du couple a constitué la population d'étude. Des victimes déposant une plainte sur la commune de Toulouse sont amenées à consulter un médecin légiste pour la rédaction d'un certificat médical initial dans le cadre d'une procédure en accord avec le Procureur de la République assurant en principe un recrutement de l'ensemble des femmes victimes de violences au sein du couple ayant décidé d'entrer dans un parcours judiciaire.

Spécificité des quartiers prioritaires

Ces quartiers ont une appellation récente mais correspondent, à quelques exceptions près, aux zones urbaines sensibles. Dans le cadre de la stratégie nationale de prévention de la délinquance 2013-2015, ces quartiers prioritaires ont bénéficié d'un certain nombre de

mesures de lutte contre les violences intrafamiliales et des VFF avec la mise en place, de façon plus précoce que le reste du territoire, des permanences d'aide aux victimes, des intervenants sociaux dans les brigades de gendarmerie et de police ainsi que la mise en place des référents « violence faites aux femmes ».

Les délimitations de ces quartiers basées sur la concentration de personnes à bas revenu pourraient donc sous-entendre des violences plus fréquentes dans ces zones.

Dans notre étude, nous n'avons pas pu mettre en évidence d'agrégation systématique de notre indicateur au sein des limites de ces quartiers.

Une première hypothèse pourrait être que les mesures politiques récentes prises seraient efficaces. Plusieurs arguments s'opposent à cette hypothèse : on s'attend, dans un premier temps, à ce que ces mesures permettent d'augmenter la proportion de femmes déposant plainte puisque ces mesures tendent à inciter les femmes à avoir recours au système judiciaire ; de plus, dans l'étude de l'observatoire national de la délinquance et des réponses pénales, la criminalité ne serait pas plus importante dans ces quartiers, mais le sentiment d'insécurité y serait plutôt élevé.

Cependant, cette donnée n'est pas spécifique des violences intrafamiliales mais concerne davantage les autres types de violences volontaires (agressions).

L'utilisation de données spatialisées des violences au sein du couple à partir des données de cette enquête pourrait éclairer ces propos. La méthodologie présentée dans cette étude n'a pas encore été utilisée dans le cadre de ces enquêtes de victimation à notre connaissance.

4.3. Méthode

4.3.1. Une méthode originale

Une méthodologie issue des études santé environnement

La méthodologie d'épidémiologie spatiale utilisée dans notre étude a fait l'objet de nombreuses publications en « santé environnement » comme celles étudiant le lien entre les centrales nucléaires et les leucémies (42).

Ce type de méthode a pour but d'analyser la répartition spatiale d'un indicateur de santé pour décrire leur variation au sein d'un territoire (étude descriptive), de modéliser leur structure et de mettre en évidence des associations à des facteurs de risques environnementaux (également appelés facteurs d'exposition). Cette dernière étape est appelée « étude de corrélation géographique ou régression écologique ».

Les données étudiées ne sont donc pas des données individuelles mais des données agrégées par unités spatiales, ce qui implique plusieurs avantages et inconvénients généraux ayant fait l'objet d'un certain nombre de publications (43–45).

Les données utilisées sont des données déjà disponibles rendant la mise en œuvre relativement facile, comparativement aux études de victimation par exemple et ce qui implique un coût moindre. L'estimation des facteurs d'exposition étant effectuée à l'échelle des unités géographiques, il est généralement attendu que les variations inter-unités sont supérieures aux variations interindividuelles augmentant ainsi la puissance de l'étude (46). L'utilisation des données agrégées permet d'étudier l'indicateur en rapport avec une population à risque important, ce qui contribue également à augmenter la puissance statistique et ainsi d'étudier des phénomènes et événements rares (maladies rares...).

Enfin, ces études seraient moins sensibles au erreurs de mesure par rapport aux études individuelles.

Les informations individuelles et leurs variations n'étant pas prises en compte, un biais écologique est décrit rendant délicate l'interprétation du lien entre le facteur d'exposition et la survenue de l'événement étudié. Ce biais est lié à la possibilité d'une variation à l'intérieur de l'unité spatiale du facteur d'exposition (30,46).

Une méthodologie originale dans l'étude des violences

Les seules publications pouvant s'approcher de l'épidémiologie spatiale concernant les violences au sein du couple concernaient un modèle Bayésien de régression de Poisson publié par Gracia et al (19,20).

Mais à notre connaissance, aucune n'a étudié les violences au sein du couple à l'aide d'outils statistiques mesurant l'hétérogénéité spatiale en terme de surdispersion ou d'autocorrélation. L'utilisation du lieu de vie des victimes ayant consulté à l'UMJ n'a pas fait l'objet de publications dans ce contexte, à notre connaissance.

L'indicateur utilisé était le lieu de vie des victimes ayant consulté à l'UMJ.

Le nombre de femmes victimes de violences au sein du couple recensé à l'UMJ était de l'ordre de 1 pour 1000 femmes par an sur Toulouse, ce qui en fait une incidence relativement faible et ainsi une bonne application pour la méthode décrite tout au long de cette étude.

4.3.2. Discussion autour de notre méthode

Choix de l'indicateur

Jonhson a modélisé la psychologie des violences au sein du couple en terrorisme intime (intimate terrorism), résistance violente (violent resistance) et les violences situationnelles (situational violence couple) (47). Ainsi, la violence au sein du couple est principalement un processus violent chronique, les actes violents sont réitérés, et concernent la sphère intime.

On peut donc considérer le lieu de vie comme un marqueur géographique pertinent.

Les doublons, c'est-à-dire les femmes ayant consulté à plusieurs reprises à l'UMJ dans le même contexte ont été exclues afin de refléter l'existence d'un processus violent au sein d'un lieu de vie et non des épisodes violents isolés.

Pour ces mêmes raisons, les adresses des femmes correspondant à des foyers sociaux ont été exclues. Ces centres d'accueil sociaux accueillent des victimes afin de les extraire de leur lieu de vie et de leur conjoint généralement dans le cadre de violences.

Zone d'étude et unité spatiale

Nous avons limité notre zone d'étude à la commune de Toulouse. Comme vu plus haut, le parcours des femmes victimes ayant recours à la justice les amène à consulter à l'UMJ, ce qui est moins systématique dès que l'on considère des zones moins urbaines. De plus, la méthodologie même de l'étude risquerait d'enfreindre l'anonymat des victimes en zone peu peuplée. Il reste cependant possible de mener ce genre d'étude dans d'autres villes et d'en comparer les résultats.

Le choix du découpage des unités spatiales doit en théorie permettre d'avoir une variabilité du facteur d'exposition entre les unités importante et une variabilité intra-unité faible pour minimiser le biais écologique.

Dans notre étude, les données nécessaires sont la population à risque (nombre de femmes) au sein de l'unité et les facteurs d'exposition sont les caractéristiques économiques de la population. Les données socio-démographiques ne sont disponibles que pour un nombre limité de découpages géographiques : le découpage statistique, les IRIS, et le découpage administratif avec les quartiers administratifs et cantonaux. Ces dernières données (découpage administratif et cantonal) proviennent finalement d'intégration des IRIS.

Le découpage des quartiers administratifs présente une variabilité intra-unité trop importante des caractéristiques socio-économiques. L'agrégation des cas observés sur les

unités spatiales étudiées émet l'hypothèse que les facteurs d'exposition, ici les caractéristiques socio-économiques, sont uniformes sur toute la zone.

Dans notre étude, la base de donnée ne contenait pas de données individuelles qui auraient pu permettre de vérifier que la population de victimes de violence au sein d'une unité spatiale possède le même niveau socio-économique que la population générale au sein de l'IRIS.

Le découpage en IRIS a été choisi car il constitue le plus petit découpage avec des données socio-économiques disponibles, tendant ainsi à limiter la variabilité intra-unité.

Période d'étude

Les données recueillies ont été agrégées sur la totalité de la période d'étude (deux ans).

Le SMR, l'estimateur du risque relatif, peut être affecté par un bruit lié à la variation temporelle, et l'utilisation d'un modèle Bayésien spatio-temporel peut être nécessaire car ce bruit peut être responsable d'un biais donnant des estimations du risque relatif erronées (48).

Compte-tenu de la faible durée de période de recueil, nous avons considéré ce bruit comme négligeable et utilisé un modèle Bayésien spatial.

Estimation de l'effectif de population à risque

Les recensements de population sont réalisés par l'INSEE chaque année pour les communes de plus de 10 000 habitants par échantillonnage de 8 % de la population. Les dernières données disponibles étaient les données infra-communales de 2012. Posant le problème de l'estimation de la population à risque (le nombre de femme par IRIS).

En effet, les migrations de population, qu'elles soient massive ou de faible importance, ne sont pas prises en compte, pouvant générer un risque d'erreur difficilement évaluable.

Les données infra-communales publiées possèdent une erreur non uniforme entre les IRIS, imposant un coefficient de variation du fait de la méthode de recensement par échantillonnage. Les modèles utilisés dans notre étude ne prennent pas en compte cette erreur. La plupart des publications sur le sujet traitent de l'ancienne méthodologie de recensement et proposent des solutions non applicables à cette nouvelle méthode de recensement datant de 1999 (49–52).

A notre connaissance, aucune étude n'a évalué les potentielles erreurs induites par la nouvelle méthode de recensement sur le disease mapping et la corrélation géographique.

4.4. Limites, biais et ouvertures

Principaux biais et propositions de solution

Comme mentionné plus haut, il existe au moins deux biais importants imposant la prudence dans l'interprétation des résultats.

Le biais écologique, qui concerne la variation intra-unité des facteurs d'exposition peut être source d'une erreur dont les conséquences ne sont probablement pas prévisibles. L'utilisation de données individuelles permettrait de contrôler la distribution intra-unité des caractéristiques socio-économiques du couple, comme préconisé dans plusieurs publications traitant du biais écologique dans les études « santé environnement » (53–56). Pour préciser le niveau socio-économique des victimes, un score de précarité tel que le score EPICES pourrait être utilisé (57). La comparaison avec des bases de données médicales pourrait être particulièrement intéressante pour étudier la corrélation avec les femmes victimes consultant dans un service d'urgence ou chez un médecin de soins primaires mais n'entrant pas dans un parcours judiciaire.

Le biais lié à l'estimation de la population à risque par recensement nécessite l'étude spécifique des éventuelles erreurs liées au nouveau système de recensement et le développement de modèles statistiques spécifiques.

Une des applications des analyses spatiales concerne la veille sanitaire.

A l'image de ces veilles sanitaires, ce travail peut servir de base pour le développement d'une base de donnée servant de veille dans le domaine de la violence. Cette application nécessitera, par contre, un modèle de lissage Bayésien spatio-temporel (48).

Ce domaine de recherche sur les violences au sein du couple fournit des outils intéressant en terme de santé publique.

Il permet de fournir des données pouvant aider à la connaissance et la compréhension des violences et permettre de guider les décisions de politiques de santé publique, notamment dans le développement de stratégies de prévention actuelles.

Les mesures visant à lutter contre les violences au sein du couple ne peuvent se passer d'acteurs médicaux. Les médecins de soins primaires ainsi que les services d'urgences jouent un rôle central dans le dépistage et l'accueil de ces victimes de violence, car Les femmes victimes seraient plus enclin à confier à un professionnel de santé (58).

Le dépistage précoce associé à une intervention adaptée au stade psychologique de la victime tel que décrit par Claudia Garcia-Moreno, permettrait de minimiser les effets à long terme sur la santé des femmes (59).

Cependant, l'Organisation Mondiale de la Santé préconise de ne pas réaliser de dépistage systématique des violences au sein du couple mais plutôt de favoriser la capacité de réponse de façon adéquate aux femmes se disant victimes de violences ou bien de femmes présentant des symptômes et signes devant faire évoquer ce genre de violences (60). L'annexe 3 rappelle les différents symptômes et signes devant faire évoquer ces violences chez une femme consultant un acteur de santé d'après Black et al (61).

5. Conclusion

Les UMJ jouent un rôle d'observatoire privilégié de la violence sous toutes leurs formes. Une approche par analyse de données spatiales des VFF au sein du couple a été utilisée dans cette étude. Une hétérogénéité spatiale de ces violences sur la commune de Toulouse a pu être mise en évidence, ainsi qu'un lien avec le taux de violences volontaires totales ayant été recensé à l'UMJ, le revenu disponible médian et la tranche d'âge 15-31 ans. L'utilisation de cette méthodologie est originale dans le domaine des VFF au sein du couple. Elle permet une analyse avec une puissance statistique importante. Les résultats de ce type d'études peuvent aider à la prise de décisions politiques.

6. Références

- 1. World Health Organization. Understanding and addressing violence against women: Intimate partner violence. 2012;
- 2. Ministère de l'intérieur, Direction générale de la police nationale, Direction générale de la gendarmerie nationale, Délégation aux victimes. Etude nationale sur les morts violentes au sein du couple. 2015.
- 3. INSEE-ONDRP. Enquête cadre de vie et sécurité. 2012 2013.
- 4. World Health Organization. Global and regional estimates of violence against women: prevalence and health effects of intimate partner violence and non-partner sexual violence [Internet]. Geneva; 2013. Available from: http://www.who.int/reproductivehealth/publications/violence/9789241564625/en/
- 5. Campbell JC. Health consequences of intimate partner violence. Lancet Lond Engl. 2002 Apr 13;359(9314):1331–6.
- 6. Campbell J, García-Moreno C, Sharps P. Abuse During Pregnancy in Industrialized and Developing Countries. Violence Women. 2004 Jul 1;10(7):770–89.
- 7. Ellsberg M, Jansen HA, Heise L, Watts CH, Garcia-Moreno C. Intimate partner violence and women's physical and mental health in the WHO multi-country study on women's health and domestic violence: an observational study. The Lancet. 2008 Apr;371(9619):1165–72.
- 8. Nectoux M, Mugnier C, Baffert S, Albagly M, Thélot B. Évaluation économique des violences conjugales en France. Santé Publique. 2010 Sep 16;22(4):405–16.
- 9. Zhang T, Hoddenbagh J, McDonald S, Scrim K. Une estimation de l'incidence économique de la violence conjugale au Canada en 2009 [Internet]. Ministère de la Justice du Canada; 2009. Available from: http://publications.gc.ca/collections/collection_2013/jus/J4 -17 -2012 -fra.pdf
- 10. García-Moreno C, Zimmerman C, Morris-Gehring A, Heise L, Amin A, Abrahams N, et al. Addressing violence against women: a call to action. The Lancet. 2015 Apr;385(9978):1685–95.
- 11. Davidson LL, Grisso JA, Garcia-Moreno C, Garcia J, King VJ, Marchant S. Training Programs for Healthcare Professionals in Domestic Violence. J Womens Health Gend Based Med. 2001 Dec 1;10(10):953–69.
- 12. Ellsberg M, Arango DJ, Morton M, Gennari F, Kiplesund S, Contreras M, et al. Prevention of violence against women and girls: what does the evidence say? The Lancet. 2015 Apr;385(9977):1555–66.
- 13. Modi MN, Palmer S, Armstrong A. The role of Violence Against Women Act in addressing intimate partner violence: a public health issue. J Womens Health 2002. 2014 Mar;23(3):253–9.
- 14. Boba R, Lilley D. Violence Against Women Act (VAWA) funding: a nationwide assessment of effects on rape and assault. Violence Women. 2009 Feb;15(2):168–85.

- 15. Savall F, Lechevalier A, Hérin F, Vergnault M, Telmon N, Bartoli C. A ten-year experience of physical Intimate partner violence (IPV) in a French forensic unit. J Forensic Leg Med. 2017 Feb;46:12–5.
- 16. Morens DM. Cholera, Chloroform, and the Science of Medicine: A Life of John Snow. Am J Epidemiol. 2004 Sep 15;160(6):605–6.
- 17. Cromley EK, McLafferty SL. GIS and Public Health, Second Edition. Guilford Press; 2011. 530 p.
- 18. Rushton G. Public Health, GIS, and Spatial Analytic Tools. Annu Rev Public Health. 2003;24(1):43–56.
- 19. Gracia E, López-Quílez A, Marco M, Lladosa S, Lila M. The Spatial Epidemiology of Intimate Partner Violence: Do Neighborhoods Matter? Am J Epidemiol. 2015 May 15;kwv016.
- 20. Gracia E, López-Quílez A, Marco M, Lladosa S, Lila M. Exploring Neighborhood Influences on Small-Area Variations in Intimate Partner Violence Risk: A Bayesian Random-Effects Modeling Approach. Int J Environ Res Public Health. 2014 Jan 9;11(1):866–82.
- 21. Pinchevsky GM, Wright EM. The Impact of Neighborhoods on Intimate Partner Violence and Victimization. Trauma Violence Abuse. 2012 Apr 1;13(2):112–32.
- 22. Beyer K, Wallis AB, Hamberger LK. Neighborhood Environment and Intimate Partner Violence A Systematic Review. Trauma Violence Abuse. 2015 Jan 1;16(1):16–47.
- 23. Shaw CR, McKay HD, Hayner NS. Juvenile delinquency and urban areas: A study of rates of delinquents in relation to differential characteristics of local communities in American cities. University of Chicago Press Chicago; 1942.
- 24. Bender AK. Ethics, Methods, and Measures in Intimate Partner Violence Research: The Current State of the Field. Violence Women. 2016 Aug 4;1077801216658977.
- 25. QGIS Geographic Information System. Open Source Geospatial Foundation Project. [Internet]. QGIS Development Team; Available from: http://www.qgis.org/
- 26. QBAN(O) [Internet]. CREASIG; Available from: https://plugins.qgis.org/plugins/QBano/
- 27. Institut National de l'information géographique et forestière, Le groupe la Poste, OpenStreetMap France, Secrétariat Général pour la modernisation de l'action publique. Base Adresse Nationale [Internet]. [cited 2016 Dec 16]. Available from: //adresse.data.gouv.fr
- 28. National Institute of Statistics and Economic Studies [Internet]. Available from: http://www.insee.fr/en/accueil
- 29. Jenks GF. The Data Model Concept in Statistical Mapping. Int Yearb Cartogr. 1967;7:186–90.

- 30. Institut de Veille Sanitaire. Introduction aux statistiques spatiales et aux systèmes d'information géographique en santé environnement Application aux études écologiques [Internet]. [cited 2016 Nov 29]. Available from: http://invs.santepubliquefrance.fr/publications/2011/methodes_statistiques_systeme_in formation/rapport_methodes_statistiques_si_geographique.pdf
- 31. R Development Core Team. R: A Language and Environment for Statistical Computing [Internet]. Vienna, Austria: R Foundation for Statistical Computing; 2008. Available from: http://www.R-project.org
- 32. Clayton D, Kaldor J. Empirical Bayes Estimates of Age-Standardized Relative Risks for Use in Disease Mapping. Biometrics. 1987;43(3):671–81.
- 33. Potthoff RF, Whittinghill M. Testing for Homogeneity: I. The Binomial and Multinomial Distributions. Biometrika. 1966;53(1/2):167–82.
- 34. Potthoff RF, Whittinghill M. Testing for Homogeneity: II. The Poisson Distribution. Biometrika. 1966;53(1/2):183–90.
- 35. Moran PAP. Notes on Continuous Stochastic Phenomena. Biometrika. 1950;37(1/2):17–23.
- 36. Huang L, Pickle LW, Das B. Evaluating spatial methods for investigating global clustering and cluster detection of cancer cases. Stat Med. 2008 Nov 10;27(25):5111–42.
- 37. Geary RC. The Contiguity Ratio and Statistical Mapping. Inc Stat. 1954;5(3):115–46.
- 38. Tivadar M, Schaeffer Y, Torre A, Bray F. OASIS un Outil d'Analyse de la Ségrégation et des Inégalités Spatiales. Cybergeo Eur J Geogr [Internet]. 2014 Dec 20 [cited 2016 Nov 29]; Available from: https://cybergeo.revues.org/26579
- 39. Bonomi AE, Trabert B, Anderson ML, Kernic MA, Holt VL. Intimate Partner Violence and Neighborhood Income: A Longitudinal Analysis. Violence Women. 2014 Jan 1;20(1):42–58.
- 40. Kaukinen CE, Powers RA. The Role of Economic Factors on Women's Risk for Intimate Partner Violence: A Cross-National Comparison of Canada and the United States. Violence Women. 2015 Feb 1;21(2):229–48.
- 41. (Francia) O national de la délinquance, Bauer A. La criminalité en France [Internet]. CNRS; 2008 [cited 2017 Apr 8]. Available from: https://www.inhesj.fr/sites/default/files/fichiers_site/ondrp/rapports_annuels/synthese_2012.pdf
- 42. Waller LA, Turnbull BW, Gustafsson G, Hjalmars U, Andersson B. Detection and assessment of clusters of disease: an application to nuclear power plant facilities and childhood leukaemia in Sweden. Stat Med. 1995 Jan 15;14(1):3–16.
- 43. Hills M, Alexander F. Statistical Methods Used in Assessing the Risk of Disease Near a Source of Possible Environmental Pollution: A Review. J R Stat Soc Ser A Stat Soc. 1989;152(3):353–84.

- 44. Waller LA, Jacquez GM. Disease Models Implicit in Statistical Tests of Disease Clustering. Epidemiology. 1995;6(6):584–90.
- 45. Bithell JF. The choice of test for detecting raised disease risk near a point source. Stat Med. 1995 Nov 15;14(21–22):2309–22.
- 46. Best N, Cockings S, Bennett J, Wakefield J, Elliott P. Ecological regression analysis of environmental benzene exposure and childhood leukaemia: sensitivity to data inaccuracies, geographical scale and ecological bias. J R Stat Soc Ser A Stat Soc. 2001 Jan 1;164(1):155–74.
- 47. Johnson MP. A Typology of Domestic Violence: Intimate Terrorism, Violent Resistance, and Situational Couple Violence. UPNE; 2010. 175 p.
- 48. Ocaña-Riola R. The misuse of count data aggregated over time for disease mapping. Stat Med. 2007 Oct 30;26(24):4489–504.
- 49. E B, A L. [Estimate of the population at risk between 2 census records for the calculation of incidence level or mortality of cancer: comparison of 4 methods]. Rev Epidemiol Sante Publique. 1991;39(1):71–7.
- 50. White-Koning ML, Hémon D, Laurier D, Tirmarche M, Jougla E, Goubin A, et al. Incidence of childhood leukaemia in the vicinity of nuclear sites in France, 1990–1998. Br J Cancer. 2004 juillet;91(5):916–22.
- 51. Briggs D, Fecht D, De Hoogh K. Census data issues for epidemiology and health risk assessment: experiences from the Small Area Health Statistics Unit. J R Stat Soc Ser A Stat Soc. 2007 Mar 1;170(2):355–78.
- 52. Elliott P, Wartenberg D. Spatial Epidemiology: Current Approaches and Future Challenges. Environ Health Perspect. 2004;112(9):998–1006.
- 53. Salway R, Wakefield J. A hybrid model for reducing ecological bias. Biostatistics. 2008 Jan 1;9(1):1–17.
- 54. Jackson C, Best AN, Richardson S. Hierarchical related regression for combining aggregate and individual data in studies of socio-economic disease risk factors. J R Stat Soc Ser A Stat Soc. 2008 Jan 1;171(1):159–78.
- 55. Best NG, Ickstadt K, Wolpert RL. Spatial Poisson Regression for Health and Exposure Data Measured at Disparate Resolutions. J Am Stat Assoc. 2000 décembre;95(452):1076–88.
- 56. Fortunato L, Guihenneuc-Jouyaux C, Tirmarche M, Laurier D, Hémon D. Misspecification of within-area exposure distribution in ecological Poisson models. Environ Ecol Stat. 2009 Sep 1;16(3):341–53.
- 57. Guéguen R, Sass C. the EPICES Working Group: The EPICES score: an individual index of material and social deprivation related to health status. Part 1: setting up the score [article online], 2005. 2005.
- 58. Feder G, Ramsay J, Dunne D, Rose M, Arsene C, Norman R, et al. How far does screening women for domestic (partner) violence in different health-care settings meet

the UK National Screening Committee criteria for a screening programme? Systematic reviews of nine UK National Screening Committee criteria. Health Technol Assess [Internet]. 2009 Mar [cited 2016 Oct 30];13(16). Available from: http://www.journalslibrary.nihr.ac.uk/hta/volume-13/issue-16

- 59. García-Moreno C, Hegarty K, d'Oliveira AFL, Koziol-McLain J, Colombini M, Feder G. The health-systems response to violence against women. The Lancet. 2015 Apr;385(9977):1567–79.
- 60. Responding to intimate partner violence and sexual violence against women: WHO clinical and policy guidelines. Geneva: WHO; 2013.
- 61. Black MC. Intimate Partner Violence and Adverse Health Consequences: Implications for Clinicians. Am J Lifestyle Med. 2011 Jun 17;1559827611410265.

Table des figures

Figure 1 - Différente configuration de surfaces contigus tel qu'il y ait corrélation négative
(dispersion parfaite c'est-à-dire disposition en damier) (A), absence d'autocorrélation
spatiale (B) et corrélation positive (ou agrégation) (C)6
Figure 2 - Représentation schématique d'un diagramme de Moran. Les cadrants sont
délimités par les droites en pointiés. HH : cadrant High High; HL : cadrant High Low; LL :
cadrant Low Low; LH : cadrant Low High. La pente de la droite continue correspond à la
valeur de l'indice de Moran global8
Figure 3 - Histogramme des fréquences des VFF au sein du couple par IRIS (à gauche) et
le boxplot (à droite)
Figure 4 - Histogramme des fréquences de l'ensemble des violences volontaires par IRIS
(à gauche) et le boxplot (à droite)11
Figure 5 – Carte des fréquence par IRIS des VFF au sein du couple (A) et des violences
volontaires totales (B) avec superposition du découpage des quartiers prioritaires 12
Figure 6 - Test du χ2 de Pearson (à gauche) et test de Potthoff et Whittinghills (à droite).
Les seuils de significativité ont été calculés par bootstrap avec un nombre d'itérations à
1000
Figure 7 - Représentation cartographique des SIR (en haut) et cartographie des p-value (en
bas)
Figure 8 - Diagramme de Moran
Figure 9 - Cartographie des voisinages influents. HH : cadrant High-high ; HL : High-
Low ; LH : Low-High ; None : pas d'autocorrélation spatiale locale

Annexe 1 – Liste des quartiers administratifs de Toulouse correspondant à la numérotation du calque

 1 - CAPITOLE
 31 - FONTAINE-LESTANG

 2 - ARNAUD BERNARD
 32 - BAGATELLE

 3 - SAINT-GEORGES
 33 - ARENES

 4 - SAINT-ETIENNE
 34 - LA CEPIERE

 5 - CARMES
 35 - CASSELARDIT

 6 - SAINT-CYPRIEN
 36 - GINESTOUS

 7 - AMIDONNIERS
 37 - BARRIERE-DE-PARIS

 8 - COMPANS
 38 - LALANDE

 9 - LES CHALETS
 39 - LES IZARDS

 10 - MATABIAU
 40 - CROIX-DAURADE

 1 - CAPITOLE

9 - LES CILLEL

10 - MATABIAU

11 - SAINT-AUBIN - DUPUY

12 - LE BUSCA

13 - SAINT-MICHEL

43 - JUNCASSE - ARGOULETS

44 - SOUPETARD

21 ATE AULDE-L'HERS 15 - FER-A-CHEVAL

10 - PALTE D'OIE 46 - LA TERRASSE
17 - SEPT DENIERS 47 - MONTAUDRAN
18 - MINIMES 48 - RANGUEIL - CF.
19 - BONNEFOY 49 - POUVOURVILL
20 - MARENGO - JOLIMONT 50 - ZONES D'ACTIV
21 - GUILHEMERY 51 - LA FOURGUETT
22 - COTE PAVEE
23 - PONT DEC 25

25 - SAINT-AGNE 26 - JULES JULIEN 27 - EMPALOT 27 - EMPALOT 57 - LES PRADE 28 - CROIX-DE-PIERRE 58 - LARDENNE

29 - PAPUS 30 - FAOURETTE 31 - FONTAINE-LESTANG

45 - CHATEAU-DE-L'HERS

47 - MONTAUDRAN - LESPINET 48 - RANGUEIL - CHR - FACULTES

49 - POUVOURVILLE

50 - ZONES D'ACTIVITES SUD 51 - LA FOURGUETTE

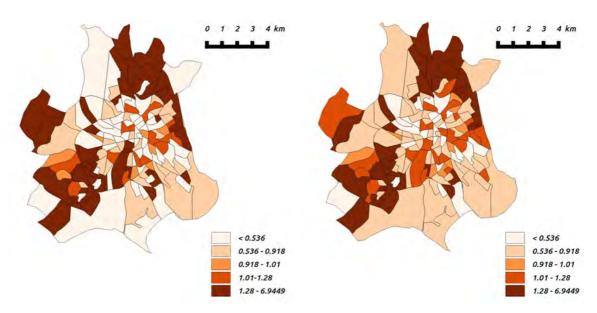
52 - BELLEFONTAINE

22 - COTE PAVEE 52 - BELLEFONTAINE
23 - PONT-DES-DEMOISELLES 53 - REYNERIE
24 - SAUZELONG - RANGUEIL 54 - MIRAIL-UNIVERSITE
25 - SAINT-AGNE 55 - SAINT-SIMON 55 - SAINT-SIMON 56 - BASSO-CAMBO 57 - LES PRADETTES

59 - SAINT-MARTIN-DU-TOUCH

60 – PURPAN

Annexe 2 - SIR des VFF au sein du couple avant et après application du lissage Bayésien



Annexe 1 SIR des VFF au sein du couple par IRIS (à gauche) et SIR lissé (à droite). On remarque que les IRIS à SIR faible ont été lissées.

Annexe 3 - Situations cliniques associées aux violences au sein du couple, adaptées de Black MC Intimate partner violence and adverse health consequences; implications for clinicians. American Journal of Lifestyle Medicine (61)

- Symptômes de dépression, d'angoisse, de stress post-traumatique, de troubles du sommeil
- Conduites suicidaires ou autodestructrices
- Consommation d'alcool et d'autres drogues
- Douleurs chroniques (inexpliquées)
- Symptômes gastro-intestinaux chroniques inexpliqués
- Symptômes génito-urinaires inexpliqués, et notamment infections fréquentes des reins et de la vessie
- Issues génésiques défavorables, et notamment plusieurs grossesses non planifiées et/ou fausses couches, recours tardif aux soins prénatals, mortinaissances
- Symptômes génésiques inexpliqués et notamment douleurs pelviennes, troubles sexuels
- Saignements vaginaux répétés et infections sexuellement transmissibles
- Blessures traumatiques, en particulier si répétées et assorties d'explications vagues ou peu plausibles
- Problèmes liés au système nerveux central céphalées, problèmes cognitifs, perte auditive
- Consultations de santé répétées sans diagnostic clair
- Ingérence du partenaire ou de l'époux pendant les consultations

AUTEUR: Romain MONTORIOL

TITRE : L'analyse spatiale appliquée aux violences faites aux femmes au sein du couple :

l'exemple Toulousain

DIRECTEUR DE THÈSE : Frédéric SAVALL

LIEU ET DATE DE SOUTENANCE : Toulouse, le 26 juin 2017

Résumé

Les VFF au sein du couple constituent un problème « d'ampleur épidémique » et une violation des droits de l'Homme à travers le monde. L'objectif de cette étude était d'évaluer la distribution spatiale des VFF au sein du couple sur la commune de Toulouse. Le lieu de vie des femmes victimes de violences au sein du couple ayant consulté à l'UMJ a constitué l'indicateur des violences. Une hétérogénéité spatiale a pu être mise en évidence ainsi qu'un lien avec le taux de l'ensemble des violences volontaire ayant été recensé à l'UMJ, le revenu disponible médian et la tranche d'âge 15-31 ans. L'utilisation de cette méthodologie est originale dans le domaine des VFF au sein du couple. Elle permet une analyse avec une puissance statistique importante et peut aider à la prise de décisions politiques.

<u>Title:</u> Spatial analysis applied to intimate partner violence against women: the example of Toulouse. Abstract: Violence againts women (VAW) by an intimate partner constitute a problem of epidemic proportion and Human rights violation. The objective of this study was to assess spatial distribution des VAW by an intimate partner in the city of Toulouse. The place of life of women victims and that have come to the forensic unit was the indicator of violence. Spatial heterogeneity has been highlighted and a link with the rate of whole volunteer violence identified in the forensic unit, with the median disposable income and the 15-31 years old range age. This methodology was original in this field of violence. It permits analysis with important statistical power and can help policy.

Mots-clefs: Violences faites aux femmes – Violence au sein du couple – Analyse spatiale Victimologie – Médecine légale

Discipline administrative : MÉDECINE GÉNÉRALE

Faculté de Médecine Rangueil – 133 route de Narbonne – 31062 Cedex 04 – Toulouse -France