

Inégalités socio-spatiales de mortalité dans la région Nord - Pas-de-Calais

04
3

Christophe DECLERCQ, Émilie LABBE, Louise OBEIN,
Gilles POIRIER, Olivier LACOSTE

Préface de Jean-Louis SALOMEZ

Inégalités socio-spatiales de mortalité dans la région Nord - Pas-de-Calais

Christophe DECLERCQ¹
Émilie LABBE²
Louise OBEIN²
Gilles POIRIER¹
Olivier LACOSTE³

Préface de Jean-Louis SALOMEZ⁴

¹ Chargé d'études, ORS Nord - Pas-de-Calais

² Élève ingénieur, Génie Informatique et Statistique, Polytech'Lille

³ Directeur, ORS Nord - Pas-de-Calais

⁴ Président de l'ORS Nord - Pas-de-Calais

Ce rapport a été réalisé avec le soutien du Conseil Régional Nord - Pas-de-Calais. Le travail d'Émilie LABBE et Louise OBEIN a été réalisé dans le cadre de leur stage de fin d'études en Génie Informatique et Statistique à l'École Polytechnique Universitaire de LILLE (Polytech'Lille).

Sommaire

Préface	7
Introduction	9
1 Caractéristiques socio-économiques des cantons	11
1.1 Méthodes	11
1.1.1 Découpage cantonal	11
1.1.2 Sources des données	11
1.1.3 Construction de l'indice de défaveur sociale	11
1.1.4 Cartographie	12
1.2 Résultats	12
1.2.1 Caractéristiques socio-économiques	12
1.2.2 Indice de défaveur sociale	12
1.3 Discussion	13
2 Cartographie de la mortalité cantonale	27
2.1 Méthodes	27
2.1.1 Sources des données	27
2.1.2 Estimation de la population annuelle moyenne des cantons de 1990 à 1999	27
2.1.3 Indice comparatif de mortalité	27
2.1.4 Autocorrélation spatiale de la mortalité	28
2.1.5 Lissage des risques relatifs à l'aide d'un modèle hiérarchique bayésien	28
2.2 Résultats	29
2.3 Discussion	31
3 Relations entre indice de défaveur sociale et mortalité	77
3.1 Méthodes	77
3.2 Résultats	77
3.3 Discussion	78
Conclusion	89
Références	91
A Composition communale des cantons	95
B Les espaces de la région Nord - Pas-de-Calais	99
Table des figures	103
Liste des tableaux	105

Préface

L'existence d'un lien entre facteurs socio-économiques et santé semble établi de longue date. Dès le début du XIX^e siècle de nombreux auteurs décrivent les conditions sanitaires des classes sociales les plus défavorisées, Louis Villermé en France en 1830, Virchow en Prusse en 1848, Chadwick en Angleterre en 1842 ou Shattuck aux Etats Unis en 1850. Depuis plus de 30 ans ont été publiées les différences très significatives d'espérance de vie selon la catégorie socio-économique. Paradoxalement ce lien reste encore de nos jours peu documenté et l'épidémiologie sociale n'a connu un réel développement en France que depuis quelques années. L'enjeu est pourtant de taille car la plupart des experts en santé publique font des inégalités sociales de santé le principal défi auquel est confronté notre système de santé. Les programmes ou les réformes mises actuellement en place semblent essentiellement profiter aux classes les plus favorisées. Ce constat fait au niveau international ou national se retrouve aussi en région où les inégalités territoriales et sociales de santé reproduisent parfois même de façon amplifiée ce qui est observé à une échelle plus importante. A l'heure où sont élaborés les plans régionaux de santé publique, il est apparu important à l'Observatoire Régional de la Santé Nord - Pas-de-Calais de développer des méthodes rigoureuses d'analyse des inégalités socio-spatiales de santé avant même d'en envisager les applications dans l'aide à la décision.

Le présent rapport est essentiellement méthodologique. Il pourra désorienter certains qui attendaient peut être une recette immédiatement utilisable pour la décision. En fait son objectif était de poser clairement les difficultés et les solutions utilisables face aux problèmes méthodologiques posés par les analyses spatiales de mortalité, la mesure des inégalités sociales à l'échelon d'un territoire et les corrélations entre ces deux champs.

L'analyse de la mortalité au niveau territorial se heurte à deux difficultés : les faibles effectifs de cas observés sur certaines zones et les corrélations spatiales entre territoires contigus. Les auteurs du rapport nous proposent donc ici une méthode statistique rigoureuse pour tenir compte de ces deux paramètres.

La mesure des caractéristiques économiques d'un territoire n'est guère simple. Il n'existe pas de méthode universellement reconnue. Le problème n'est pas tant l'absence d'indicateurs sociaux que leur surabondance, avec le risque de redondance car beaucoup sont autocorrélés. Quelles dimensions prendre en compte ? Quels poids donner aux différents facteurs ? Quel modèle mathématique utiliser ? L'intérêt de cette étude est de nous proposer un nouvel indice multidimensionnel élaboré de façon rigoureuse avec des modèles mathématiques validés.

L'établissement enfin de corrélations spatiales entre ces deux dimensions, sanitaires et sociales, doit se faire avec prudence. Rappelons qu'il s'agit de corrélations écologiques établies au niveau de zones géographiques et non d'individus. Par construction même, ils ne concernent pas les mêmes personnes : les statistiques sanitaires utilisées concernent les décès, les données sociales les vivants. Néanmoins ces liaisons, étayées par les études épidémiologiques internationales analytiques et de cohortes, posent clairement le problème de la coexistence d'indicateurs de « défaveur » sanitaires et sociaux dans les mêmes territoires. L'interprétation d'une telle liaison n'est pas univoque. Elle ne doit pas se réduire à la mise en évidence, voire à la stigmatisation, de comportements individuels préjudiciables à la santé. Une population ne se réduit pas à la somme des comportements de chaque individu considéré isolément. Les interactions sociales, le milieu et l'environnement, les choix de société économiques, politiques ou organisationnels jouent un rôle important. La notion de capital social par exemple est de plus en plus prise en compte dans l'interprétation de l'état de santé d'une population. Ce concept que l'on pourrait de façon trop caricaturale ou simpliste résumer à l'analyse des interactions au sein d'une population a été initialement développé par Pierre Bourdieu puis repris par James Coleman et Robert Putnam pour être utilisé en épidémiologie sociale. Il s'agit là d'une des nombreuses pistes qu'évoquent les auteurs de ce rapport dans leurs conclusions.

Cette étude est donc une première étape. Elle pose clairement les problèmes méthodologiques. Elle permet de mieux documenter les liaisons entre problèmes sociaux et santé. Il restera à passer d'une logique de recherche à une application opérationnelle ; ce que ne manquera certainement pas de faire l'Observatoire Régional de la Santé dans ses travaux à venir.

Jean-Louis SALOMEZ

Président de l'Observatoire Régional de la Santé Nord - Pas-de-Calais

Introduction

Les inégalités sociales et spatiales sont préoccupantes dans notre pays [1] : elles sont plus importantes que dans les autres pays européens [2]. Cependant, le champ des inégalités de santé reste relativement peu exploré en France [3], alors qu'il a donné lieu à l'étranger à une vaste littérature scientifique [4].

En ce qui concerne la mortalité, l'hétérogénéité entre les régions françaises est importante, et ce à toutes les échelles : régionale, départementale et infra-départementale [5-7] et la région Nord - Pas-de-Calais se caractérise par une espérance de vie moins élevée et une surmortalité pour un nombre important de causes de décès, en particulier les cancers [8-10].

Depuis 10 ans, les travaux menés par l'ORS Nord - Pas-de-Calais ont montré que l'hétérogénéité était également forte à l'intérieur de la région [8, 9, 11, 12], en ce qui concerne la mortalité. Les inégalités socio-économiques sont également fortes sur le territoire régional, par exemple en ce qui concerne le revenu des ménages [13].

Le présent travail vise à décrire, à l'échelle cantonale, les inégalités infra-régionales de la mortalité dans la Région Nord - Pas-de-Calais pendant les années 1990-1999 et à analyser leur lien avec les caractéristiques socio-économiques. Dans ce but, nous avons d'abord construit un indice de défaveur sociale à partir de 13 variables socio-économiques disponibles à l'échelle cantonale (chapitre 1). Ensuite, nous avons cartographié la mortalité par canton en utilisant un modèle hiérarchique (chapitre 2). Les causes médicales de décès retenues sont la mortalité toutes causes, la mortalité infantile ainsi que 13 causes médicales de décès représentant un échantillon de causes majeures de décès de nature et de déterminants variés. Enfin, nous avons analysé les relations de l'indice de défaveur sociale avec la mortalité (chapitre 3).

Chapitre 1

Caractéristiques socio-économiques des cantons

1.1 Méthodes

1.1.1 Découpage cantonal

Nous avons utilisé, pour ce travail, un découpage géographique basé sur le découpage cantonal¹. Les cantons sont composés de communes entières et/ou de portions de communes. Une commune peut donc appartenir à plusieurs cantons. Les variables utilisées dans ce travail n'étant le plus souvent pas disponibles à une échelle infra-communale, en particulier les statistiques de décès, nous avons ajusté le découpage cantonal de la manière suivante : lorsqu'une commune est découpée en plusieurs fractions cantonales, elle a été classée à part pour constituer un *pseudo-canton*, par exemple le canton de *Lille (commune)*, le canton d'origine ne gardant que les communes unicantonales qu'il contenait, par exemple le canton de *Lille-Nord (partiel)*. D'autre part, nous avons rattaché les communes du Nord situées géographiquement dans le Pas-de-Calais au canton du Pas-de-Calais le plus proche. Enfin, nous avons rattaché la commune de Lomme au canton de *Lille (commune)* et la commune de Beuvry au canton de *Béthune (commune)*. En effet, ces communes étant fusionnées pendant une partie de la période d'étude (1990-1999), les statistiques de décès n'étaient alors disponibles que pour l'ensemble fusionné. Le découpage finalement retenu distingue 170 cantons, dont la population au recensement de 1999 varie de 4919 à 212566 habitants (moyenne : 23505 habitants). Dans la suite de ce document, nous utilisons le terme de *canton* pour désigner les unités géographiques que nous avons ainsi constituées. La composition communale de ces cantons est détaillée dans l'annexe A. Le lecteur pourra s'aider de la carte B.1 figurant en annexe B pour se repérer dans l'espace régional.

1.1.2 Sources des données

La sélection des variables retenues dans l'analyse est détaillée dans le mémoire de fin d'études d'Émilie Labbe[14]. Elle a conduit à retenir 13 variables. Il s'agit de 9 variables calculées à partir des données du recensement de 1999, fournies par l'INSEE :

¹http://www.insee.fr/fr/nom_def_met/nomenclatures/cog/doc/canton.htm

- la proportion de plus de 60 ans vivant seuls dans la population totale en 1999,
 - la proportion d'actifs dans la population totale en 1999,
 - la proportion de chômeurs parmi les actifs en 1999,
 - la proportion d'actifs ayant un emploi précaire en 1999,
 - la proportion de sans diplôme parmi les 15 ans et plus en 1999,
 - la proportion de familles monoparentales avec enfant(s) de moins de 16 ans parmi l'ensemble des familles en 1999,
 - la proportion de ménages disposant de 2 voitures ou plus en 1999,
 - la proportion de résidences principales dont le ménage occupant n'est pas propriétaire en 1999,
 - et la proportion de résidences principales occupées par plus d'une personne par pièce en 1999 ;
- de 3 variables calculées à partir de données fournies par l'Association Régionale des Caisses d'Allocations Familiales et des données de population du recensement :
- la proportion de bénéficiaires du revenu minimum d'insertion parmi les 25-64 ans en 1998,
 - la proportion de bénéficiaires de l'allocation adulte handicapé parmi les 20-64 ans en 1998,
 - et la proportion de bénéficiaires de l'allocation parent isolé parmi les femmes de 15 à 49 ans en 1998 ;
- et d'une variable calculée à partir de la base IR-COM2000², fournie par la Direction Générale des Impôts et des données de population du recensement :
- la proportion de foyers fiscaux non imposables en 2000.

1.1.3 Construction de l'indice de défaveur sociale

Nous avons choisi de résumer les caractéristiques socio-économiques des cantons en utilisant un indice synthétique de défaveur sociale [15]. Nous utilisons dans ce travail l'expression *défaveur sociale*, pour traduire le mot anglais *deprivation*, compris comme un « état observable et démontrable de désavantage relatif face à la communauté locale ou à l'ensemble de

²<http://www2.impots.gouv.fr/documentation/ircom/ircom2000/>

la société à laquelle appartient l'individu, la famille ou le groupe »[16]. Deux types d'indices ont été utilisés dans la littérature : des indices construits à partir de la somme pondérée de quelques variables (*méthodes additives* [15–19]) et des indices construits à partir de nombreuses variables socio-économiques, à l'aide de techniques de réduction de données comme l'analyse en composantes principales (*méthodes multidimensionnelles* [20, 21]).

Dans ce travail, nous avons construit un indice de défaveur sociale à l'aide d'une analyse en composantes principales [22] sur le jeu de 13 variables socio-économiques présentées ci-dessus. L'analyse a été réalisée à l'aide de la fonction **prcomp** dans l'environnement **R** [23]³.

La validité de l'indice construit a été étudiée à l'aide du coefficient α de Cronbach afin de pouvoir juger de la cohérence des variables retenues pour la construction de l'indice. D'autre part, à des fins de comparaison, nous avons aussi calculé l'indice de Townsend [16], qui est la somme des valeurs standardisées du logarithme de 4 variables : la proportion de chômeurs dans la population active, la proportion de résidences principales occupées par plus d'une personne par pièce, la proportion de résidences principales dont le ménage occupant n'est pas propriétaire et la proportion de ménages sans voiture.

1.1.4 Cartographie

Les contours cantonaux ont été construits, dans le système géodésique NTF⁴ et en projection LAMBERT I Nord, à partir des données de l'Institut Géographique National. Les variables socio-économiques cantonales ont été cartographiées sous forme de cartes choroplèthes⁵ en 5 classes construites à partir des quintiles de la distribution de chacune des variables. Les jeux de couleurs utilisés proviennent de ceux proposés par Harrower et Brewer [24]⁶.

Pour chacune des variables, nous avons calculé l'indice de Moran [25], qui est une mesure de l'autocorrélation spatiale, c'est à dire de la ressemblance entre les cantons voisins, le voisinage étant ici défini comme l'existence d'une frontière commune. La cartographie et l'analyse de l'autocorrélation ont été réalisées dans l'environnement **R** [23], à l'aide des paquetages **maptools** [26], **spdep** [27] et **RColorBrewer** [28].

³<http://cran.r-project.org/>

⁴Nouvelle Triangulation Française

⁵Dans une carte *choroplèthe*, la variable cartographiée est divisée en classes et chaque aire géographiques (ici chaque canton), est colorée selon la classe à laquelle il appartient.

⁶<http://www.personal.psu.edu/faculty/c/a/cab38/ColorBrewerBeta.html>

1.2 Résultats

1.2.1 Caractéristiques socio-économiques

La distribution des variables étudiées est résumée sur le tableau 1.1. Les corrélations entre ces variables sont le plus souvent assez significatives (0,30 à 0,90) et positives, à l'exception de la proportion d'actifs et de la proportion de ménages avec deux voitures, qui sont positivement corrélées entre elles mais négativement corrélées avec les autres variables (tableau 1.2). L'autocorrélation spatiale entre les variables (indice de Moran) varie de 0,196 (proportion de bénéficiaires de l'allocation adulte handicapé) à 0,585 (proportion d'actifs). Les variations géographiques des différentes variables sont cartographiées sur les figures 1.1 à 1.13.

1.2.2 Indice de défaveur sociale

La première composante de l'analyse en composantes principales des 13 variables permet de prendre en compte 67,9 % de la variance totale, alors que les autres composantes ne permettent pas de prendre en compte, chacune, plus de 11 % de la variance totale (10,7 % pour la deuxième composante). Les corrélations de cette première composante avec les différentes variables (figure 1.15 et tableau 1.3), positives avec la proportion de chômeurs, d'emplois précaires, de familles monoparentales, de personnes âgées isolées, de ménages non imposables, de bénéficiaires du revenu minimum d'insertion, de l'allocation adulte handicapé ou de l'allocation parent isolé et de la suroccupation du logement, et négatives avec le taux d'activité et la proportion de ménages disposant de deux voitures ou plus, justifient son utilisation comme indice synthétique de défaveur sociale. La cohérence entre les variables utilisées pour la construction de l'indice est forte (α de Cronbach=0,890)⁷. D'autre part, notre indice est fortement corrélé avec l'indice de Townsend (0,960) et les cartes des deux indices sont assez comparables (figures 1.14 et 1.17).

L'indice de Moran est respectivement de 0,358 pour l'indice de Townsend et de 0,331 pour notre indice construit par analyse en composantes principales (tableau 1.4), ce qui témoigne d'une autocorrélation spatiale significative. Sur l'échelle de notre indice de défaveur sociale, les cantons les moins privilégiés, c'est-à-dire dont l'indice a la valeur la plus élevée, sont des cantons de l'Avesnois : Avesnes-sur-Helpe (commune), Maubeuge (commune), Hautmont, Trélon, des cantons de l'ancien Bassin minier : Lens-Est (partiel), Avion (partiel), Liévin-Nord (partiel) et Liévin (commune), Montigny-en-Gohelle (partiel), Bruay-La-Buissière, Rouvroy (partiel), Anzin, Méricourt (commune), des cantons de l'agglomération lilloise : Roubaix (commune), mais aussi des cantons

⁷L' α de Cronbach a été calculé en inversant le signe des 2 variables corrélées négativement avec notre indice, la proportion de ménages disposant de 2 voitures et le taux d'activité.

du littoral : Boulogne-sur-Mer (commune), Le Portel (partiel) et Calais (commune). Les cantons les plus privilégiés sont situés à la périphérie des agglomérations de Lille, d'Arras et de Calais, mais aussi dans une partie des Flandres et du Pévèle (figures 1.16 et 1.17).

1.3 Discussion

Les indices de défaveur sociale basés sur les caractéristiques de l'aire de résidence ont été largement utilisés en épidémiologie et en santé publique [15]. Ils permettent de décrire les liens avec la santé des résidents, d'analyser l'adéquation avec l'implantation géographique des soins et des services de santé, ou de contrôler le rôle des facteurs socio-économiques dans l'analyse de l'impact de l'environnement local sur la santé des habitants. En effet, plusieurs variables socio-économiques disponibles en routine (données de l'INSEE, des Caisses d'allocations familiales, données fiscales) permettent d'apprécier les inégalités sociales. Cependant, ces variables sont fortement corrélées entre elles. Il n'est donc pas facile de choisir la ou les variables pertinentes [29]. C'est ce qui justifie d'utiliser des indices synthétiques construits à partir de ces différentes variables. L'autre avantage de ce type d'indices est qu'ils sont moins sensibles aux erreurs de mesure que les variables considérées isolément.

Nous avons utilisé, dans ce travail, une analyse en composantes principales pour construire une indice de défaveur sociale, à partir d'un jeu de 13 caractéristiques socio-économiques. Comme d'autres auteurs qui ont utilisé cette technique [20, 21, 30], cela nous a permis de retenir la première composante principale comme indice, car elle résumait bien l'ensemble des variables considérées (67,9 % de la variance totale des 13 variables) et qu'elle était bien corrélée avec les différentes variables. L'indice calculé reflète avant tout les aspects matériels de la défaveur sociale (revenu et conditions matérielles de vie). Notre indice est d'ailleurs fortement corrélé avec l'indice de Townsend [16]. Cette caractéristique de notre indice résulte du choix délibéré des variables utilisées pour le construire. Il faut cependant en tenir compte dans l'analyse des relations avec la mortalité, en particulier pour certaines causes de décès comme le suicide, dont la mortalité paraît plus fortement associée avec

des indices d'intégration sociale [31].

La cartographie des variations spatiales de notre indice, à l'échelle des cantons, donne des résultats évocateurs : le contraste est frappant entre les grands pôles urbains de la région, qui correspondent généralement aux cantons les plus défavorisés, et certains cantons de leur périphérie qui sont beaucoup plus favorisés. Cependant, il ne faut pas oublier que l'échelle cantonale ne nous permet pas d'analyser les contrastes intracantonaux. Ceux-ci peuvent être également être très marqués, soit entre les communes, soit même à l'intérieur des communes, en particulier entre les quartiers des centres des pôles urbains et les quartiers denses de leur périphérie [32].

L'interprétation de mesures du statut social agrégées à l'échelle d'une aire géographique doit prendre en compte le fait que ce type de mesure combine deux aspects : d'une part, la *composition* de l'aire géographique, c'est-à-dire les ménages qui y résident (dans les aires géographiques défavorisées, la proportion de ménages défavorisés est plus importante) ; d'autre part, le *contexte*, c'est-à-dire les caractéristiques des aires géographiques dans lesquelles vit une forte proportion de ménages défavorisés : qualité de l'environnement physique et matériel (qualité du logement, nuisances environnementales), mais aussi social (événements de vie, sécurité), ressources disponibles, par exemple accès à l'école, aux soins et à l'emploi [29, 33]. Ces caractéristiques contextuelles jouent un rôle important dans les inégalités sociales : « *l'endroit où l'on habite représente bel et bien une ressource et un enjeu décisifs à chaque étape de la vie* » [34].

Dans la suite de ce travail, nous avons utilisé notre indice pour évaluer le rôle que joue les inégalités sociales dans les variations spatiales de la mortalité de la région. Nous pensons qu'il serait également utile d'utiliser cet indice pour décrire et analyser les caractéristiques contextuelles des cantons : l'implantation dans la région des équipements et services, en particulier de santé (densité médicale, distance d'accès aux différents équipements), mais aussi les variations spatiales du cadre de vie, par exemple la proximité avec des sources de pollution (industrie, trafic) ou la qualité des logements. Il pourrait ainsi contribuer à mieux adapter l'allocation des ressources et le développement des projets à la réalité des inégalités sociales dans la région.

Tableau 1.1 – Caractéristiques socio-économiques des cantons

Variable	Nom abrégé	Minimum	25^{ème} percentile	Mediane	75^{ème} percentile	Maximum	Indice de Moran
Population au recensement en 1999 (habitants)	-	4 919	11 525	18 385	26 794	212 566	-
Nombre annuel moyen de décès (1990–1999)	-	44	109	174	266	1811	-
Proportion de plus de 60 ans vivant seuls dans la population totale en 1999 (%)	seul60	2,5	4,4	5,3	6,0	9,1	0,288
Proportion d'actifs dans la population totale en 1999 (%)	activ	41,0	49,9	52,7	54,8	61,3	0,585
Proportion de chômeurs parmi les actifs en 1999 (%)	chom	7,0	12,5	15,9	20,6	31,8	0,409
Proportion d'actifs ayant un emploi précaire en 1999 (%)	precair	6,8	10,9	13,1	15,0	22,4	0,285
Proportion de sans diplôme parmi les 15 ans et plus en 1999 (%)	diplom	9,4	17,3	20,3	24,0	33,0	0,360
Proportion de familles monoparentales avec enfant(s) de moins de 16 ans parmi l'ensemble des familles en 1999 (%)	monopar16	3,0	7,1	9,5	13,1	29,1	0,246
Proportion de ménages disposant de 2 voitures ou plus en 1999 (%)	voit 2	11,9	21,4	28,4	35,5	50,3	0,255
Proportion de résidences principales dont le ménage occupant n'est pas propriétaire en 1999 (%)	npropri	13,6	25,3	36,2	50,4	80,0	0,343
Proportion de foyers fiscaux non imposables en 2000 (%)	pfni	33,6	50,4	56,6	61,8	74,5	0,475
Proportion de bénéficiaires du revenu minimum d'insertion parmi les 25–64 ans en 1998 (%)	rmi	0,7	2,2	3,1	5,4	13,2	0,309
Proportion de bénéficiaires de l'allocation adulte handicapé parmi les 20–64 ans en 1998 (%)	aah	0,7	1,6	2,3	2,8	6,5	0,196
Proportion de bénéficiaires de l'allocation parent isolé parmi les femmes de 15 à 49 ans en 1998 (%)	api	0,1	1,0	1,5	2,3	7,0	0,274
Proportion de résidences principales occupées par plus d'une personne par pièce en 1999 (%)	plusunepers	4,9	6,9	8,0	9,7	17,1	0,323

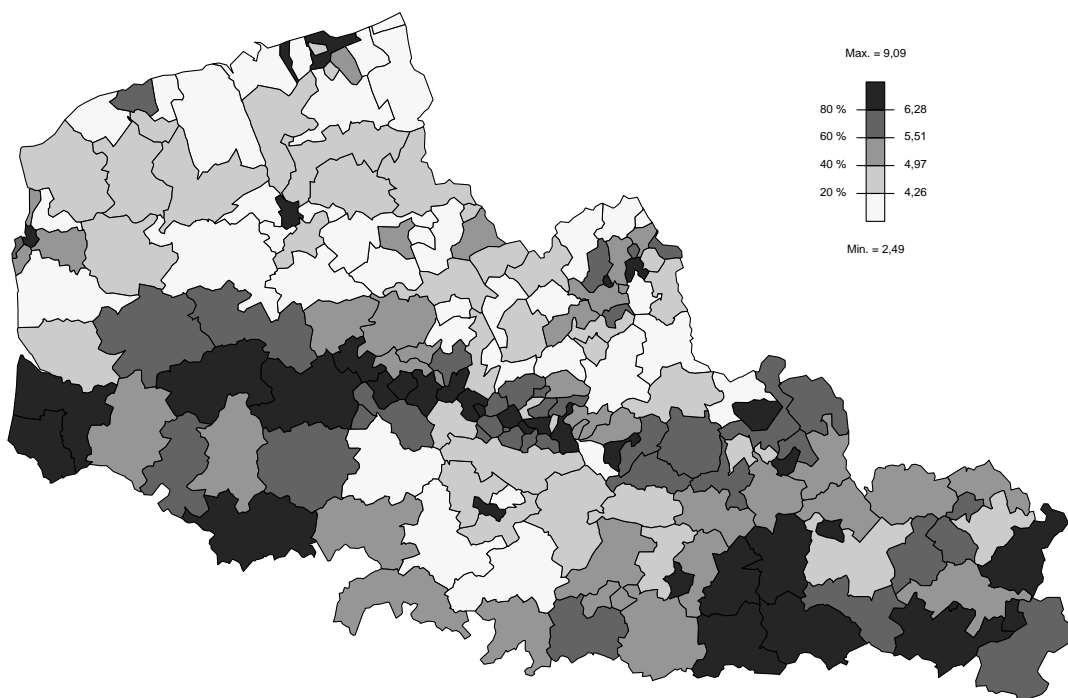


Figure 1.1 – Carte de la proportion de plus de 60 ans vivant seuls dans la population totale en 1999 (%)

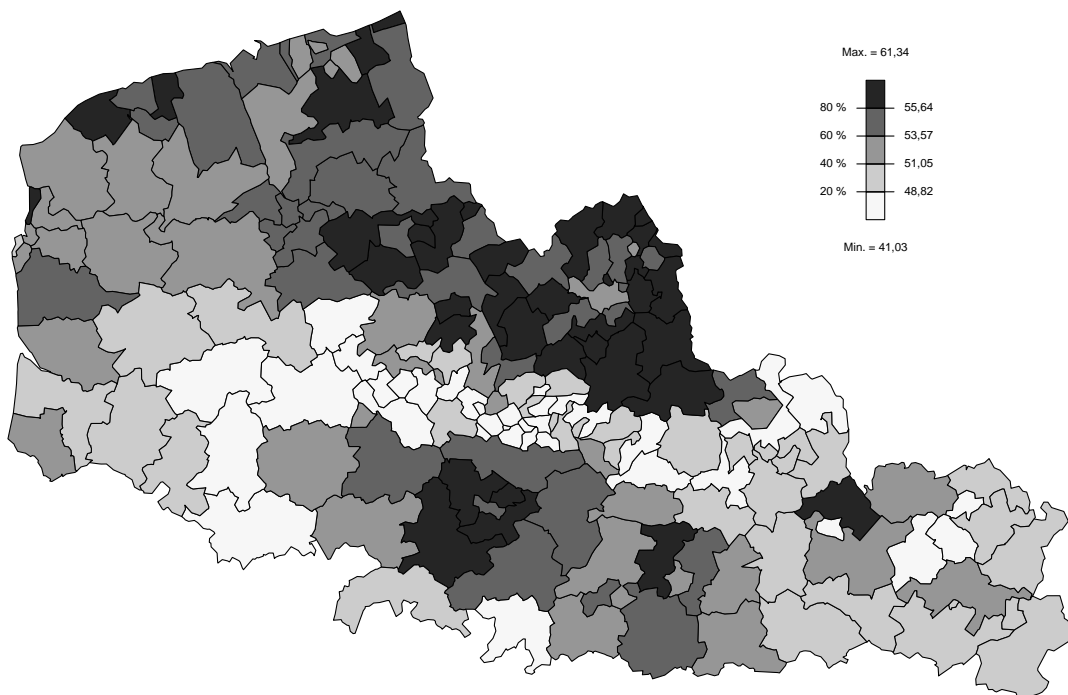


Figure 1.2 – Carte de la proportion d'actifs dans la population totale en 1999 (%)

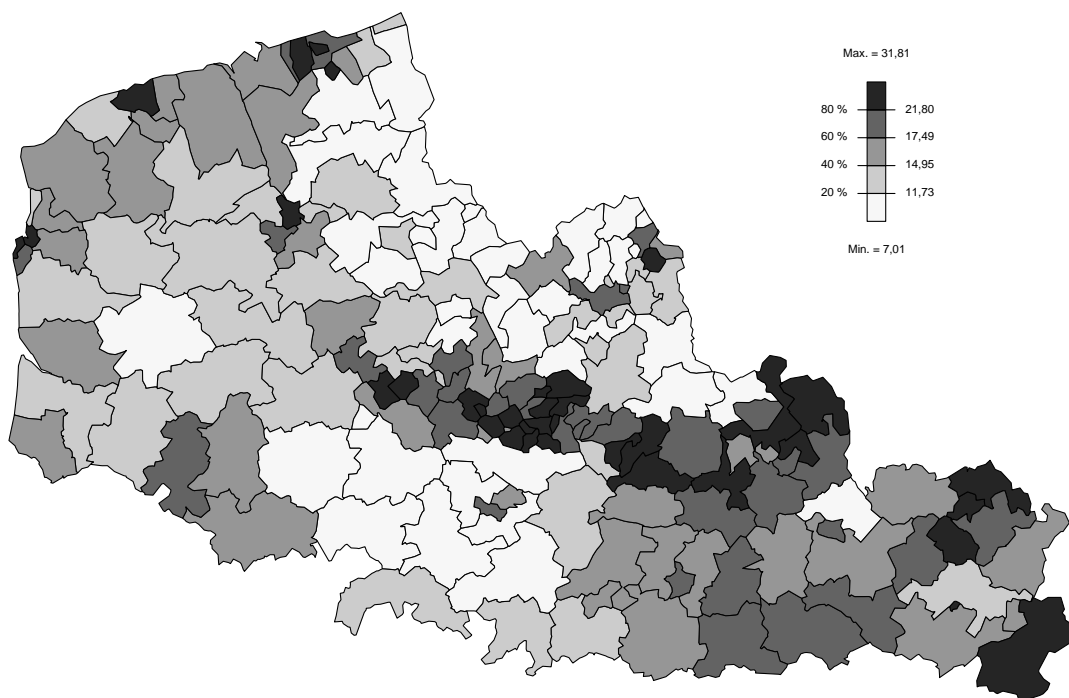


Figure 1.3 – Carte de la proportion de chômeurs parmi les actifs en 1999 (%)

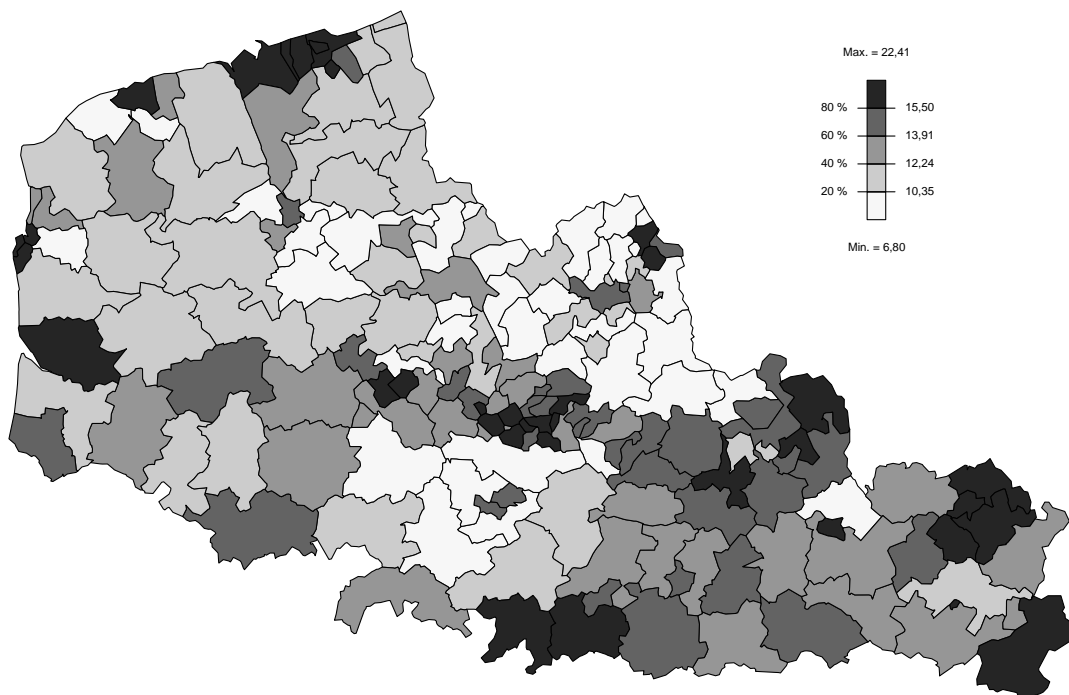


Figure 1.4 – Carte de la proportion d'actifs ayant un emploi précaire en 1999 (%)

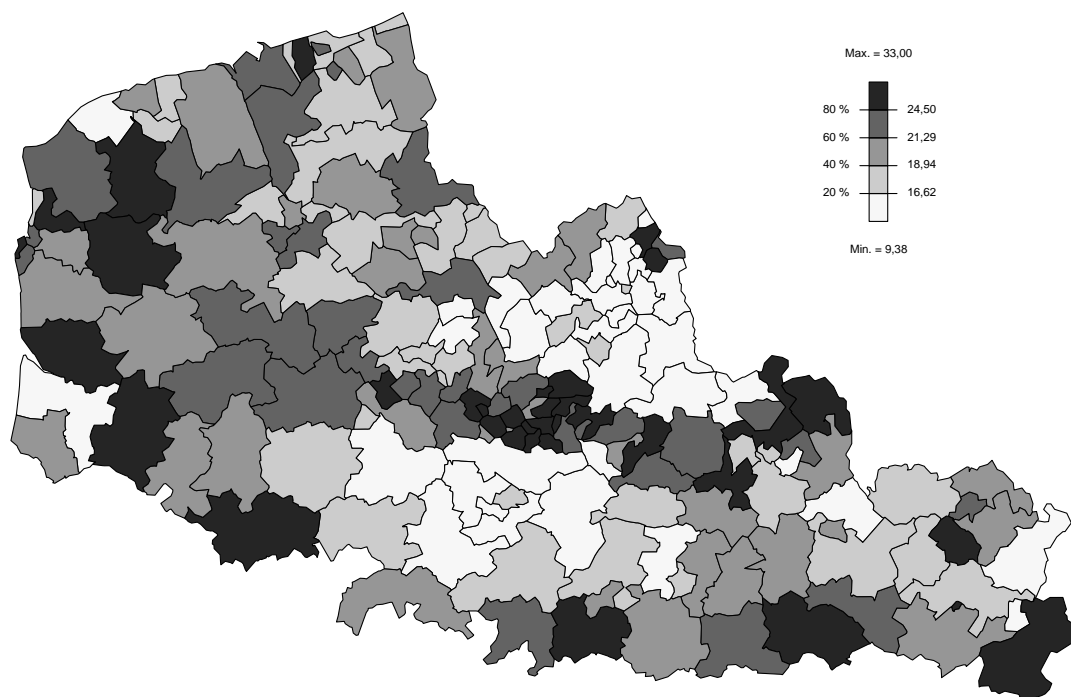


Figure 1.5 – Carte de la proportion de sans diplôme parmi les 15 ans et plus en 1999 (%)

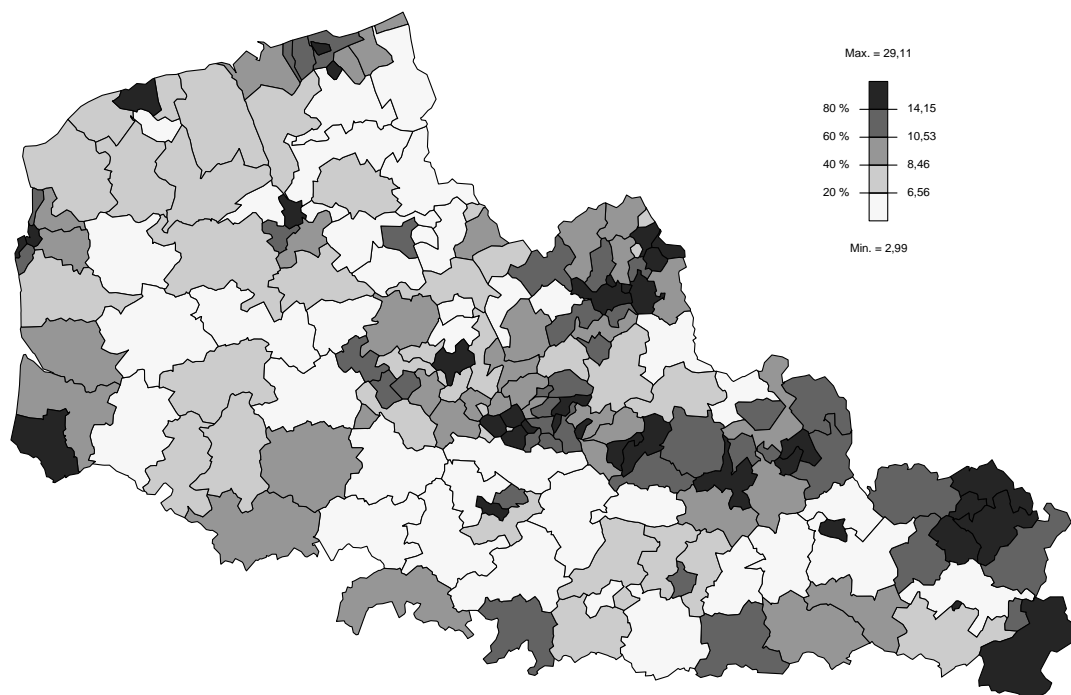


Figure 1.6 – Carte de la proportion de familles monoparentales avec enfant(s) de moins de 16 ans parmi l'ensemble des familles en 1999 (%)

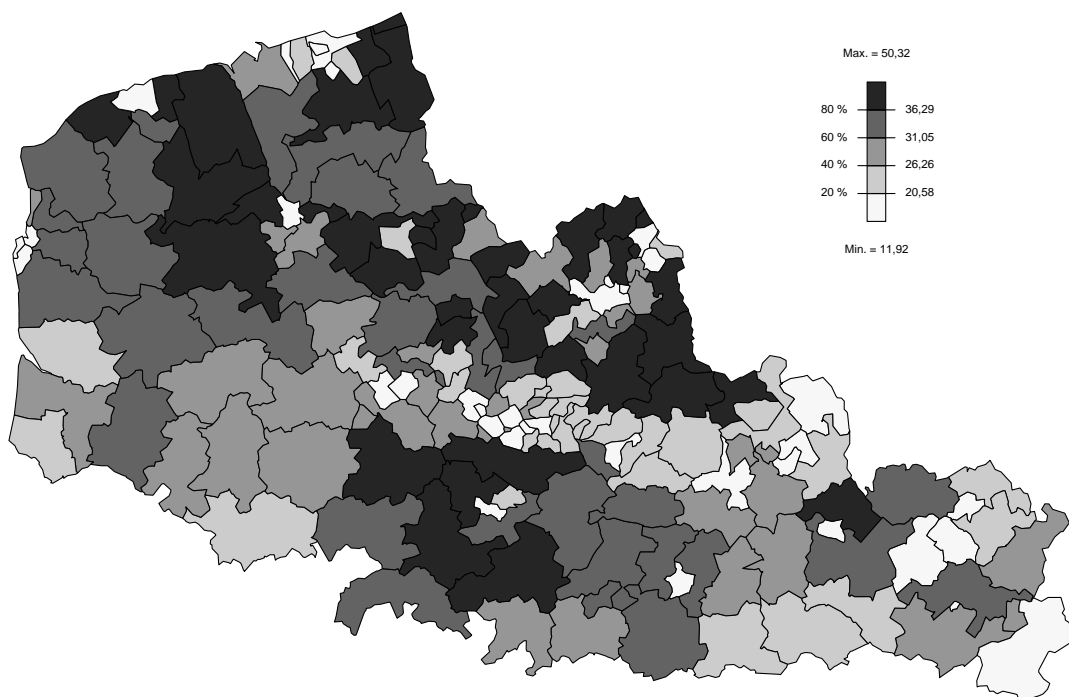


Figure 1.7 – Carte de la proportion de ménages disposant de 2 voitures ou plus en 1999 (%)

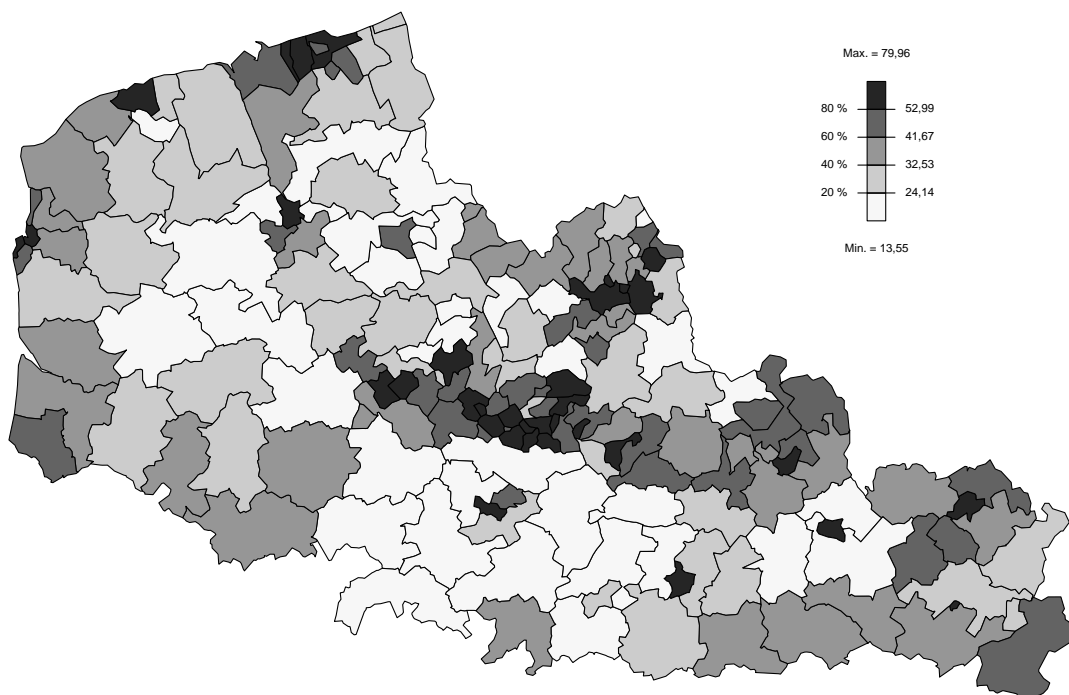


Figure 1.8 – Carte de la proportion de résidences principales dont le ménage occupant n'est pas propriétaire en 1998 (%)

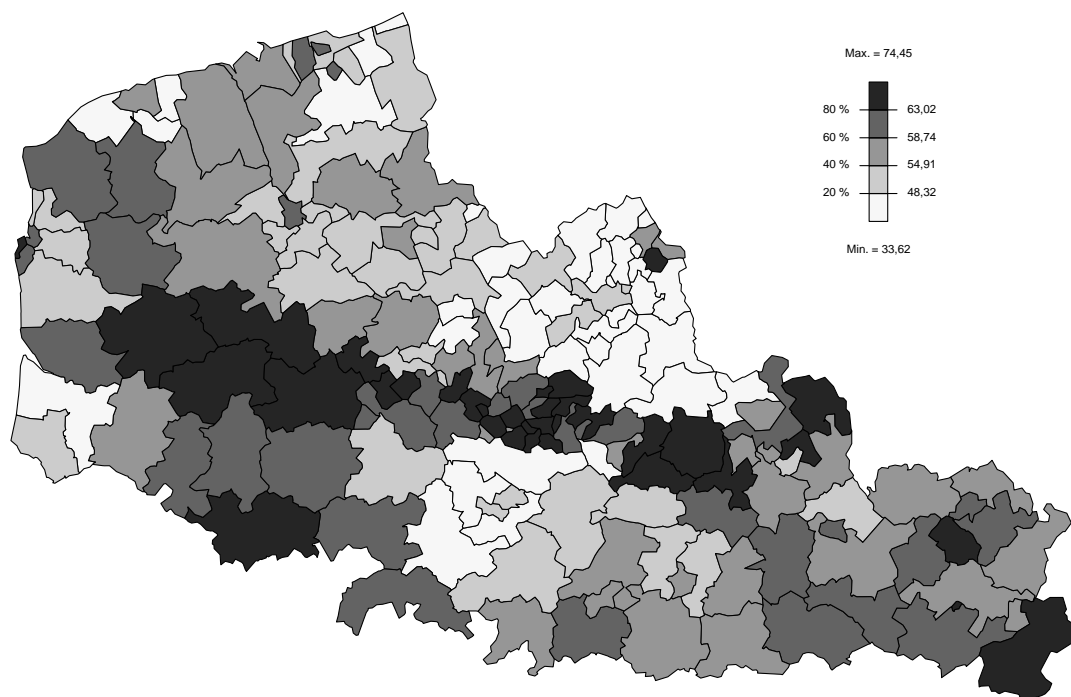


Figure 1.9 – Carte de la proportion de foyers fiscaux non imposables en 2000 (%)

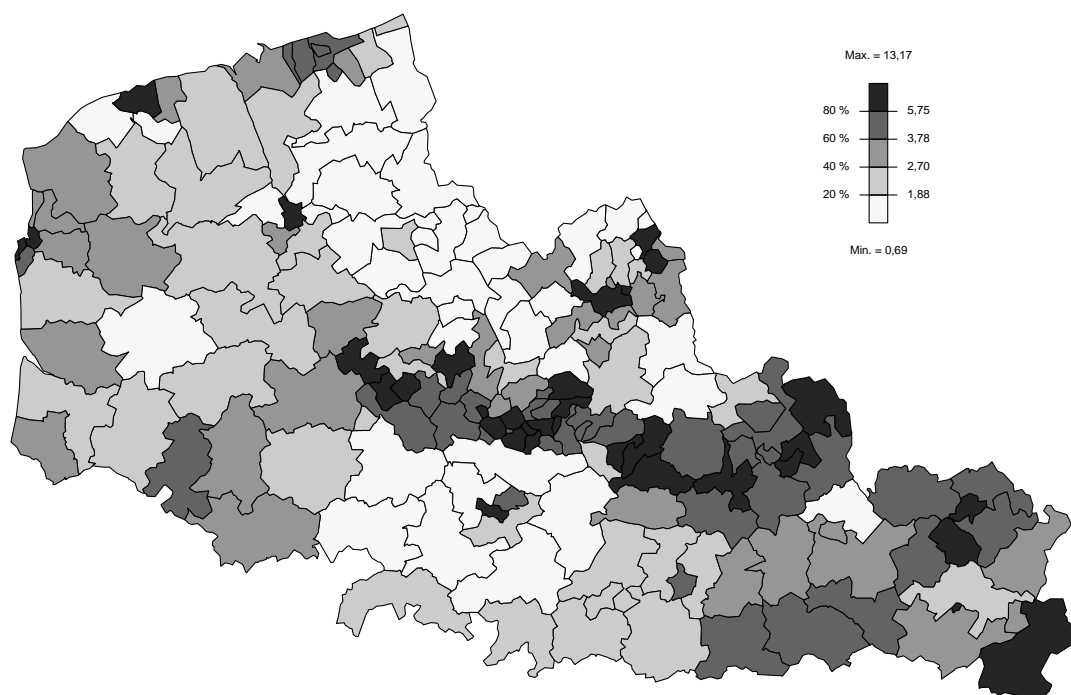


Figure 1.10 – Carte de la proportion de bénéficiaires du revenu minimum d’insertion parmi les 25-64 ans en 1998 (%)

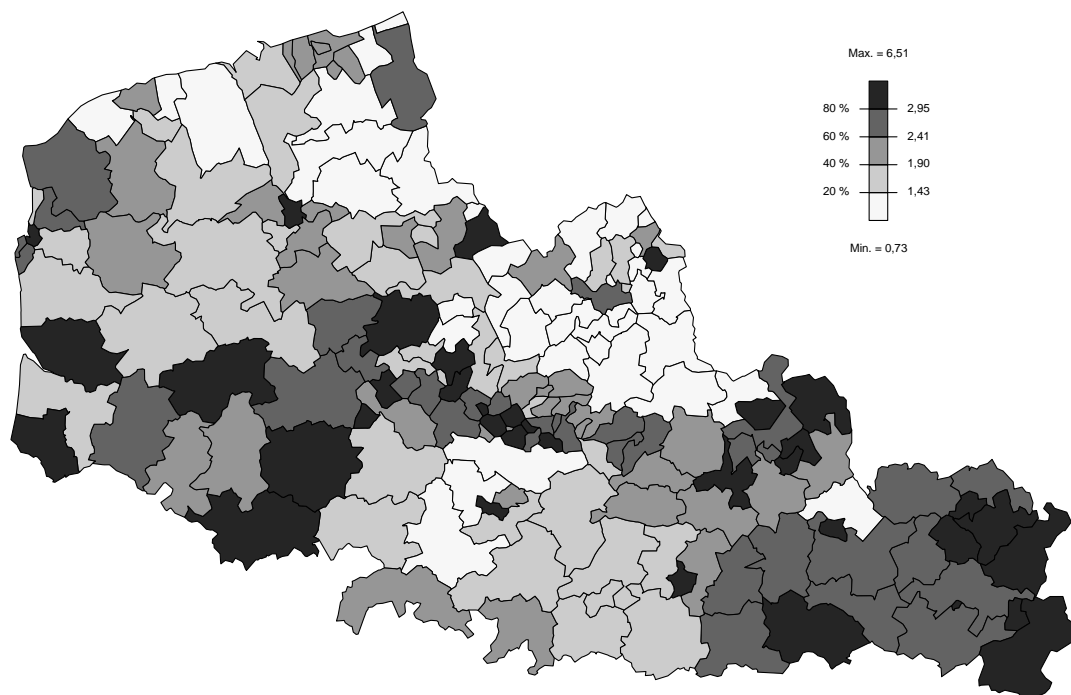


Figure 1.11 – Carte de la proportion de bénéficiaires de l'allocation adultes handicapés parmi les 20-64 ans en 1998 (%)

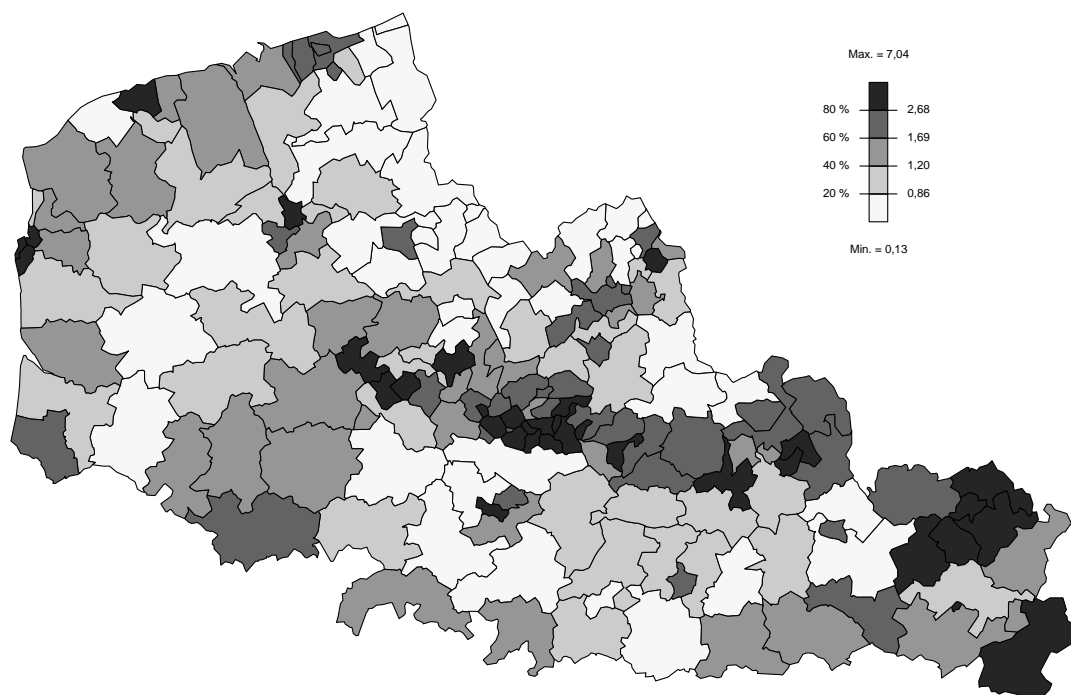


Figure 1.12 – Carte de la proportion de bénéficiaires de l'allocation parent isolé parmi les femmes de 15 à 49 ans en 1998 (%)

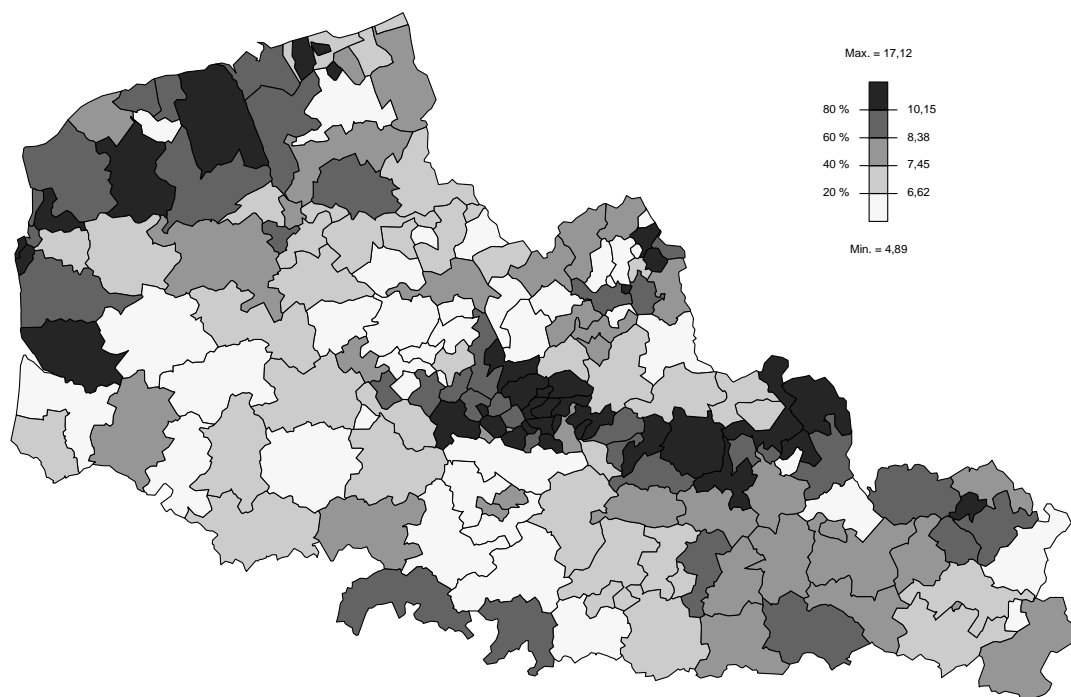


Figure 1.13 – Carte de la proportion de résidences principales occupées par plus d'une personne par pièce en 1999 (%)

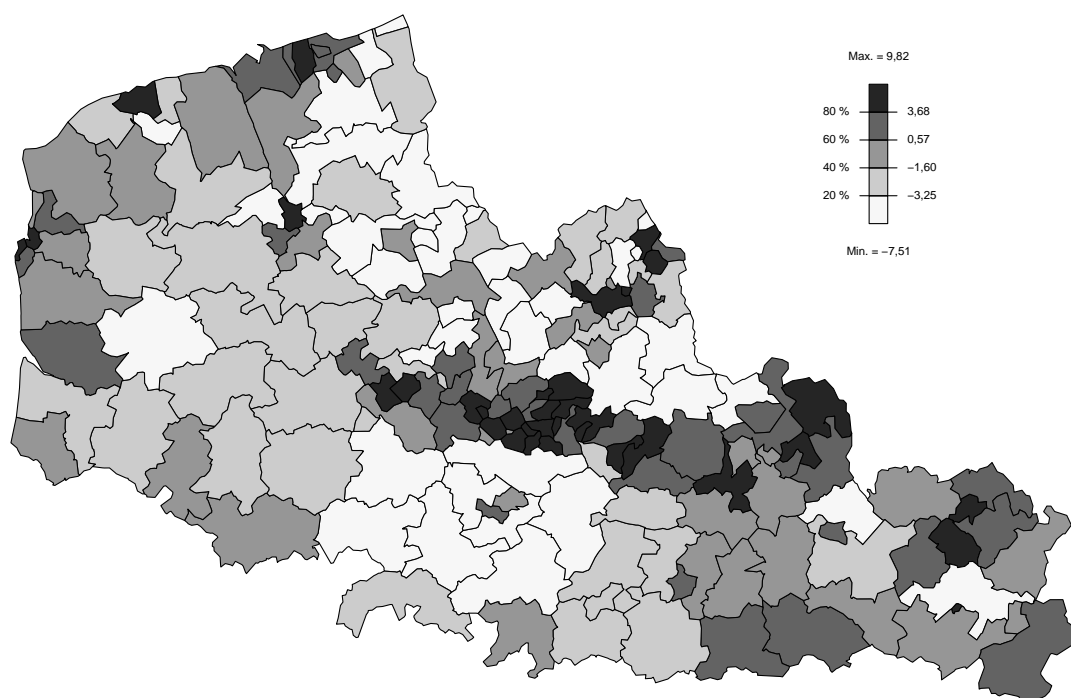


Figure 1.14 – Carte de l'indice de défaveur sociale de Townsend

Tableau 1.2 – Corrélations entre variables socio-économiques des cantons

seul60	1,00												
activ	-0,67	1,00											
chom	0,48	-0,64	1,00										
precair	0,49	-0,58	0,84	1,00									
diplom	0,43	-0,69	0,76	0,74	1,00								
monopar16	0,36	-0,22	0,72	0,67	0,38	1,00							
voit2	-0,69	0,61	-0,86	-0,83	-0,66	-0,77	1,00						
npropri	0,56	-0,48	0,80	0,71	0,57	0,79	-0,88	1,00					
pfni	0,51	-0,82	0,76	0,75	0,89	0,32	-0,69	0,53	1,00				
rmi	0,51	-0,56	0,92	0,78	0,61	0,83	-0,86	0,83	0,64	1,00			
aah	0,55	-0,59	0,62	0,63	0,54	0,48	-0,66	0,53	0,64	0,64	1,00		
api	0,50	-0,53	0,87	0,78	0,63	0,83	-0,84	0,83	0,63	0,90	0,64	1,00	
plusunepers	0,09	-0,43	0,75	0,63	0,72	0,51	-0,56	0,62	0,64	0,65	0,31	0,61	1,00
	seul60	activ	chom	precair	diplom	monopar16	voit2	npropri	pfni	rmi	aah	api	plusunepers

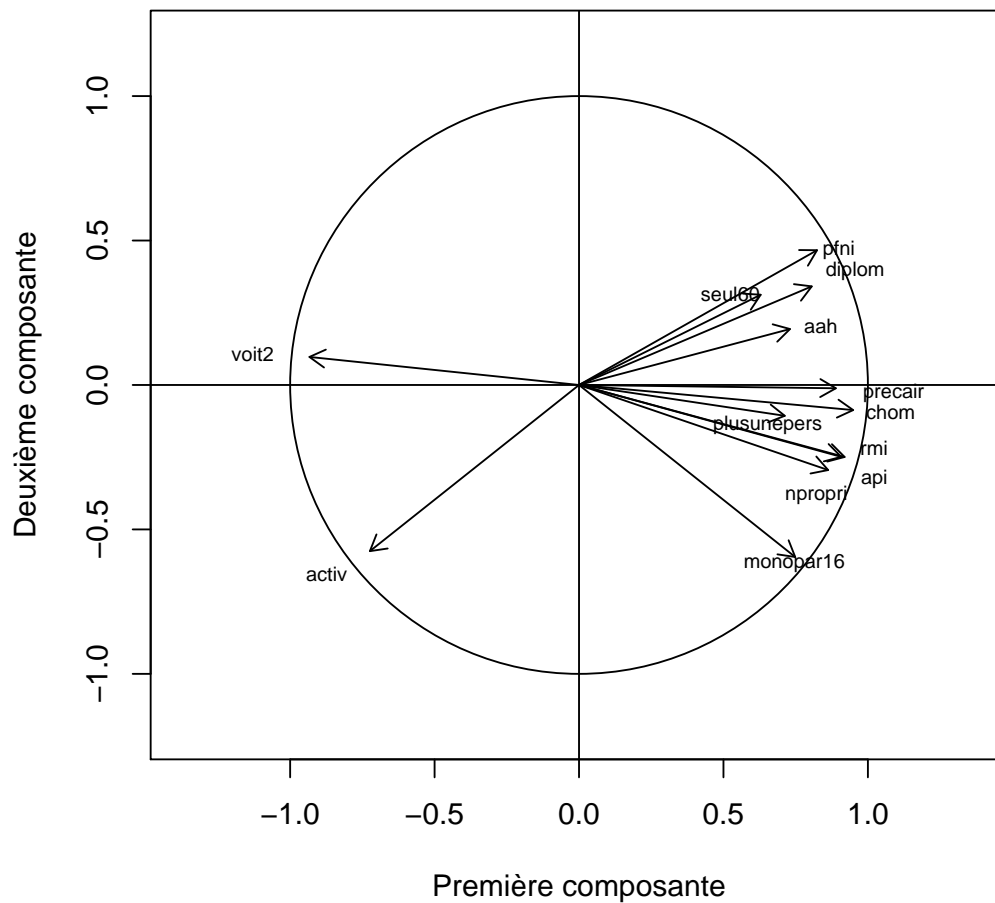


Figure 1.15 – Corrélation des variables socio-démographiques avec les deux premières composantes de l'analyse en composantes principales

Tableau 1.3 – Corrélations des variables avec l'indice de défaveur sociale (première composante de l'analyse en composantes principales)

Variable	Coefficient de corrélation
Proportion de plus de 60 ans vivant seuls dans la population totale en 1999	0,629
Proportion d'actifs dans la population totale en 1999	-0,724
Proportion de chômeurs parmi les actifs en 1999	0,949
Proportion d'actifs ayant un emploi précaire en 1999	0,889
Proportion de sans diplôme parmi les 15 ans et plus en 1999	0,806
Proportion de familles monoparentales avec enfant(s) de moins de 16 ans parmi l'ensemble des familles en 1999	0,748
Proportion de ménages disposant de 2 voitures ou plus en 1999	-0,933
Proportion de résidences principales dont le ménage occupant n'est pas propriétaire en 1999	0,862
Proportion de foyers fiscaux non imposables en 2000	0,824
Proportion de bénéficiaires du revenu minimum d'insertion parmi les 25-64 ans en 1998	0,919
Proportion de bénéficiaires de l'allocation adultes handicapés parmi les 20-64 ans en 1998	0,730
Proportion de bénéficiaires de l'allocation parent isolé parmi les femmes de 15 à 49 ans en 1998	0,908
Proportion de résidences principales occupées par plus d'une personne par pièce en 1999	0,712

Tableau 1.4 – Indice de Townsend et indice construit par analyse en composantes principales

Indice	Minimum	25^{ème} percentile	Mediane	75^{ème} percentile	Maximum	Indice de Moran
Indice de Townsend	-7,51	-2,84	-0,18	2,79	9,82	0,358
Notre indice	-6,07	-2,24	-0,23	2,25	7,64	0,331

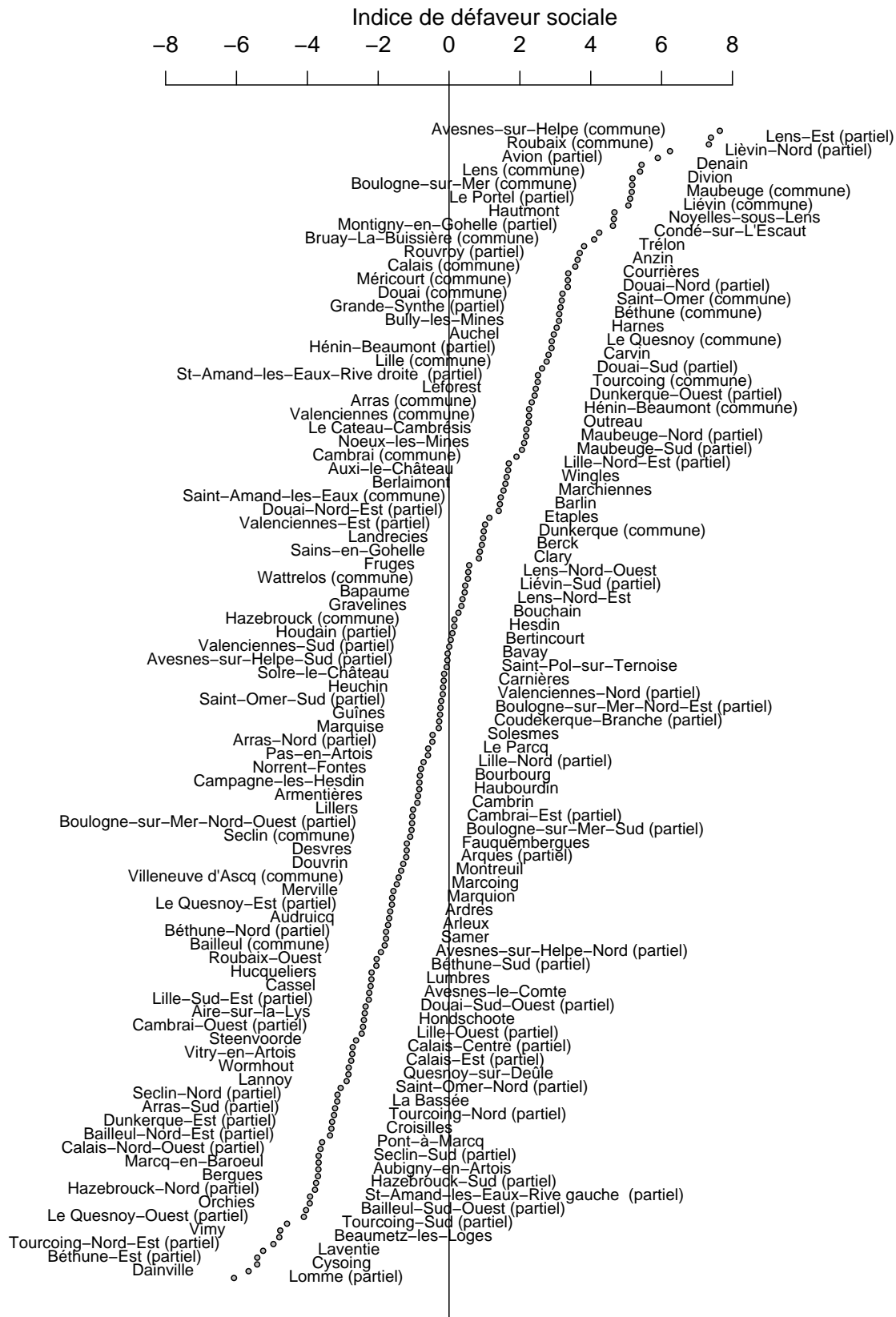


Figure 1.16 - Indice de défaveur sociale par canton

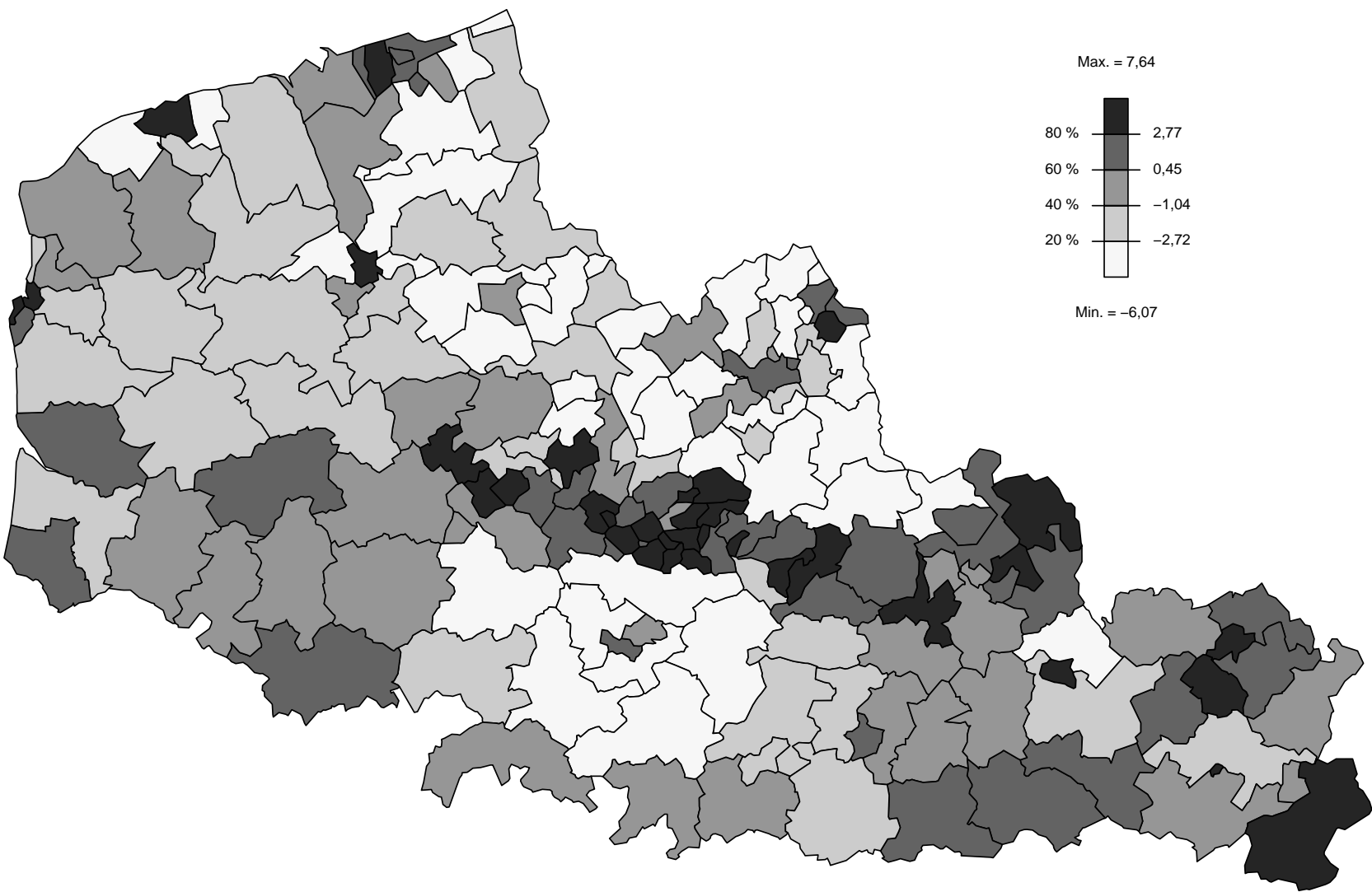


Figure 1.17 – Carte de l'indice de défaveur sociale (première composante de l'analyse en composantes principales sur 13 variables)

Chapitre 2

Cartographie de la mortalité cantonale

2.1 Méthodes

2.1.1 Sources des données

Nous avons calculé, pour chaque canton de domicile, pour chaque cause considérée et pour chacune des classes d'âge considérées¹ dans les deux sexes, le nombre annuel de décès de 1990 à 1999, à partir des données qui nous ont été fournies par le Centre d'épidémiologie sur les Causes médicales de Décès (Cépi-DC) de l'INSERM². Pour calculer l'indice comparatif de mortalité de chaque canton (cf. section 2.1.3), nous avons utilisé les données fournies pour chaque commune de la région par l'INSEE : population aux recensements de mars 1990 et de mars 1999 et nombre annuel de naissance vivantes. Notre analyse a porté sur la mortalité toutes causes, la mortalité infantile (décès avant un an) et 13 causes de décès : tumeurs malignes de la prostate chez les hommes, tumeurs malignes du sein et de l'utérus chez les femmes et, dans les deux sexes, tumeurs malignes de la trachée, des bronches et du poumon, tumeurs malignes des voies aéro-digestives supérieures³, cardiopathies ischémiques, maladies vasculaires cérébrales, cirrhose d'origine alcoolique ou non précisée du foie, suicide, accidents de la circulation, chutes accidentelles, pneumonie et bronchopneumonie, bronchite chronique et maladies pulmonaires obstructives.

2.1.2 Estimation de la population annuelle moyenne des cantons de 1990 à 1999

En dehors des recensements, les effectifs par sexe et par âge de la population sont estimés par l'INSEE au 1^{er} janvier de chaque année à l'échelle nationale, régionale et départementale. Par conséquent, le choix du canton comme niveau d'analyse spatiale de mortalité nous a conduit à réaliser nos propres estimations annuelles de la population moyenne des cantons pour les années 1990-1999.

Cette estimation repose sur une méthode diagonale [36]. Cette méthode consiste à faire vieillir les

¹Moins d'un an, 1-4 ans, 18 classes d'âge quinquennales de 5 à 94 ans et 95 ans et plus.

²La procédure d'enregistrement des causes médicales de décès est détaillée dans Pavillon *et al.* [35].

³Lèvres, cavité buccale, pharynx et larynx.

générations présentes au début de la période étudiée et apparaissant pendant la période (naissances) en comptabilisant au sein de chacune d'elles, d'une part les sorties (décès et émigrations), d'autre part les entrées (naissances et immigrations).

Nous avons tout d'abord estimé la population des cantons à partir des données du recensement de 1990 et du mouvement naturel (naissances et décès), puis nous avons estimé le solde migratoire. Le calcul tient compte de l'évolution du mode de calcul de l'âge au décès par le Cépi-DC : jusqu'en 1997, l'âge au décès était calculé en années révolues jusqu'à 9 ans et en âge atteint dans l'année à partir de 10 ans. Depuis 1998, l'âge au décès est calculé en années révolues pour tous les âges. Le solde migratoire a été estimé pour chaque génération à partir de la différence entre les effectifs au recensement de 1999, c'est-à-dire en fin de période, et ceux qui avaient été estimés à partir des naissances et des décès.

Nous avons vérifié la validité de nos estimations de population par sexe et par classe d'âge quinquennale, en agrégeant nos résultats cantonaux pour estimer la population de la région et des 2 départements. Les écarts avec les estimations publiées par l'INSEE sont faibles, excepté pour la classe des 95 ans et plus.

2.1.3 Indice comparatif de mortalité

Il existe différentes méthodes visant à permettre la comparaison de la mortalité de plusieurs populations en prenant en compte les différences de structures par âge. La méthode la plus fréquemment retenue pour analyser les variations spatiales de la mortalité est de cartographier l'Indice comparatif de mortalité (ICM) ou rapport standardisé de mortalité : il s'agit d'une mesure relative de la mortalité dont le calcul est basé sur le principe de la *standardisation indirecte* [37]. L'ICM est le rapport entre O_i le nombre total de décès observé dans le canton i pendant la période étudiée et le nombre attendu E_i sous l'hypothèse de taux de mortalité par âge égaux à ceux d'une population de référence, dans notre cas la population de l'ensemble de la région. Ainsi, l'ICM est inférieur à 1 dans les cantons dont la mortalité est inférieure à la moyenne régionale et supérieur à 1 quand la mortalité est supérieure à la moyenne régionale.

Cette méthode est simple à mettre en œuvre et elle est largement utilisée. Elle présente cependant plu-

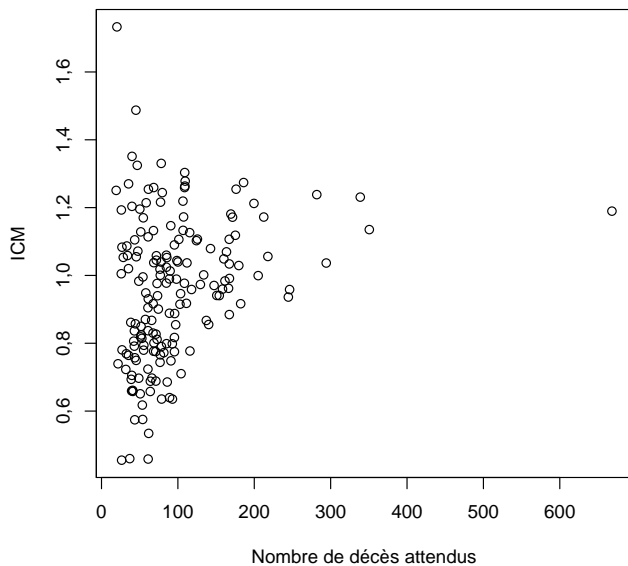


Figure 2.1 – Variations de l’ICM selon le nombre de décès attendus : exemple de la mortalité par tumeurs malignes de la trachée, des bronches et du poumon, hommes, 1990–1999

sieurs inconvénients [38]. En particulier, la variance de l’ICM est d’autant plus élevée que le nombre de décès attendus dans le canton est faible. Les résultats des cantons peu peuplés sont donc instables et des valeurs extrêmes y sont plus fréquemment observées. Ceci est illustré par la figure 2.1, dans le cas des tumeurs malignes de la trachée, des bronches et du poumon, chez les hommes des 170 cantons de la région : les valeurs extrêmes de l’ICM sont observées dans les cantons dont le nombre de décès attendus est le plus faible. D’autre part, le calcul de l’ICM n’utilise pas l’information fournie par les autres cantons, en particulier les cantons voisins.

2.1.4 Autocorrélation spatiale de la mortalité

La ressemblance entre cantons voisins est souvent significative, aussi bien pour les facteurs socio-économiques (cf. section 1.2) que pour la mortalité. Pour chacune des causes de décès analysées, nous avons calculé la version ajustée de l’indice de Moran proposée par Assunção [39] pour prendre en compte les tailles différentes des populations des cantons.

2.1.5 Lissage des risques relatifs à l’aide d’un modèle hiérarchique bayésien

Il est classique de considérer que le nombre de décès dans chaque unité spatiale considérée, ici les cantons, suit une loi de Poisson [37]. Or, il est fréquent de constater que la variabilité du nombre de décès est

supérieure à la variabilité expliquée par la loi de Poisson, ceci en raison d’une hétérogénéité sous-jacente des risques de mortalité. Afin de prendre en compte cette hétérogénéité (sans structure spatiale) et l’auto-corrélation spatiale du risque de mortalité, nous avons modélisé les risques relatifs de mortalité des cantons à l’aide de la méthode proposée par Besag, York et Mollié [40, 41].

Elle repose sur un modèle hiérarchique bayésien à trois niveaux. Au premier niveau, O_i , le nombre de décès observé dans le canton i , conditionnellement au risque relatif de mortalité θ_i suit une loi de Poisson de paramètre $\theta_i E_i$.

$$O_i \sim \text{Poisson}(\theta_i E_i) \quad (2.1)$$

Au deuxième niveau, la distribution *a priori* du logarithme $\log \theta_i$ est définie comme la somme de deux composantes, une composante V_i sans structure spatiale qui reflète l’hétérogénéité entre les cantons et qui suit une loi normale, et une composante U_i qui reflète la corrélation locale des θ_i des cantons voisins et qui suit une loi normale conditionnellement à la moyenne u_i du voisinage δ_i considéré, ici les m_i cantons qui ont une frontière en commun avec le canton i .

$$\log \theta_i = \alpha + U_i + V_i \quad (2.2)$$

$$V_i \sim \text{Normale}(0, \sigma_v^2) \quad (2.3)$$

$$U_i | U_j = u_j, j \neq i \sim \text{Normale}\left(\frac{\sum_{j \in \delta_i} u_j}{m_i}, \frac{\omega_u^2}{m_i}\right) \quad (2.4)$$

Au troisième niveau [42], nous avons utilisé comme distribution *a priori* des lois Gamma pour l’inverse des variances $1/\sigma_v^2$ et $1/\omega_u^2$.

$$1/\sigma_v^2 \sim \text{Gamma}(0,5; 0,0005) \quad (2.5)$$

$$1/\omega_u^2 \sim \text{Gamma}(0,5; 0,0005) \quad (2.6)$$

L’estimation des paramètres de ce modèle fait appel à des intégrales qui ne sont pas calculables par des méthodes analytiques. Il est nécessaire de faire appel à des méthodes de simulation (algorithme de Monte Carlo par chaînes de Markov). Nous avons utilisé le logiciel **WinBUGS**⁴ [43, 44]. L’estimation des paramètres a été réalisée avec 2 chaînes parallèles et 20 000 itérations par chaîne, après une période de chauffe de 5 000 itérations. La convergence des chaînes a été évaluée en utilisant les méthodes proposées par Gelman *et al.* [45]. La préparation des données d’entrée pour **WinBUGS** et le traitement cartographique en sortie ont été réalisés dans l’environnement **R** [23] : nous avons utilisé les fonctions développées par Andrew Gelman⁵. Nous disposons ainsi de 40 000 simulations pour chacun de 170 cantons et nous avons utilisé comme estimation ponctuelle du

⁴<http://www.mrc-bsu.cam.ac.uk/bugs/winbugs/contents.shtml>

⁵<http://www.stat.columbia.edu/~gelman/bugsR/>

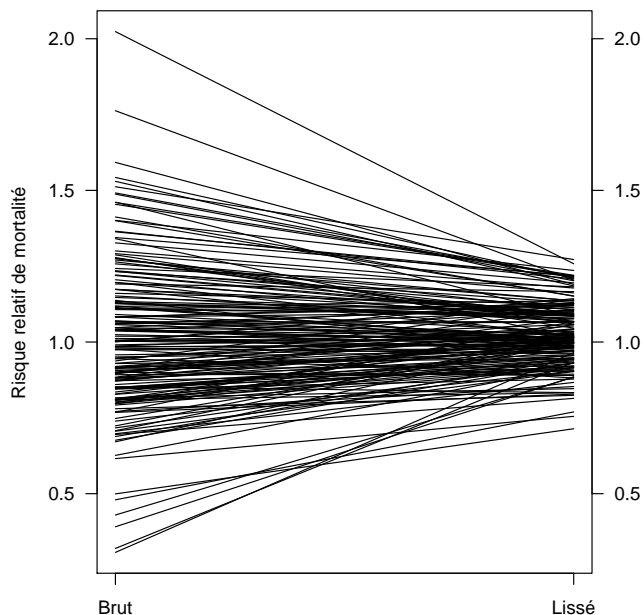


Figure 2.2 – Lissage du risque relatif de mortalité : exemple de la mortalité par suicide, hommes, 1990–1999

risque relatif du canton la moyenne empirique des valeurs simulées. L'intervalle de crédibilité à 95 % a été construit à partir des quantiles 2,5 % et 97,5 % de la distribution. La modélisation est présentée en détail dans le mémoire de fin d'études de Louise Obein [46].

Le risque relatif de mortalité estimé par ce modèle pour le canton i est une combinaison de l'ICM, d'une composante régionale et d'une composante locale. Plus le nombre de décès du canton i est faible, plus le poids de l'ICM du canton dans l'estimation est faible et plus le risque relatif est lissé, soit vers le risque moyen régional si l'autocorrélation spatiale est faible, soit vers le risque moyen du voisinage local si l'autocorrélation spatiale est forte. La figure 2.2 montre l'effet du lissage pour la mortalité par suicides. Afin de comparer le contraste spatial des risques relatifs de mortalité selon les causes, nous avons calculé, pour chaque cause, le rapport entre le 90^{ème} percentile de la distribution des risques relatifs cantonaux lissés et le 10^{ème} percentile (P_{90}/P_{10}). La distribution des risques relatifs cantonaux est présentée sur les figures 2.3 et 2.4.

L'intérêt du lissage est de permettre de mieux apprécier la structure spatiale sous-jacente en lissant le bruit causé par l'instabilité des ICM dans les cantons à petit nombre de décès. Par contre, le lissage conduit à réduire la sensibilité de la détection des cantons à risque relatif élevé. Pour remédier à cet inconvénient et augmenter cette sensibilité, nous avons suivi la suggestion de Richardson *et al.* [47] : pour chaque canton, à partir des résultats des simulations, nous avons calculé la probabilité *a posteriori* que le risque relatif soit supérieur à 1. Nous avons considéré les cantons avec une probabilité supérieure à 80 % comme à *risque élevé* de mortalité pour la cause considérée.

2.2 Résultats

Le nombre cumulé de décès par canton pendant la période 1990–1999 est en moyenne de 1132 décès pour les hommes (de 228 à 9087 selon le canton) et de 1019 pour les femmes (de 204 à 9027). Pour les différentes causes de décès analysées, la moyenne du nombre cumulé de décès par canton varie de 21 décès, pour la mortalité infantile, à 111 décès, pour la mortalité par maladies vasculaires cérébrales chez les femmes (tableau 2.1). Ces causes représentent au total 47 % des décès pour les hommes et 39 % pour les femmes.

L'autocorrélation spatiale est généralement significative, mais elle varie selon la cause médicale de décès. Elle est faible pour la mortalité infantile, la mortalité par tumeurs malignes de l'utérus chez les femmes et pour la mortalité par pneumonie et bronchopneumonie dans les deux sexes. Par contre, elle est forte chez les hommes, pour la mortalité par accidents de la circulation, par tumeurs malignes de la trachée, des bronches et du poumon et pour la mortalité toutes causes. Chez les femmes, la ressemblance spatiale est généralement plus faible que pour les hommes, à l'exception de la mortalité par cirrhose et de la mortalité par cardiopathies ischémiques (tableau 2.2).

Les figures 2.5 à 2.56 présentent les risques relatifs de mortalité lissés. Pour chaque cause médicale de décès considérée et pour chaque sexe, ces figures présentent une carte choroplèthe à 7 classes de risque relatif d'une part, un graphique des estimations des risques relatifs des cantons et de leurs intervalles de crédibilité à 95 %⁶ d'autre part. Dans ce dernier cas, les cantons considérés comme à risque relatif élevé (cf. section 2.1.5) sont marqués d'une astérisque. Afin de pouvoir comparer la variabilité spatiale du risque relatif pour les différentes causes de décès, nous avons utilisé la même échelle de couleurs pour toutes les causes étudiées. Ainsi, en cas de faibles variations spatiales, par exemple entre 0,90 et 1,10, la carte est uniformément colorée avec la couleur de la classe centrale correspondant à cet intervalle, alors qu'en cas de fortes variations, les contrastes colorés sont importants.

Mortalité toutes causes Les cantons du Bassin minier, d'une partie de l'agglomération lilloise, des agglomérations de Boulogne, Calais et Dunkerque, mais aussi du sud-est de la région (Hainaut et Avesnois) et du sud-ouest sont caractérisés par un risque de mortalité élevé dans les deux sexes. C'est également le cas de cantons du Ternois pour les femmes.

Mortalité infantile Les taux de mortalité sont faibles et peu autocorrélés, l'effet du lissage est donc très important. Après lissage, le contraste spatial est fortement réduit par le lissage ($P_{90}/P_{10} = 1,09$, alors qu'il était de 2,46 avant lissage). Les variations du

⁶Dans un contexte bayésien, pour un paramètre θ_i donné, l'intervalle de crédibilité à 95 % a une probabilité égale à 95 % de contenir θ_i .

risque relatif de mortalité lissé dans l'espace régional sont donc assez réduites. Cependant, plusieurs cantons du Hainaut et de l'Avesnois sont caractérisés par un risque relatif élevé.

Tumeurs malignes de la prostate Ces tumeurs sont responsables de 2,8 % des décès masculins pendant la période 1990-1999. Les variations spatiales sont peu intenses ($P_{90}/P_{10} = 1,15$ après lissage). Les cantons dont le risque relatif est le plus élevé sont situés dans le Cambrésis mais aussi sur le littoral : Dunkerque-Ouest (partiel), Gravelines, Boulogne-sur-Mer, Dunkerque (commune).

Tumeurs malignes de la trachée, des bronches et du poumon Ces tumeurs sont la cause de 8,5 % des décès masculins et de 1,0 % des décès féminins. Chez les hommes, l'autocorrélation est forte et la carte est contrastée ($P_{90}/P_{10} = 1,53$ après lissage) : les cantons à risque relatif élevé sont groupés dans l'agglomération lilloise, le Bassin minier et le littoral ainsi que dans le Hainaut et l'Avesnois. Chez les femmes, les résultats sont plus instables car le nombre de décès est 10 fois moins important. Le lissage a donc un effet plus net et les intervalles de crédibilité des risques relatifs restent larges. Cependant, l'aspect de la carte reste assez contrasté ($P_{90}/P_{10} = 1,42$). Les cantons à risque relatif élevé sont situés surtout dans l'agglomération lilloise et sur le littoral.

Tumeurs des voies aéro-digestives supérieures Cette catégorie regroupe les tumeurs malignes des lèvres, de la cavité buccale, du pharynx et du larynx. Elle est responsable de 3,7 % des décès masculins et 0,4 % des décès féminins. Chez les hommes, les cantons à risque élevé sont principalement situés sur le littoral (agglomérations de Dunkerque et de Boulogne et leur périphérie), mais aussi dans le Bassin minier. Chez les femmes, le nombre de décès est en moyenne 8 fois inférieur et, même si l'effet du lissage est très net, les risques relatifs gardent un intervalle de crédibilité large. Seuls quelques cantons de l'agglomération lilloise et le canton de Douai-Nord (partiel) se caractérisent par un risque relatif élevé.

Tumeurs malignes du sein (femmes) Elles causent 4,8 % des décès des femmes. Les variations du risque relatif dans l'espace régional sont réduites ($P_{90}/P_{10} = 1,11$). Quelques cantons de l'agglomération lilloise et le canton de Dunkerque-Ouest (partiel) se caractérisent cependant par un risque relatif élevé.

Tumeurs malignes du corps et du col de l'utérus Elles sont responsables de 1,3 % des décès féminins. Les variations spatiales du risque relatif sont également très faibles ($P_{90}/P_{10} = 1,10$). Seul le canton de Roubaix se caractérise par un risque relatif élevé.

Cardiopathies ischémiques C'est une des principales causes de décès (9,8 % pour les hommes et

9,0 % pour les femmes). Les variations spatiales sont relativement modérées ($P_{90}/P_{10} = 1,25$ pour les hommes et 1,26 pour les femmes). Chez les hommes, les cantons à risque élevé sont principalement situés dans l'Avesnois, dans une partie du Bassin minier, le Hainaut et le Cambrésis. Chez les femmes, ils sont situés approximativement dans les mêmes territoires, en particulier dans le Hainaut mais aussi dans la Flandre maritime.

Maladies vasculaires cérébrales 6,3 % des décès masculins et 10,8 % des décès féminins sont attribués à ces maladies. Pour les hommes, les cantons caractérisés par un risque relatif élevé sont situés surtout dans le Boulonnais, le Hainaut et le Cambrésis ainsi que dans le Ternois. Pour les femmes, les mêmes zones sont concernées ainsi que le Calaisis et une partie de l'Artois et de la Flandre maritime.

Cirrhose du foie d'origine alcoolique ou non précisée du foie Cette pathologie cause 3,5 % des décès des hommes et 2,4 % des décès féminins. C'est une des causes pour lesquelles le contraste géographique est le plus marqué, et cela, pour les hommes ($P_{90}/P_{10} = 1,89$) et surtout pour les femmes ($P_{90}/P_{10} = 2,17$). L'autocorrélation est également assez forte dans les deux sexes. Le nombre moyen de décès n'est que d'un tiers inférieur pour les femmes, ce qui témoigne de la forte surmortalité par cirrhose dans la région Nord - Pas-de-Calais. Pour les deux sexes, ce sont des cantons du Bassin minier qui présentent les risques relatifs les plus élevés, mais des cantons à risque élevé sont également situés sur le littoral (région de Dunkerque et de Boulogne), dans une partie du Cambrésis et du Hainaut, ainsi qu'à Arras (commune) pour les hommes et Lille-Nord (partiel), Roubaix (commune) et Tourcoing (commune) pour les femmes.

Suicide Les suicides représentent 3,4 % des décès pour les hommes et 1,3 % pour les femmes. Dans les deux sexes, le contraste géographique reste relativement modéré ($P_{90}/P_{10} \approx 1,30$) mais les cartes ont un aspect tout à fait particulier, très différent des autres causes de décès. Les cantons caractérisés par une surmortalité sont situés principalement dans les zones rurales du sud de la région : Artois, Ternois, Audo-marois, Cambrésis et également une partie de l'Avesnois pour les hommes. Le risque relatif de mortalité est également élevé dans les cantons de Béthune-Nord (partiel) et Arras (commune) pour les hommes, et de Dunkerque (commune) et Lille (commune) pour les femmes.

Accidents de la circulation Ils causent 1,5 % des décès des hommes et 0,6 % des décès des femmes. Les accidents de la circulation sont la cause pour laquelle l'autocorrélation spatiale est la plus forte pour les hommes. La carte des risques relatifs de mortalité rappelle un peu celle du suicide, avec une surmortalité dans les zones rurales du sud-ouest de la région, mais

le risque relatif de mortalité est également élevé en Flandre intérieure et à l'Ouest du Bassin minier dans les deux sexes et dans une partie plus étendue de l'Avesnois pour les femmes.

Chutes accidentelles Elles sont responsables de 1,2 % des décès des hommes et 2,3 % des décès des femmes. Dans les deux sexes, le contraste géographique est relativement peu marqué. La surmortalité est surtout marquée dans le Cambrésis dans les deux sexes, dans le canton d'Arras (commune) et de Lens (commune) pour les hommes, et dans l'Est du Bassin minier pour les femmes.

Pneumonie et bronchopneumonie 2,8 % des décès des hommes et 3,0 % des décès des femmes sont attribués à ces pathologies. Le contraste géographique est assez marqué ($P_{90}/P_{10} = 1,36$ pour les hommes et 1,53 pour les femmes) mais l'autocorrélation est assez faible. La carte a un aspect de mosaïque et est difficile à interpréter : les cantons à risque relatif élevé sont de situation géographique et de caractéristiques variées, réparties dans l'espace régional.

Bronchite chronique et maladies pulmonaires obstructives Ces maladies causent 3,7 % des décès masculins et 2,3 % des décès féminins. Le contraste géographique est ici aussi assez marqué mais l'autocorrélation spatiale est beaucoup plus nette que pour les pneumonies. Les cantons à risque relatif élevé sont principalement situés dans le Bassin minier, le Hainaut et l'Avesnois ainsi que dans le Hainaut, le Cambrésis et dans une partie de l'agglomération lilloise pour les hommes. Le contraste géographique et l'autocorrélation spatiale sont moins marqués pour les femmes, pour lesquelles les cantons à risque relatif élevé sont surtout situés dans le Hainaut et l'Avesnois, dans une partie de l'agglomération lilloise et de la Flandre intérieure, ainsi que dans le secteur de Calais.

2.3 Discussion

La cartographie de la mortalité à l'échelle cantonale pose un certain nombre de problèmes méthodologiques [38]. En particulier, les méthodes classiques, reposant sur la cartographie de l'Indice comparatif de mortalité, conduisent à la réalisation de cartes souvent difficiles à interpréter. La structure spatiale sous-jacente est masquée par le bruit causé par l'instabilité statistique des ICM des cantons peu peuplés. Le cadre bayésien offre la possibilité d'approches élégantes pour affronter ces problèmes [48]. En particulier, les modèles hiérarchiques permettent de prendre en compte l'ensemble de l'information disponible pour lisser les risques relatifs cantonaux et mieux mettre en évidence la structure spatiale de la mortalité.

Le choix du modèle à retenir reste une question importante. Nous avons choisi d'utiliser le modèle de Besag, York et Mollié [40], dont les propriétés paraissent

bonnes et les résultats robustes pour différentes structures spatiales de mortalité [38]. Cependant, le lissage diminue la sensibilité de la détection de discontinuités spatiales, par exemple des cantons à risque relatif élevé. Pour détecter ces discontinuités, d'autres modèles seraient plus adaptés, par exemple des modèles basés sur des mélanges de distributions [44, 49]. Nous avons ici retenu la solution proposée par Richardson et al. [47], qui paraît relativement robuste pour détecter les cantons à risque relatif élevé.

Les résultats obtenus sont très variables selon la cause de décès analysée. Pour les deux sexes, c'est pour les accidents de la circulation que la variabilité spatiale est la plus forte. La localisation de ces décès est ici le domicile de victimes et non le lieu de l'accident. Les cantons des zones rurales du sud-ouest de la région se caractérisent par une forte surmortalité, surtout chez les hommes. Cette relation inverse avec la densité urbaine est à l'opposé de ce qui est observé pour la plupart des autres causes de décès. Elle est également observée à l'échelle du territoire français [5]. Elle est sans doute à mettre en rapport avec la longueur des trajets effectués pour les déplacements, la vitesse plus importante qu'en milieu urbanisé et avec la nature du réseau routier, en particulier la moindre densité des grands axes de circulation comme les autoroutes.

Les variations spatiales de la mortalité par suicide sont moins fortes mais elles sont d'une nature assez comparable avec celles de la mortalité par accidents de la circulation. Les cantons à risque élevé sont le plus souvent dans les secteurs ruraux du sud et de l'ouest de la région, ceci dans un contexte où la France parmi les pays européens et la région Nord - Pas-de-Calais parmi les régions françaises se caractérisent par des taux élevés de mortalité par suicide [5]. Les variations spatiales de la mortalité par chutes accidentelles sont modérées et la cartographie de cette cause de décès ne donne pas des résultats faciles à interpréter.

Par contre, les causes de décès liées à la consommation d'alcool et de tabac sont également caractérisées par des contrastes spatiaux importants, en particulier la cirrhose du foie, mais aussi les tumeurs malignes du poumon et des voies aéro-digestives supérieures. La géographie est cependant différente selon la cause considérée. Si pour ces trois causes, la mortalité concerne généralement les pôles urbains de la région, la surmortalité des cantons du Bassin minier est plus nette pour les cancers des voies aéro-digestives supérieures et la cirrhose du foie. A l'échelle française, les contrastes spatiaux pour ces trois causes sont également importants, la région Nord - Pas-de-Calais se caractérisant par de forts taux de mortalité [5, 11]. En ce qui concerne les cancers du poumon et des voies aéro-digestives supérieures, le tabac et/ou l'alcool sont des facteurs de risque majeurs. Il convient cependant de ne pas sous-estimer le rôle des facteurs de risque professionnels qui peuvent être un facteur de risque important des cancers du poumon [50] et aussi des cancers des voies aéro-digestives supérieures [51]. D'autre part, la contribution de la pollution atmosphérique urbaine dans l'étiologie des cancers du poumon doit également être considérée [52, 53]. Enfin,

pour les cancers des voies aéro-digestives, les données d'incidence des registres français des cancers permettent d'observer des variations du rapport incidence/mortalité selon les régions [54]. Cela laisse penser que l'accès au diagnostic et à la prise en charge de ces tumeurs peut contribuer aux variations spatiales de la mortalité. C'était d'ailleurs une des hypothèses émises par les cancérologues que notre équipe a pu rencontrer lors d'un précédent travail dans le secteur de Dunkerque [55]. Étant donné la forte incidence de ces pathologies en France, et tout spécialement dans la région Nord - Pas-de-Calais, nous pensons que ces questions d'accès au diagnostic et au traitement devraient être mieux étudiées.

Pour les autres localisations de cancers que nous avons étudiées, les résultats sont moins nets. Les variations spatiales de la mortalité sont faibles pour ces cancers (sein, utérus et prostate). L'analyse permet cependant de distinguer des cantons à risque plus élevé. Ces résultats mériteraient d'être étudiés avec plus d'attention. L'interprétation est ici compliquée par la difficulté de séparer incidence (occurrence de nouveaux cas) et léthalité (mortalité parmi les patients atteints). En effet, pour ces cancers, l'évolution des pratiques de dépistage précoce et des modalités de traitement peut avoir une influence majeure sur la mortalité.

Pour les cardiopathies ischémiques et les maladies vasculaires cérébrales, les variations spatiales sont relativement modérées et les cartes sont assez difficiles à interpréter. Nous avons déjà fait ce constat dans nos travaux antérieurs [11]. L'interprétation des taux de mortalité pour ces causes soulève en effet la question de la classification de la cause médicale du décès. Pour les cardiopathies ischémiques, la mortalité peut être sous-estimée si l'absence d'informations complémentaires conduit à un classement avec les causes cardio-vasculaires mal définies. En revanche, pour les maladies vasculaires cérébrales, il est possible que la mortalité soit surestimée, les morts brutales chez des personnes âgées pouvant être facilement attribuées à ces pathologies, surtout en l'absence d'explorations complémentaires qui auraient permis de reconnaître une pathologie d'origine différente. Ceci pourrait contribuer à expliquer la surmortalité observée dans les cantons ruraux, en particulier ceux du sud-est du département. Cette hypothèse [11] est d'ailleurs cohérente avec la relation inverse entre mortalité par maladies cérébrovasculaires et taille de la commune observée sur le territoire français [5].

En ce qui concerne les pathologies respiratoires que nous avons retenue dans notre analyse, les contrastes

géographiques sont également modérés et l'interprétation des cartes assez difficile, en particulier pour les pneumonies et bronchopneumonies. Cependant, pour les hommes, la surmortalité par bronchites et maladies pulmonaires obstructives dans les cantons du Bassin minier, du Hainaut et de l'agglomération lilloise et la relative similitude avec la carte de la mortalité par cancers du poumon suggère le rôle du tabac, qui est également un facteur de risque majeur de ces pathologies, mais aussi de facteurs de risque professionnels. La surmortalité observée dans l'Avesnois et le Cambrésis reste difficile à expliquer.

Enfin, quand on s'intéresse à la mortalité totale, on est frappé par le contraste important entre les grands pôles urbains et le reste de la région. Ce lien entre urbanisation et mortalité toutes causes est également observé sur l'ensemble du territoire français [5]. Nous sommes également frappés par la relative similitude entre la carte de la mortalité totale et celle de l'indice de défaveur sociale que nous avons présenté au chapitre précédent. Cela invite à explorer plus avant la part des variations spatiales de la mortalité qui est liée aux inégalités sociales. C'est ce que nous avons fait dans le chapitre suivant.

Le faible nombre de décès avant un an conduit à un fort lissage des risques relatifs de mortalité. Cependant, le risque relatif élevé observé dans les cantons du sud-est de la région doit conduire à s'interroger sur la prise en charge des naissances dans ce secteur. Nous avons déjà évoqué ce sujet dans les conclusions d'une enquête de terrain réalisée dans ce secteur [56].

Comme le lecteur a pu le constater, le travail que nous avons réalisé nous a permis, pour les causes étudiées, d'apprécier les variations spatiales de la mortalité et de suggérer le rôle de facteurs de risque accessibles à la prévention primaire mais aussi des modalités d'accès au diagnostic et à la prise en charge. La cartographie de la mortalité peut donc jouer un rôle précieux pour apprécier les inégalités de santé dans la région. Nous pensons qu'il est utile de poursuivre dans cette voie, en particulier en ce qui concerne les cancers, en analysant les localisations que nous n'avons pas étudiées dans le présent travail, avant tout exploratoire. De plus, il serait intéressant d'analyser l'impact potentiel du choix de l'échelle spatiale considérée [57] et du choix du modèle utilisé [47]. D'autre part, il nous paraît indispensable de mieux connaître l'incidence des cancers dans la région et, dans ce but, d'encourager les efforts actuels qui sont entrepris dans ce domaine par la Cellule inter-régionale d'épidémiologie Nord (CIRE Nord) et l'Institut de veille sanitaire.

Tableau 2.1 – Causes médicales de décès sélectionnées

Cause médicale de décès	Code CIM-9	Nombre cumulé de décès par canton* (1990-1999)	
		Hommes	Femmes
Toutes causes	-	1 132 [228-9 087]	1 019 [204-9 027]
Mortalité infantile	-	21 [2-227]	
Tumeurs malignes de la trachée, des bronches et du poumon	161	96 [12-795]	11 [0-118]
Tumeurs malignes des voies aéro-digestives supérieures**	140-149, 161	32 [6-392]	4 [0-55]
Tumeurs malignes du sein	174-175	-	48 [7-396]
Tumeurs malignes de l'utérus (corps et col)	179, 180, 182	-	14 [1-132]
Tumeurs malignes de la prostate	185	31 [3-248]	-
Cardiopathies ischémiques	410-414	111 [17-842]	92 [11-799]
Maladies vasculaires cérébrales	430-438	71 [11-482]	111 [17-855]
Cirrhose du foie d'origine alcoolique ou non précisée	571.4,6-9	39 [6-350]	24 [1-252]
Suicide	E950-959	17 [1-89]	13 [0-144]
Accidents de la circulation	E810-819, E826-829	17 [1-89]	6 [1-53]
Chutes accidentelles	E880-888	14 [1-111]	23 [3-209]
Pneumonie et bronchopneumonie	480-486	31 [4-227]	31 [2-309]
Bronchite chronique et maladies pulmonaires obstructives	490-496	42 [7-289]	23 [11-211]

* Moyenne [Minimum-Maximum]

** Lèvres, cavité buccale, pharynx et larynx

Tableau 2.2 – Autocorrélation spatiale de la mortalité

Cause médicale de décès	Indice de Moran-Assunção (p)	
	Hommes	Femmes
Toutes causes	0,456 (0,001)	0,157 (0,003)
Mortalité infantile	0,085 (0,046)	
Tumeurs malignes de la trachée, des bronches et du poumon	0,437 (0,001)	0,199 (0,001)
Tumeurs malignes des voies aéro-digestives supérieures	0,208 (0,001)	0,114 (0,024)
Tumeurs malignes du sein	-	0,126 (0,011)
Tumeurs malignes de l'utérus (corps et col)	-	0,068 (0,079)
Tumeurs malignes de la prostate	0,159 (0,001)	-
Cardiopathies ischémiques	0,244 (0,001)	0,318 (0,001)
Maladies vasculaires cérébrales	0,301 (0,001)	0,382 (0,001)
Cirrhose du foie d'origine alcoolique ou non précisée	0,376 (0,001)	0,432 (0,001)
Suicide	0,177 (0,001)	0,224 (0,001)
Accidents de la circulation	0,581 (0,001)	0,165 (0,004)
Chutes accidentelles	0,139 (0,001)	0,095 (0,03)
Pneumonie et bronchopneumonie	0,101 (0,02)	0,134 (0,003)
Bronchite chronique et maladies pulmonaires obstructives	0,355 (0,001)	0,218 (0,011)

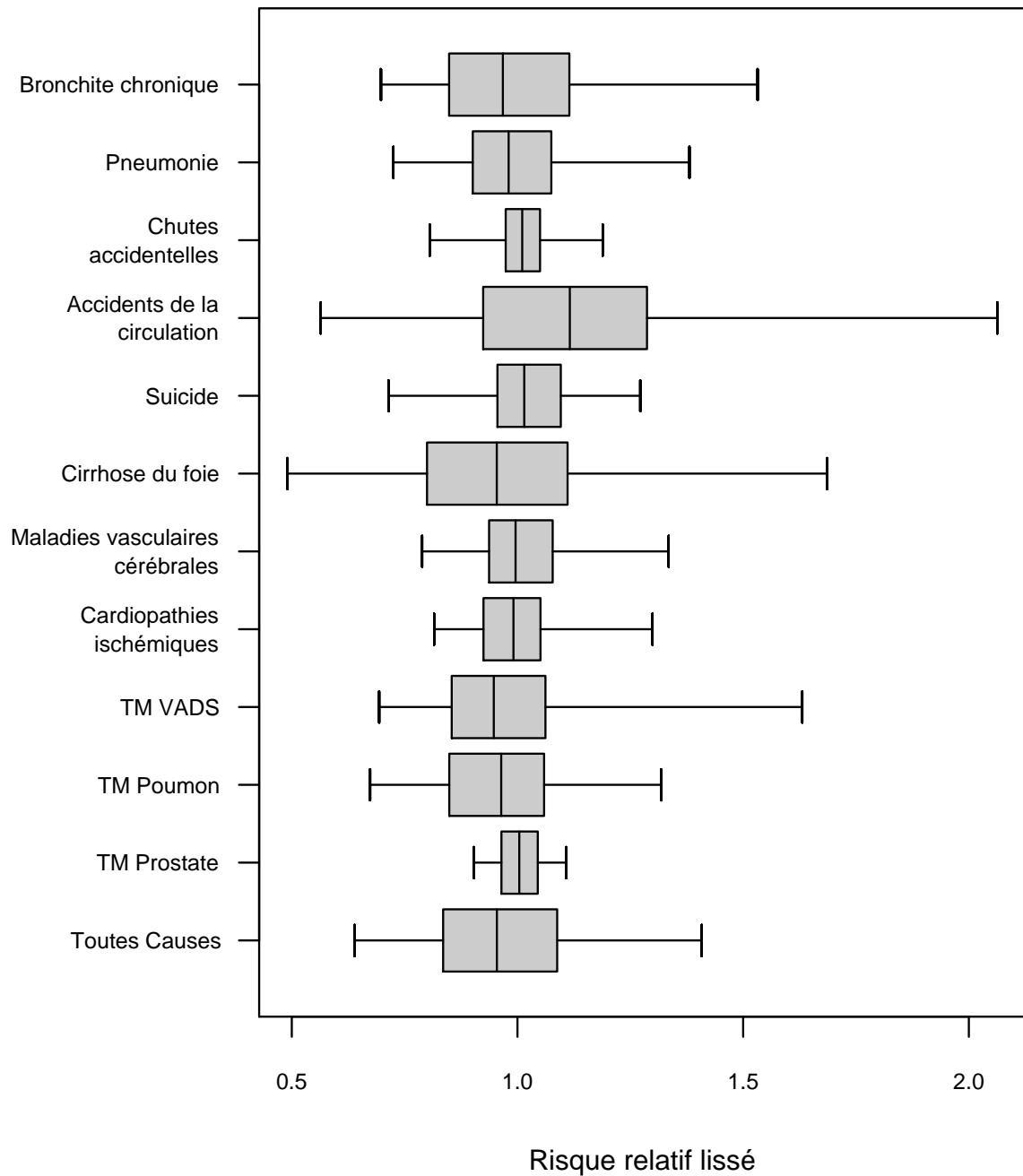


Figure 2.3 – Distribution des risques relatifs lissés des cantons selon la cause de décès, hommes, 1990–1999

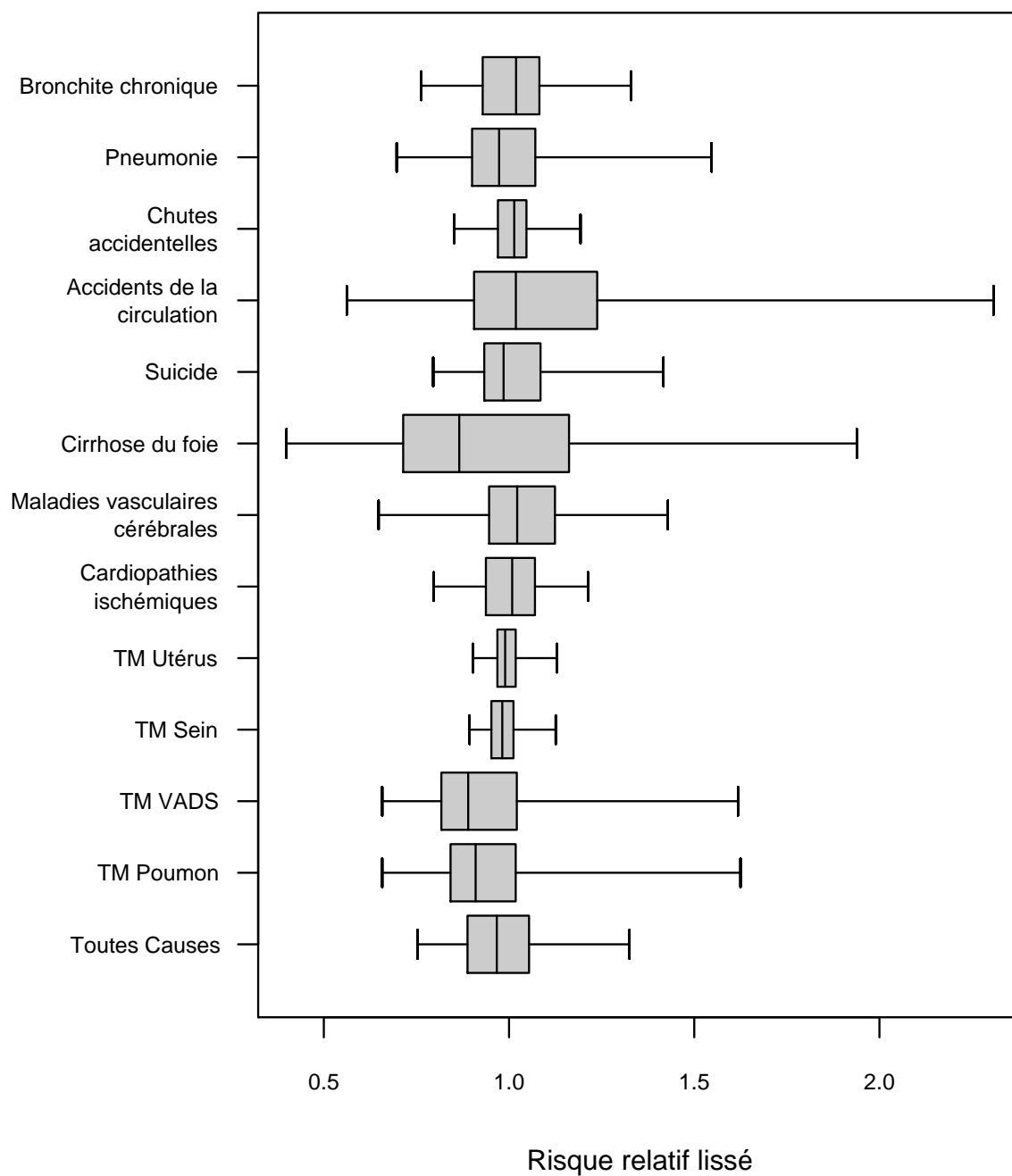


Figure 2.4 – Distribution des risques relatifs lissés des cantons selon la cause de décès, femmes, 1990–1999

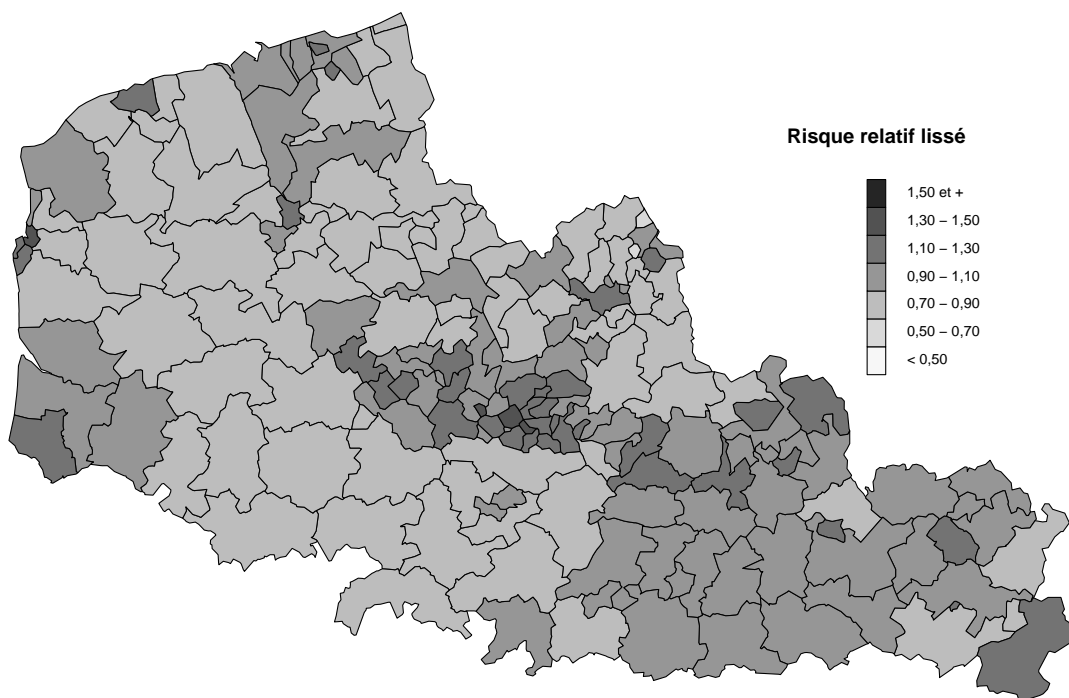


Figure 2.5 – Carte de la mortalité toutes causes, hommes, 1990–1999

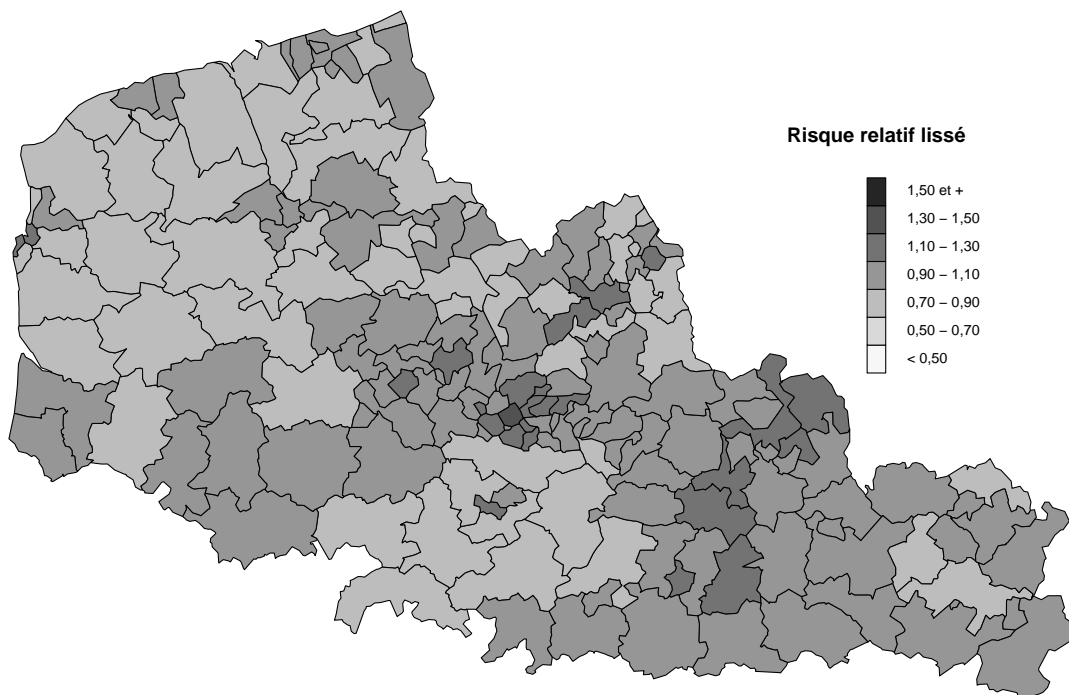
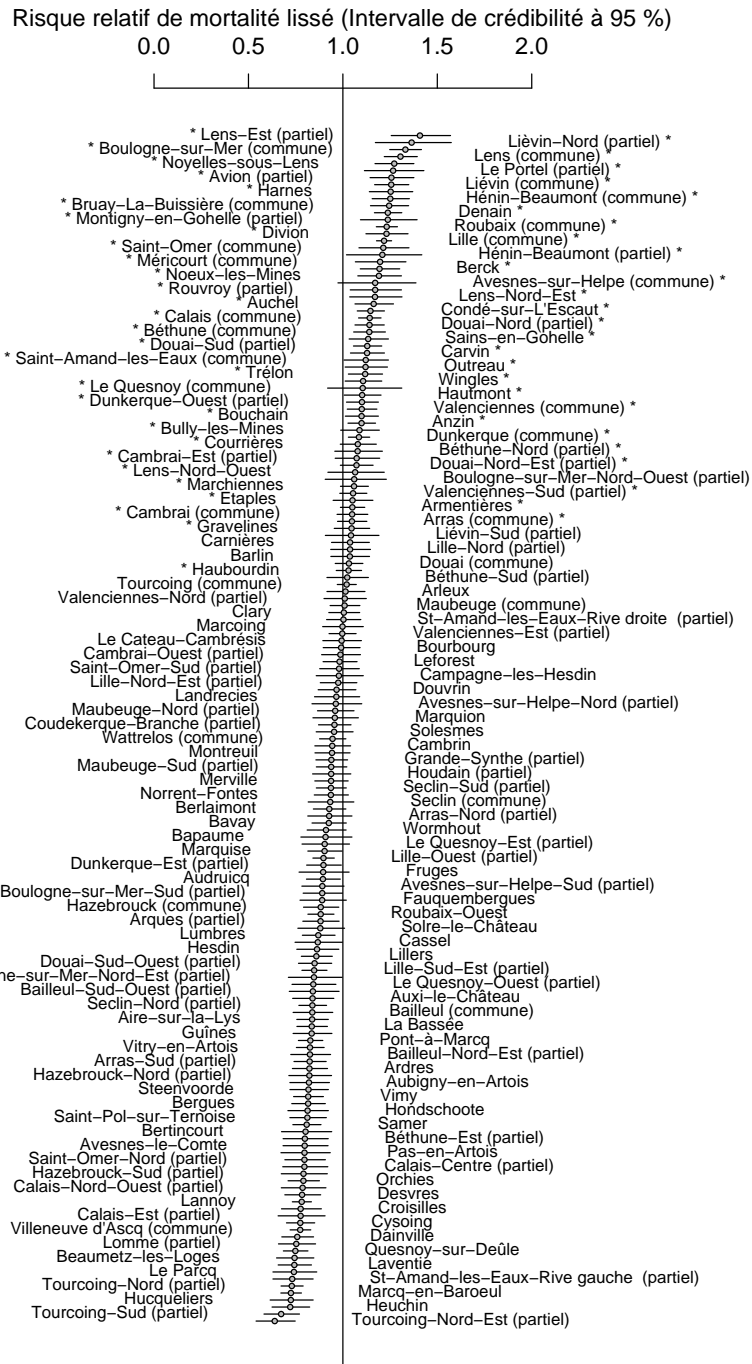
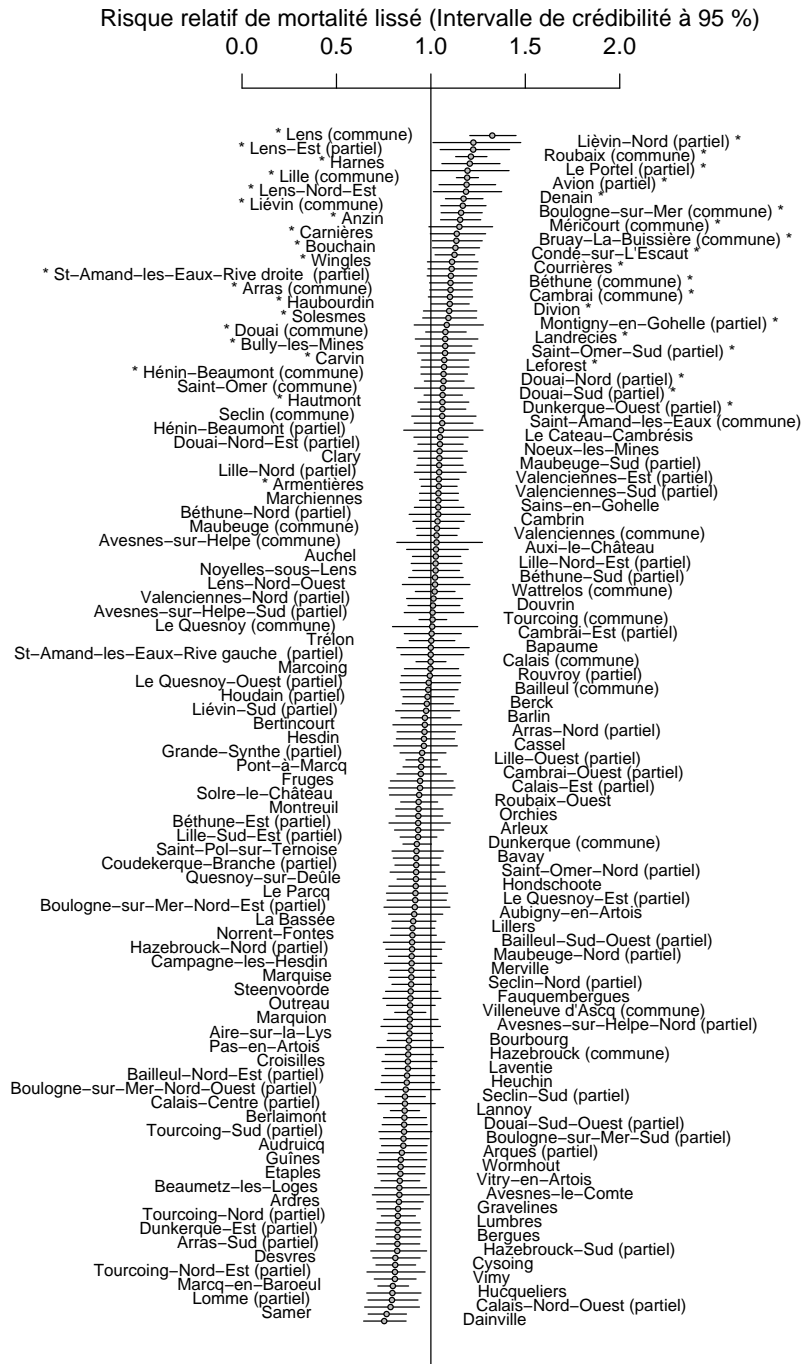


Figure 2.6 – Carte de la mortalité toutes causes, femmes, 1990–1999



Les cantons à risque relatif de mortalité élevé (voir page 29) sont signalés par un astérisque

Figure 2.7 – Mortalité toutes causes par canton, hommes, 1990-1999



Les cantons à risque relatif de mortalité élevé (voir page 29) sont signalés par un astérisque

Figure 2.8 – Mortalité toutes causes par canton, femmes, 1990–1999

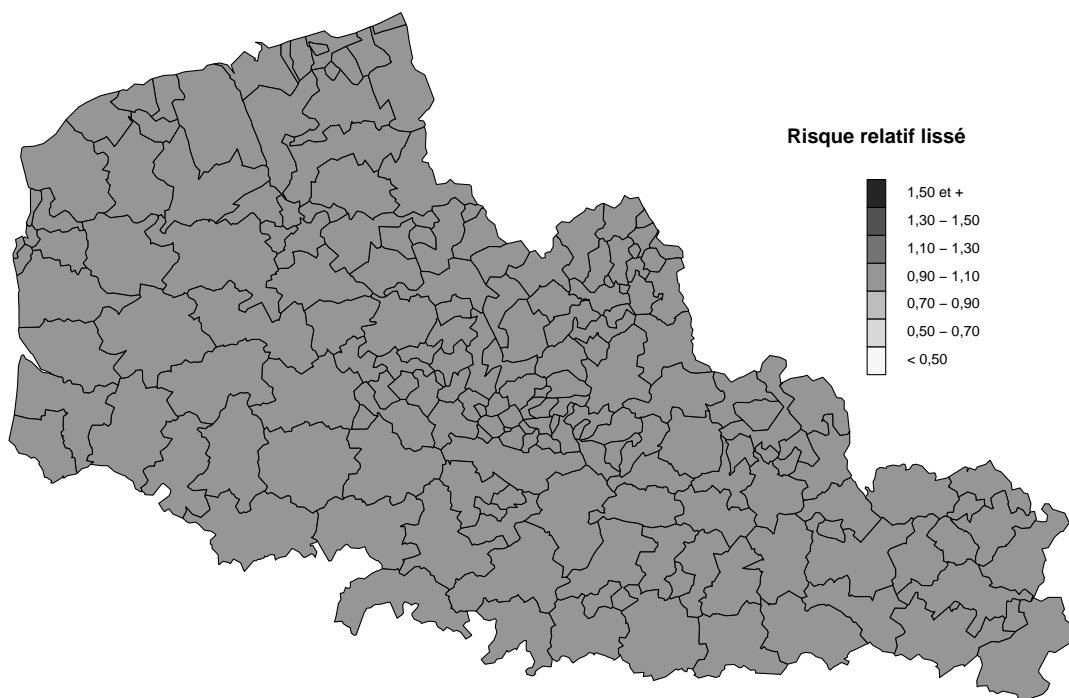


Figure 2.9 – Carte de la mortalité infantile, 1990–1999

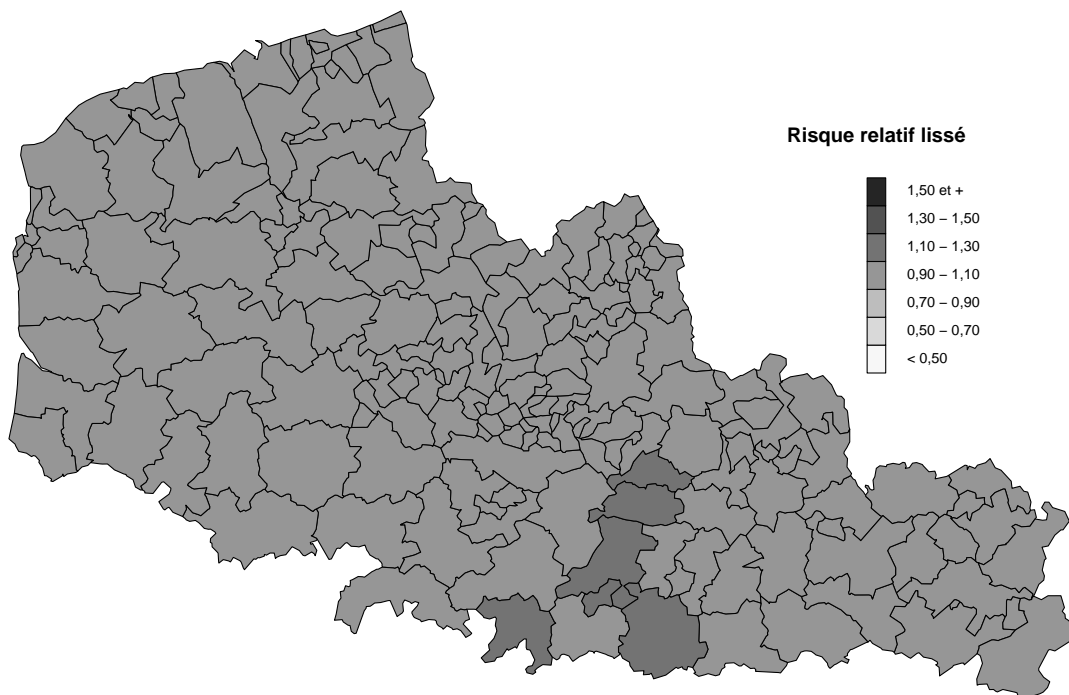
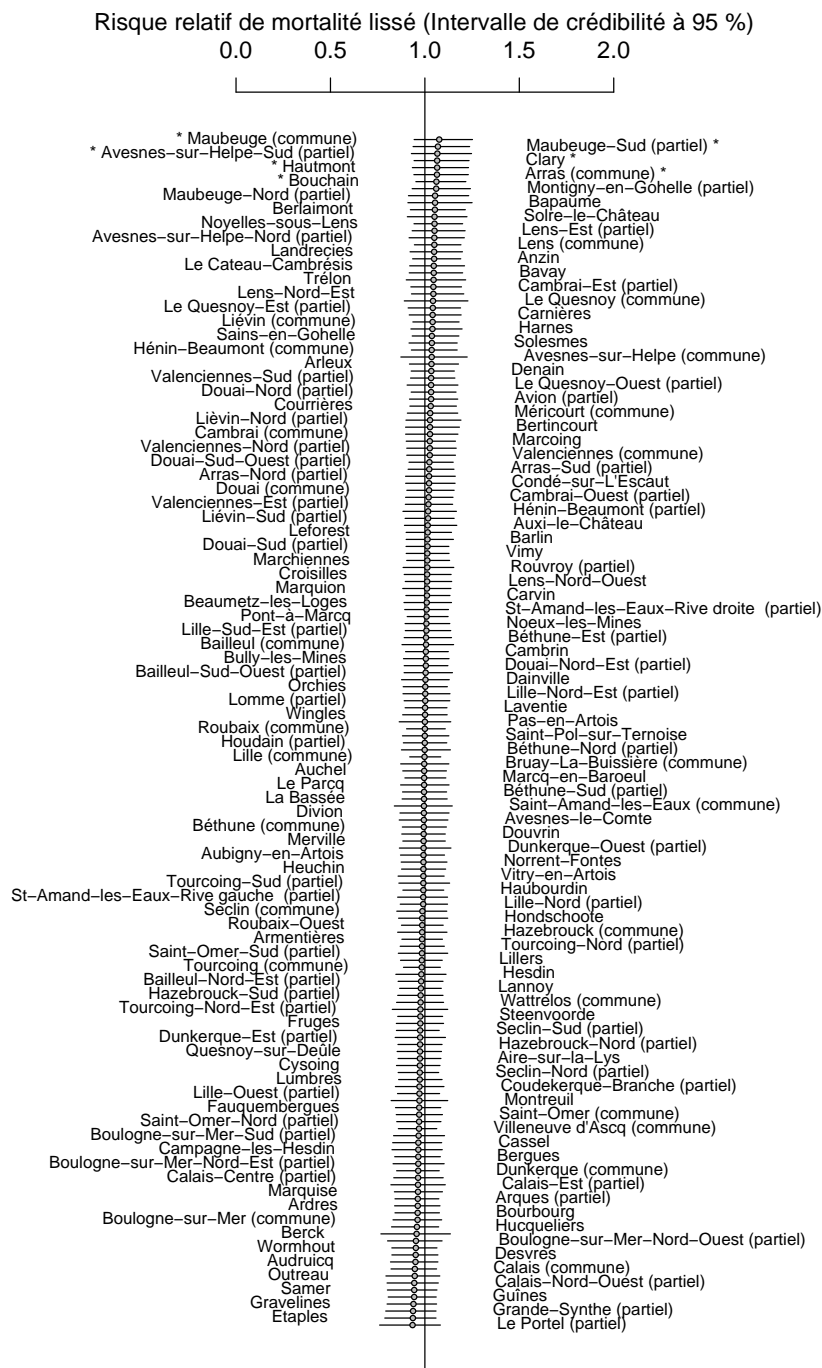
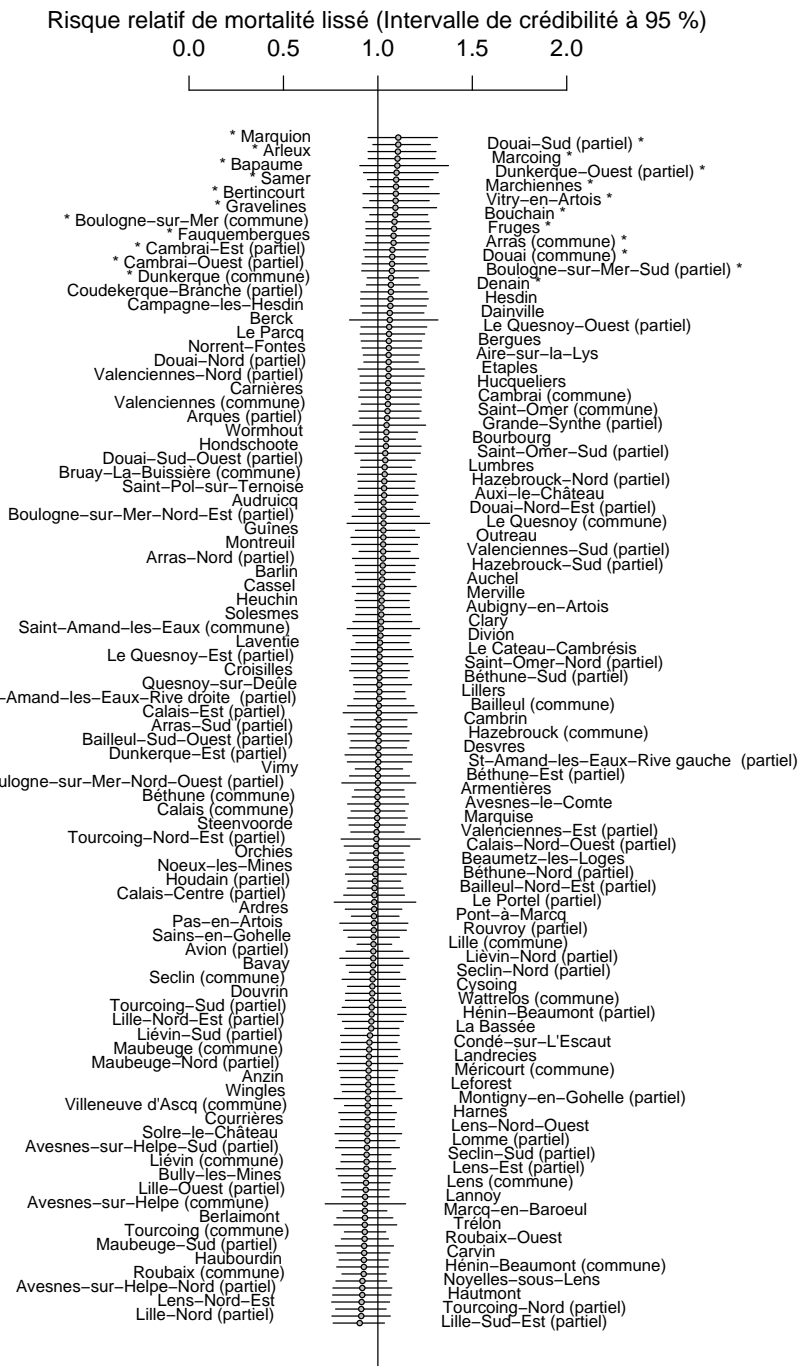


Figure 2.10 – Carte de la mortalité par tumeurs malignes de la prostate, hommes, 1990–1999



Les cantons à risque relatif de mortalité élevé (voir page 29) sont signalés par un astérisque

Figure 2.11 - Mortalité infantile par canton, 1990-1999



Les cantons à risque relatif de mortalité élevé (voir page 29) sont signalés par un astérisque

Figure 2.12 – Mortalité par tumeurs malignes de la prostate par canton, 1990–1999

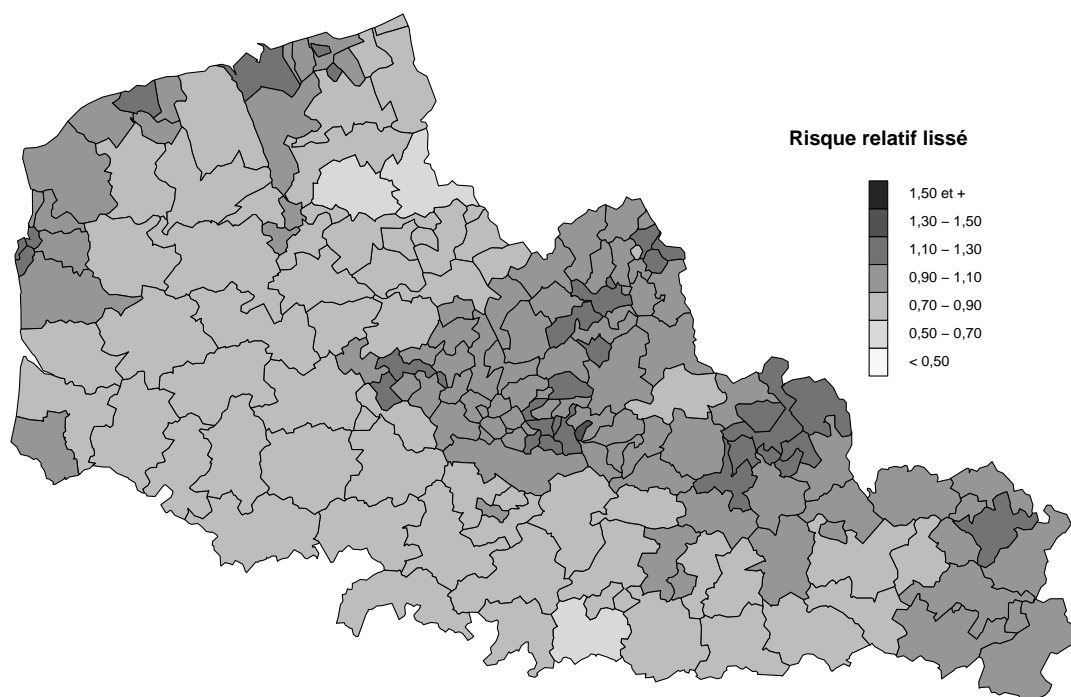


Figure 2.13 – Carte de la mortalité par tumeurs malignes de la trachée, des bronches et du poumon, hommes, 1990–1999

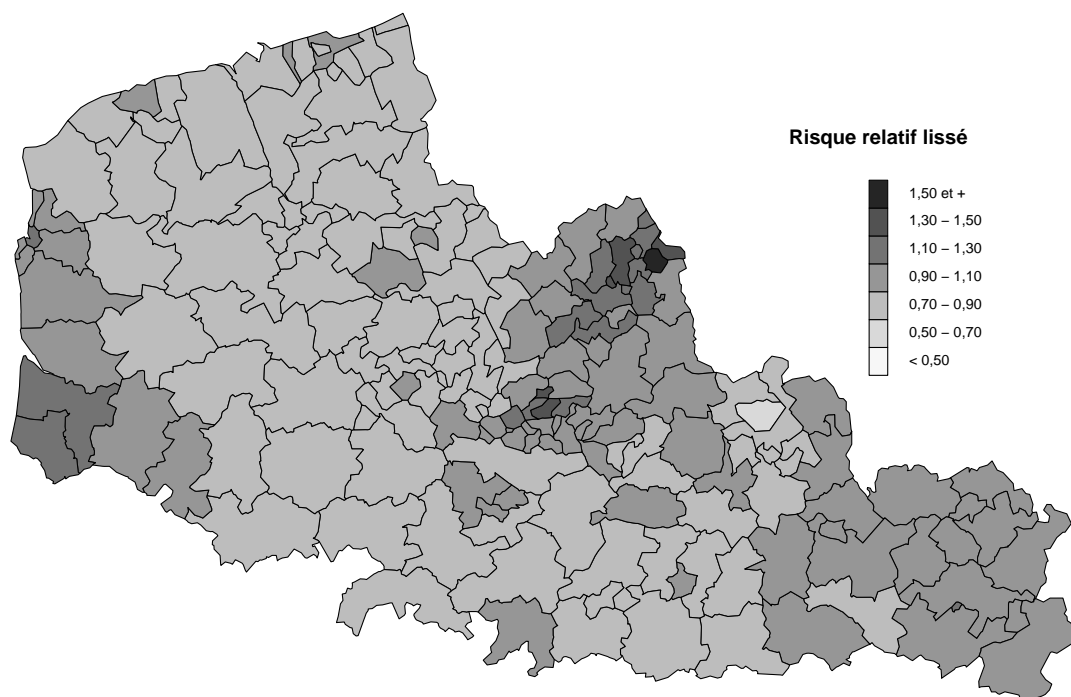
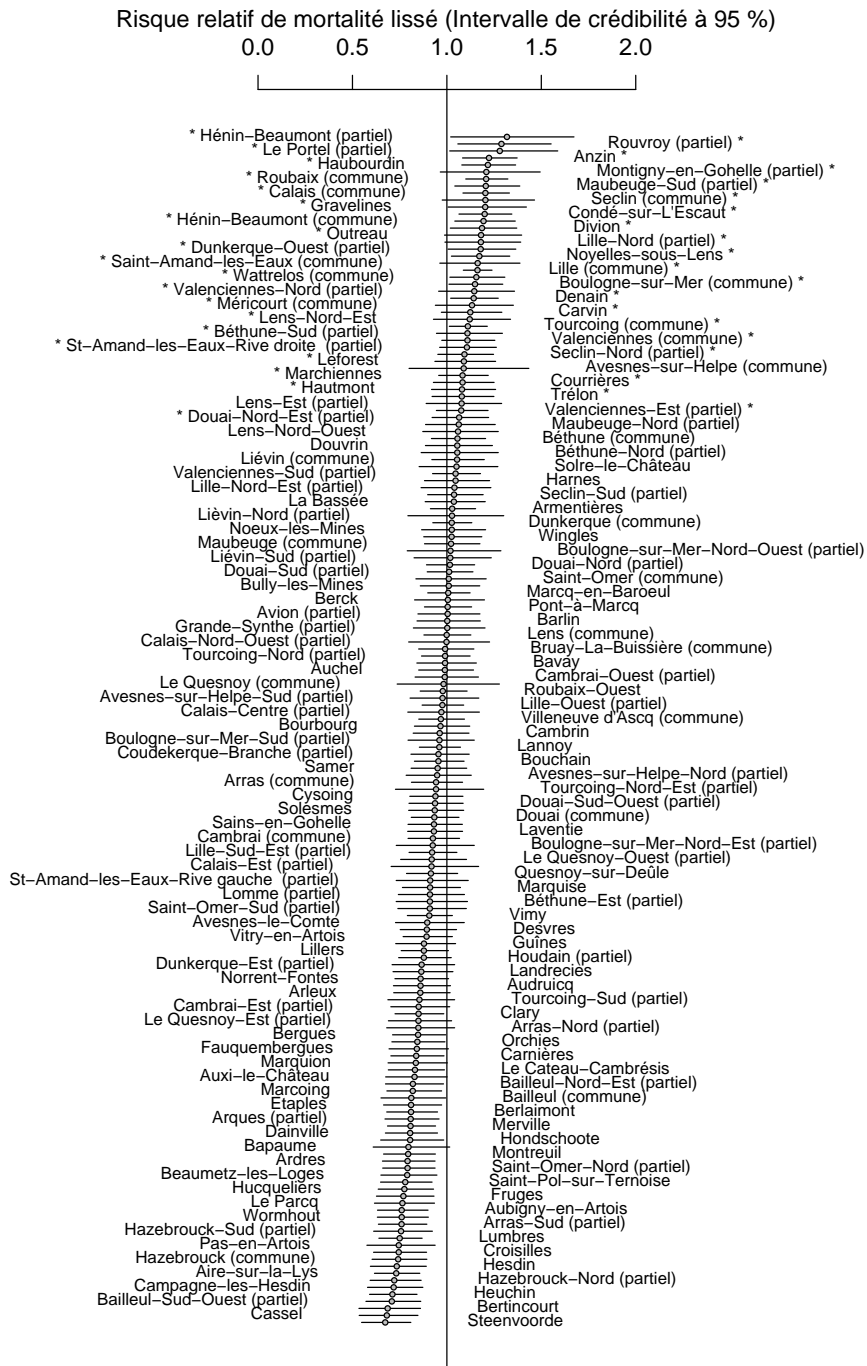
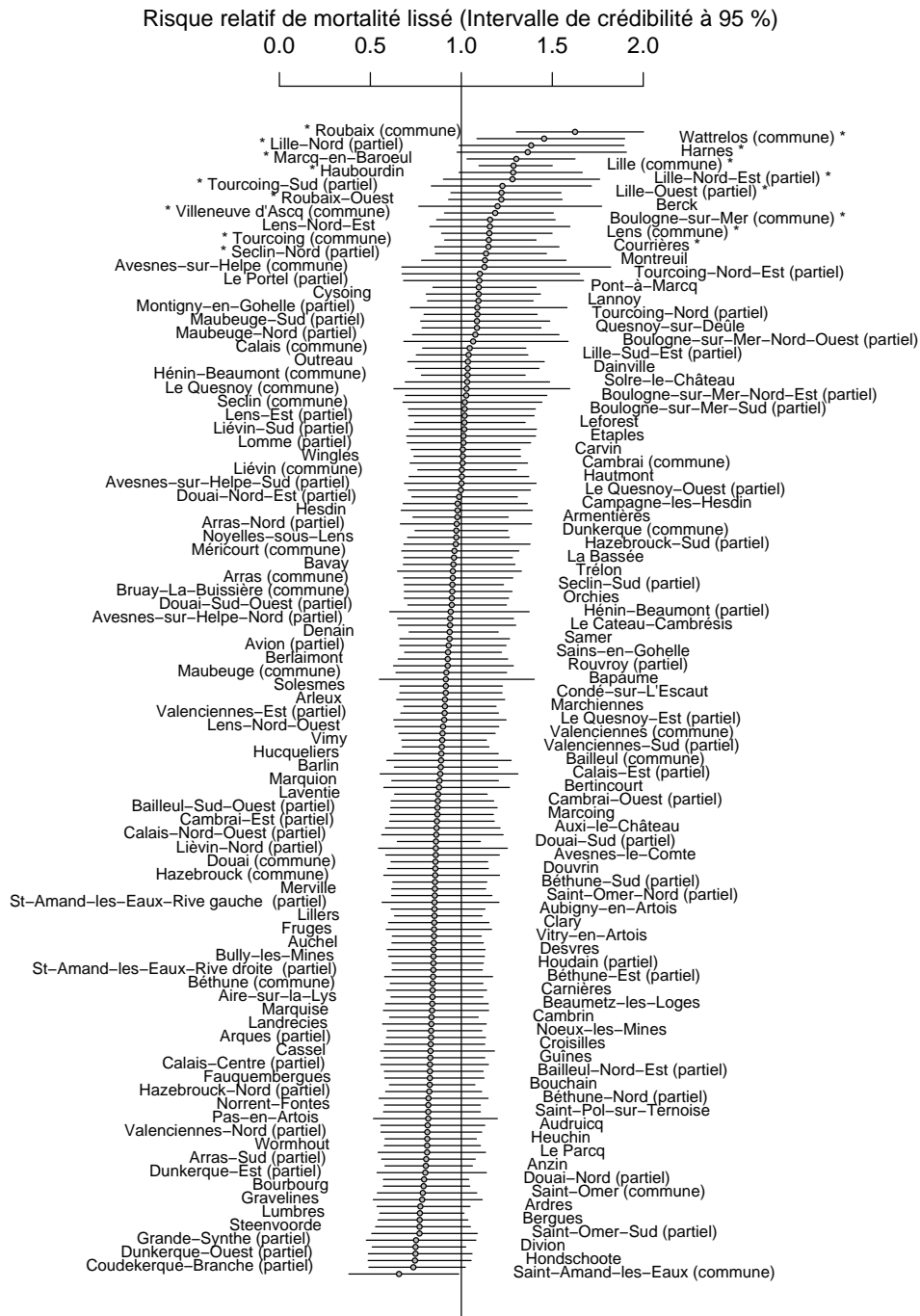


Figure 2.14 – Carte de la mortalité par tumeurs malignes de la trachée, des bronches et du poumon, femmes, 1990–1999



Les cantons à risque relatif de mortalité élevé (voir page 29) sont signalés par un astérisque

Figure 2.15 – Mortalité par tumeurs malignes de la trachée, des bronches et du poumon par canton, hommes, 1990-1999



Les cantons à risque relatif de mortalité élevé (voir page 29) sont signalés par un astérisque

Figure 2.16 – Mortalité par tumeurs malignes de la trachée, des bronches et du poumon par canton, femmes, 1990-1999

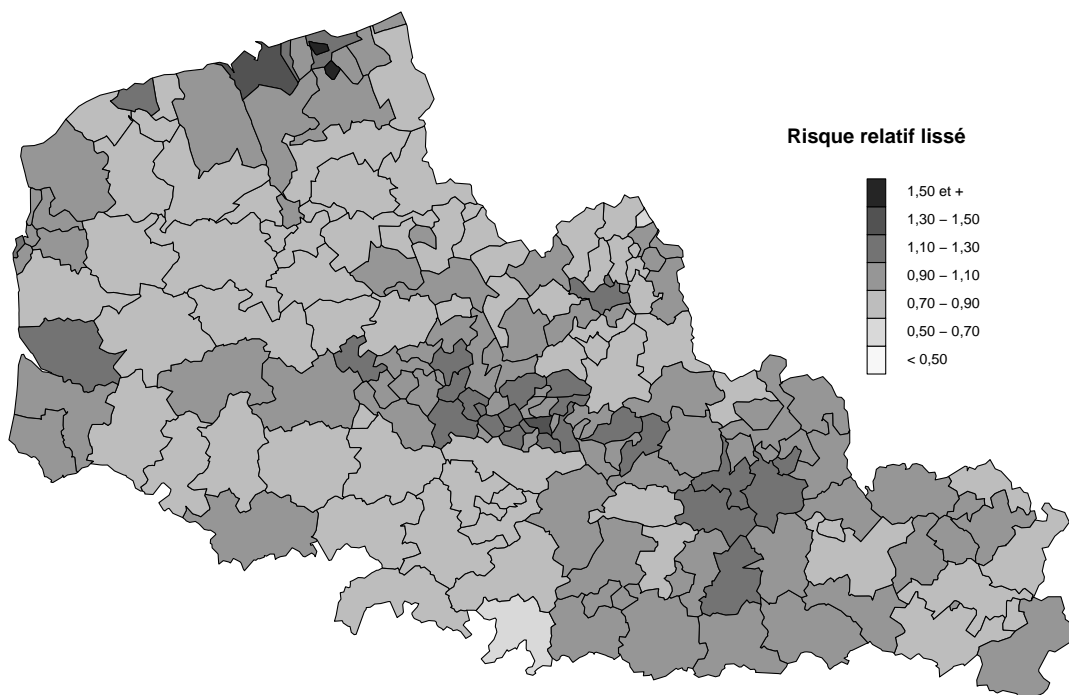


Figure 2.17 - Carte de la mortalité par tumeurs malignes des voies aéro-digestives supérieures, hommes, 1990-1999

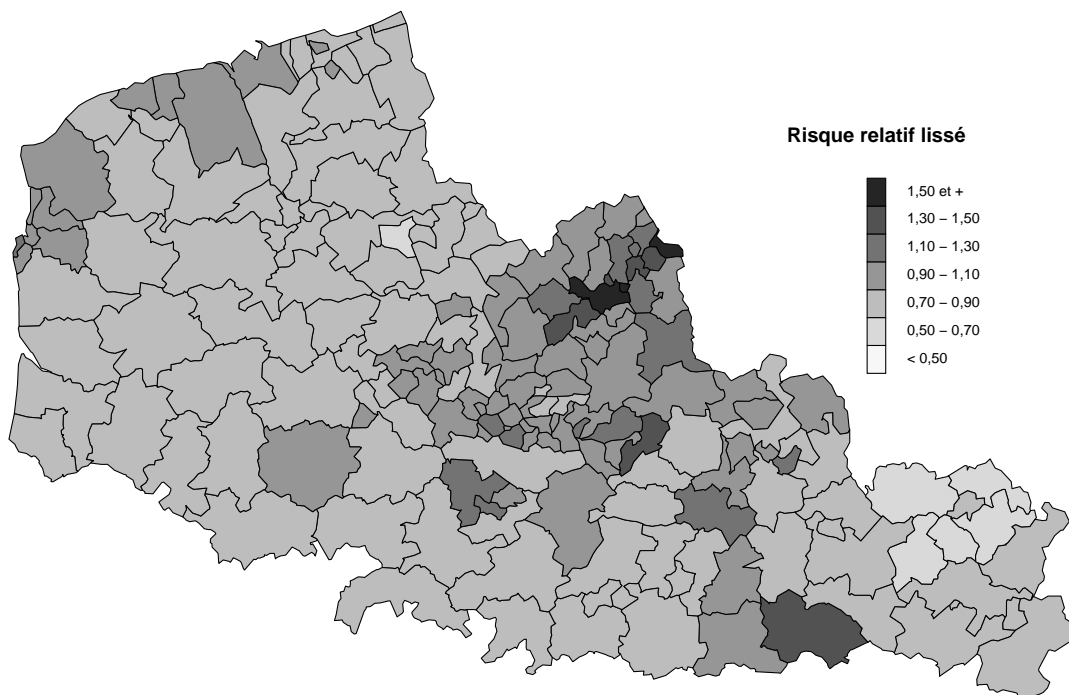
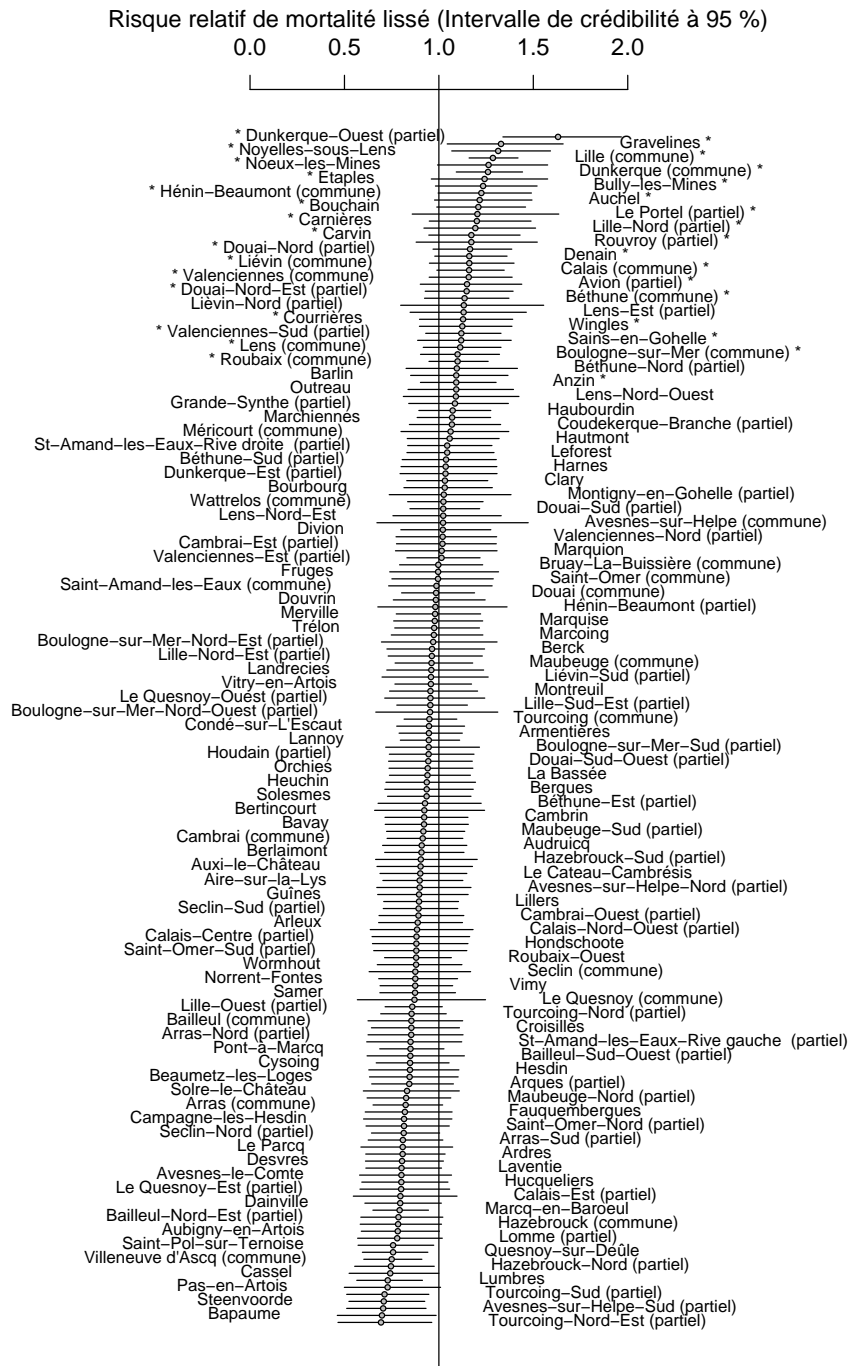
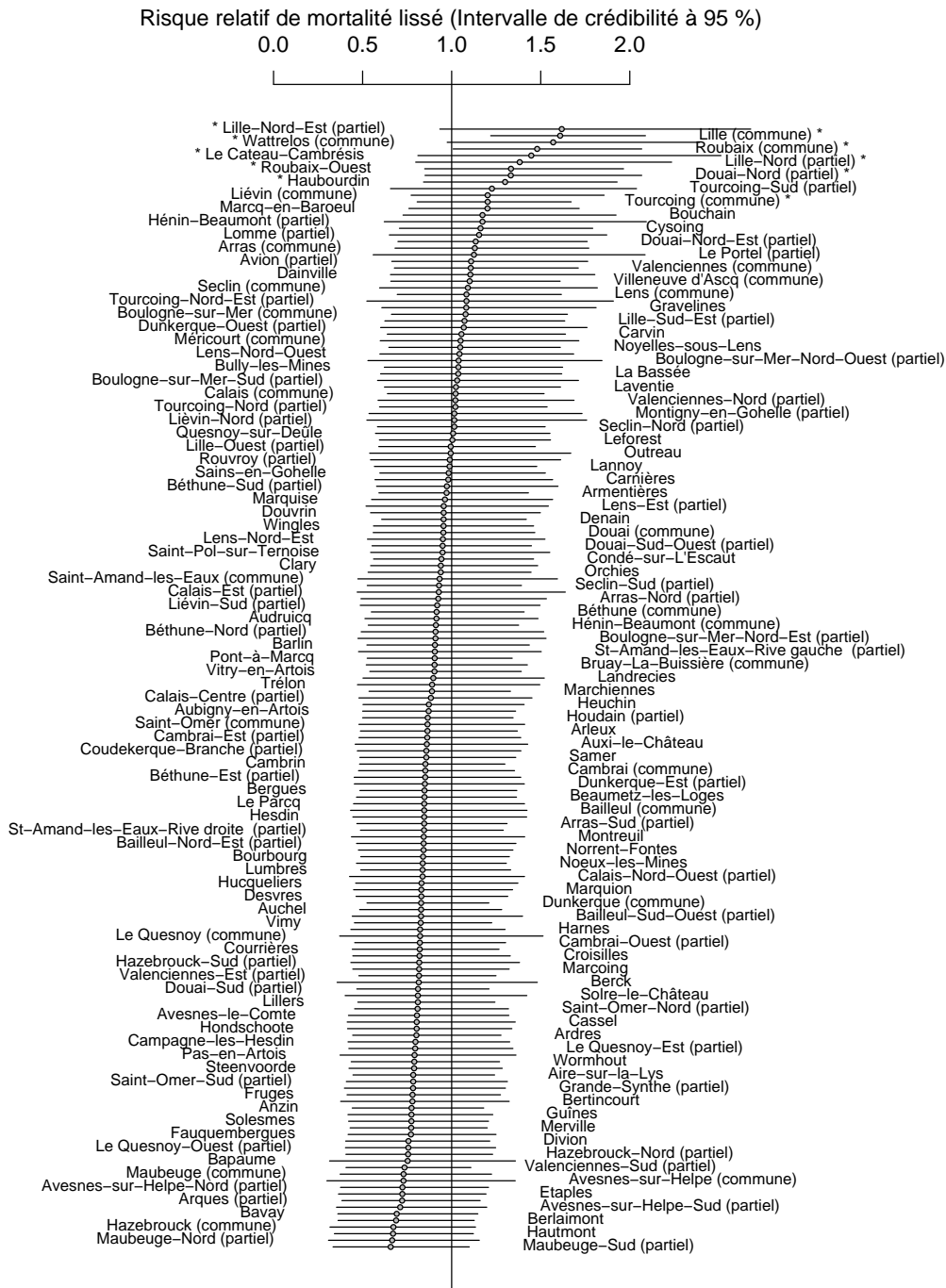


Figure 2.18 - Carte de la mortalité par tumeurs malignes des voies aéro-digestives supérieures, femmes, 1990-1999



Les cantons à risque relatif de mortalité élevé (voir page 29) sont signalés par un astérisque

Figure 2.19 – Mortalité par tumeurs malignes des voies aéro-digestives supérieures par canton, hommes, 1990-1999



Les cantons à risque relatif de mortalité élevé (voir page 29) sont signalés par un astérisque

Figure 2.20 – Mortalité par tumeurs malignes des voies aéro-digestives supérieures par canton, femmes, 1990-1999

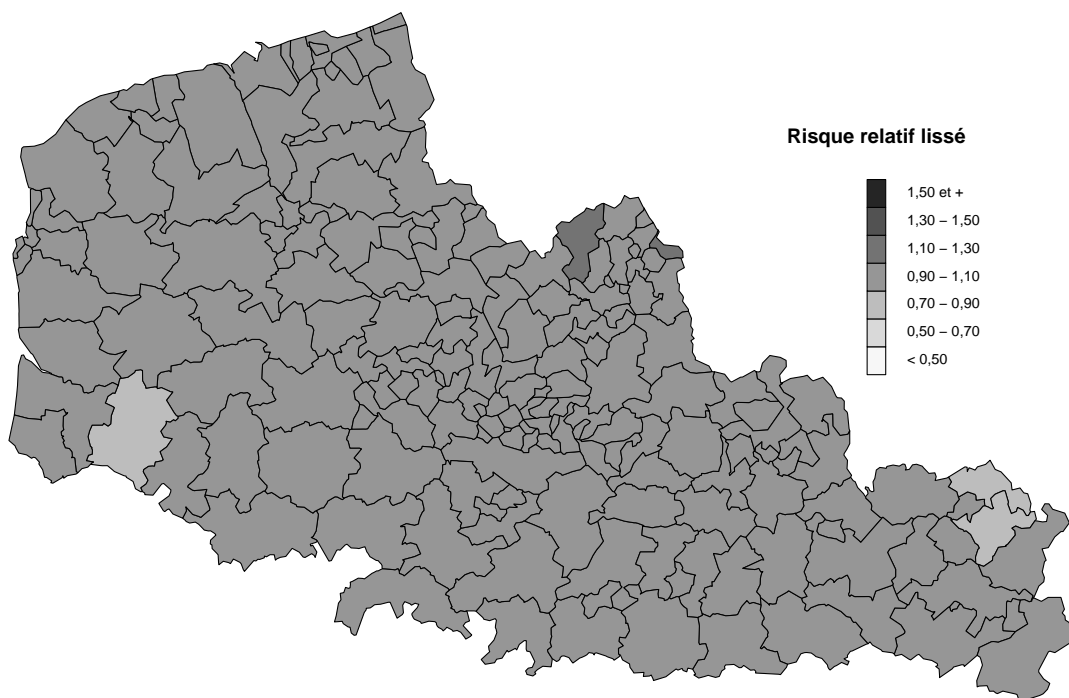


Figure 2.21 – Carte de la mortalité par tumeurs malignes du sein, femmes, 1990–1999

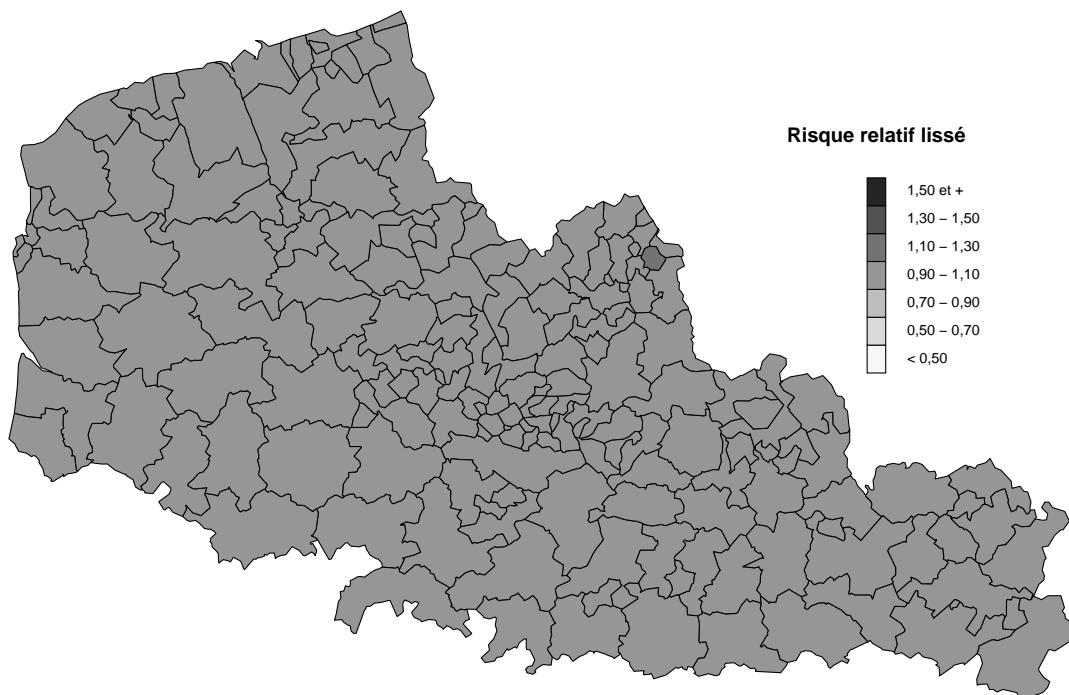
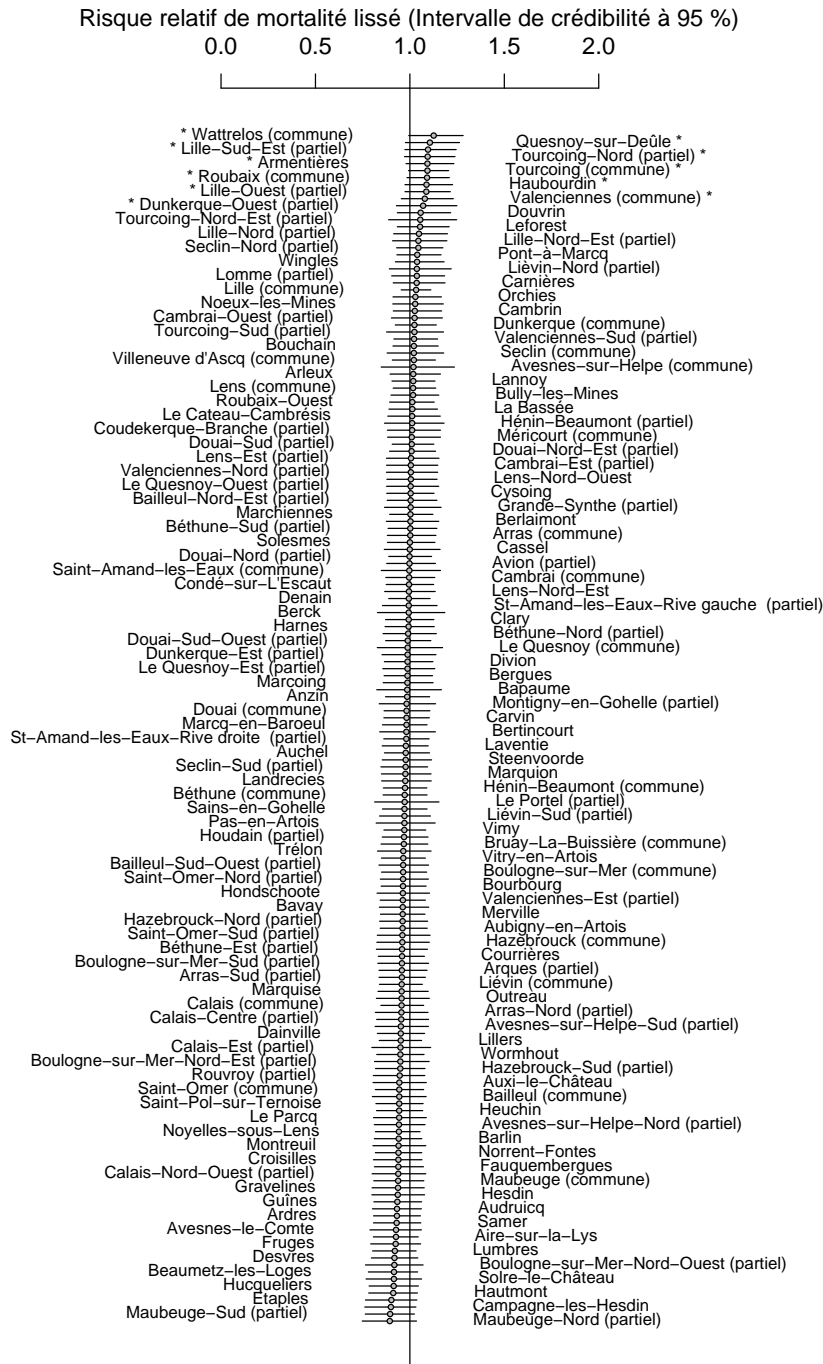
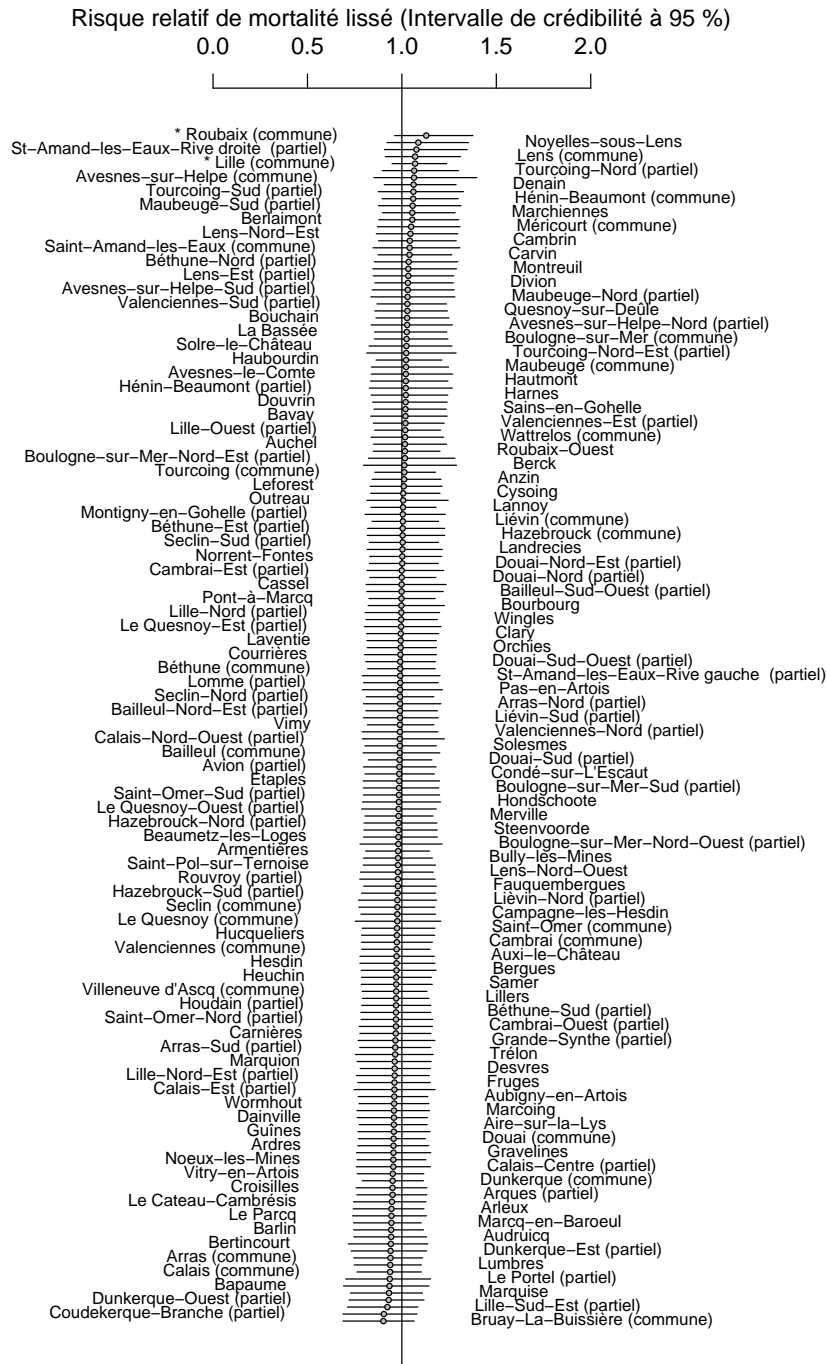


Figure 2.22 – Carte de la mortalité par tumeurs malignes de l'utérus, 1990–1999



Les cantons à risque relatif de mortalité élevé (voir page 29) sont signalés par un astérisque

Figure 2.23 – Mortalité par tumeurs malignes du sein par canton, femmes, 1990–1999



Les cantons à risque relatif de mortalité élevé (voir page 29) sont signalés par un astérisque

Figure 2.24 – Mortalité par tumeurs malignes de l'utérus par canton, 1990–1999

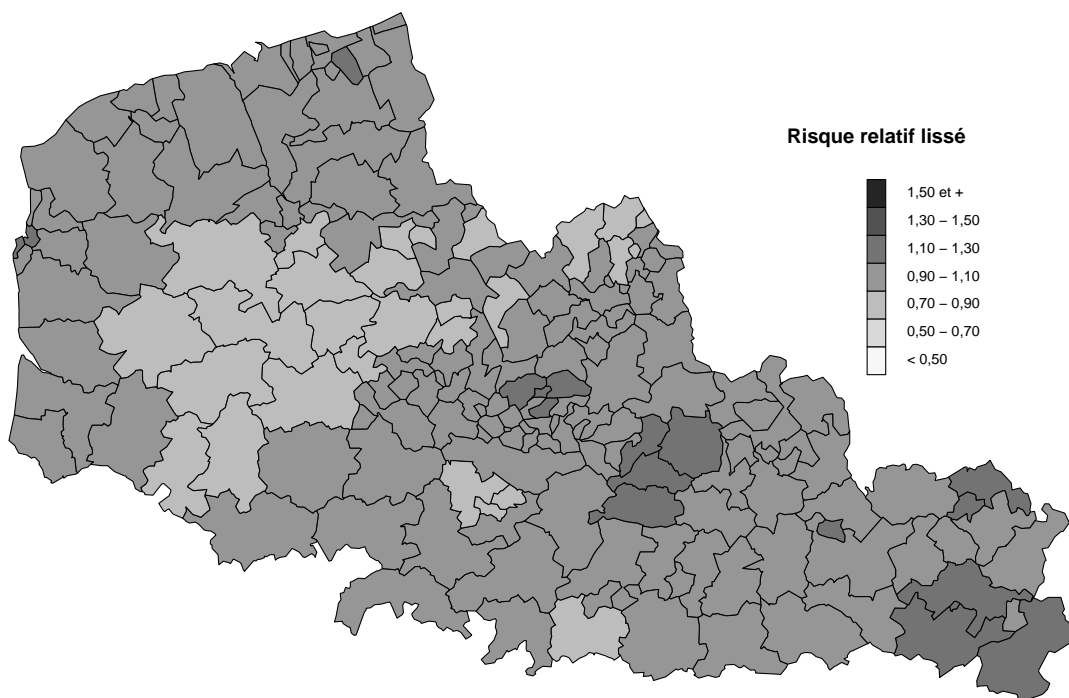


Figure 2.25 – Carte de la mortalité par cardiopathies ischémiques, hommes, 1990–1999

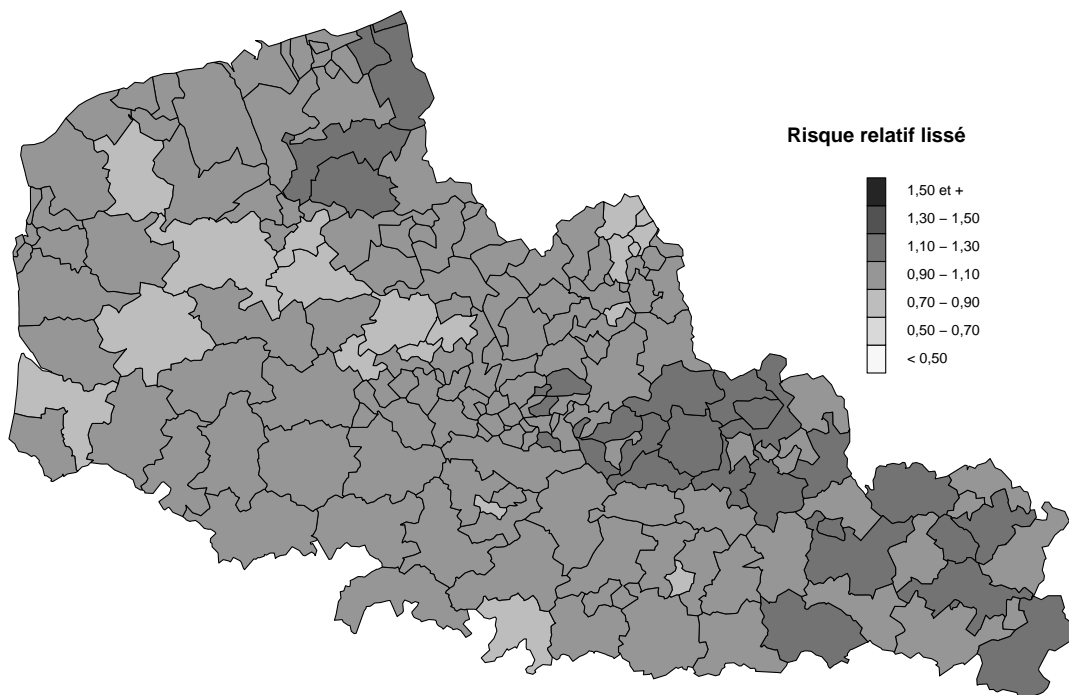
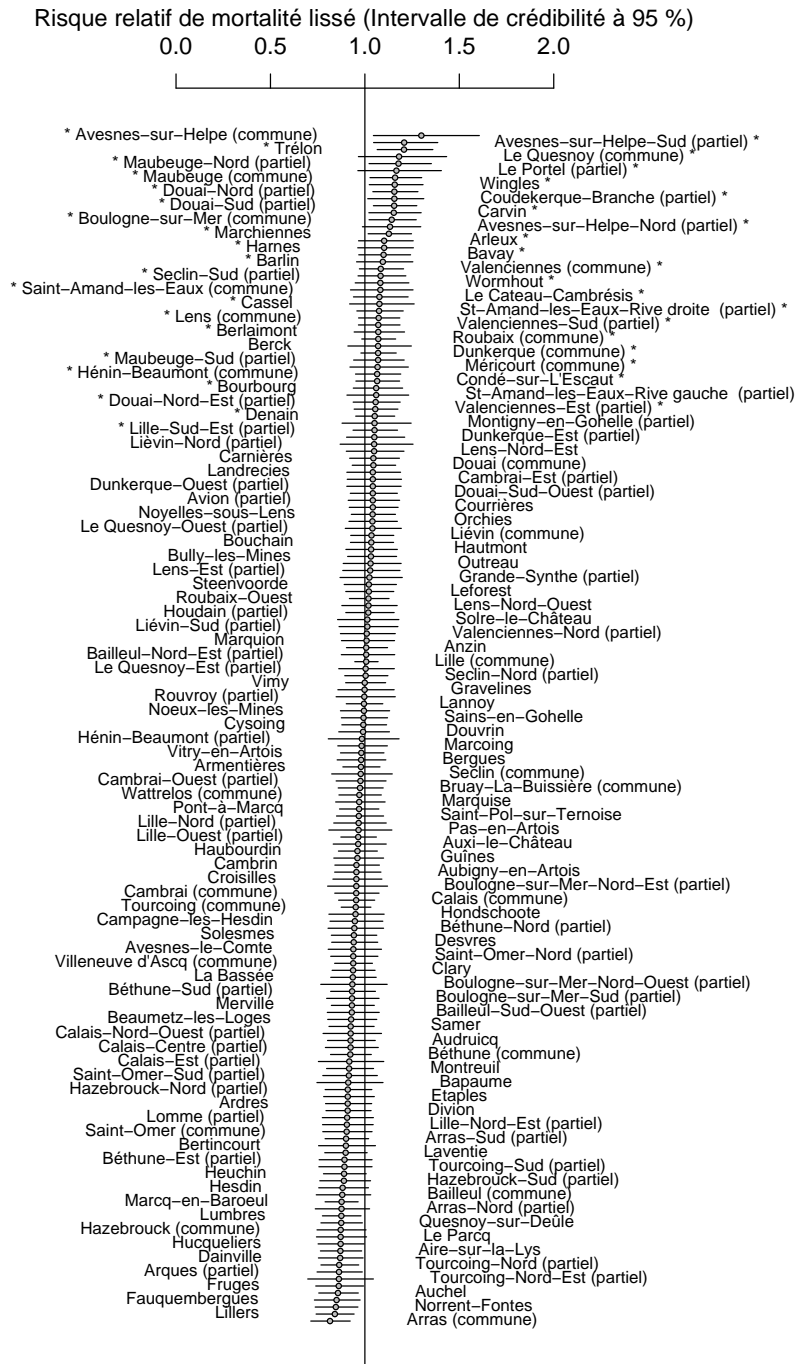
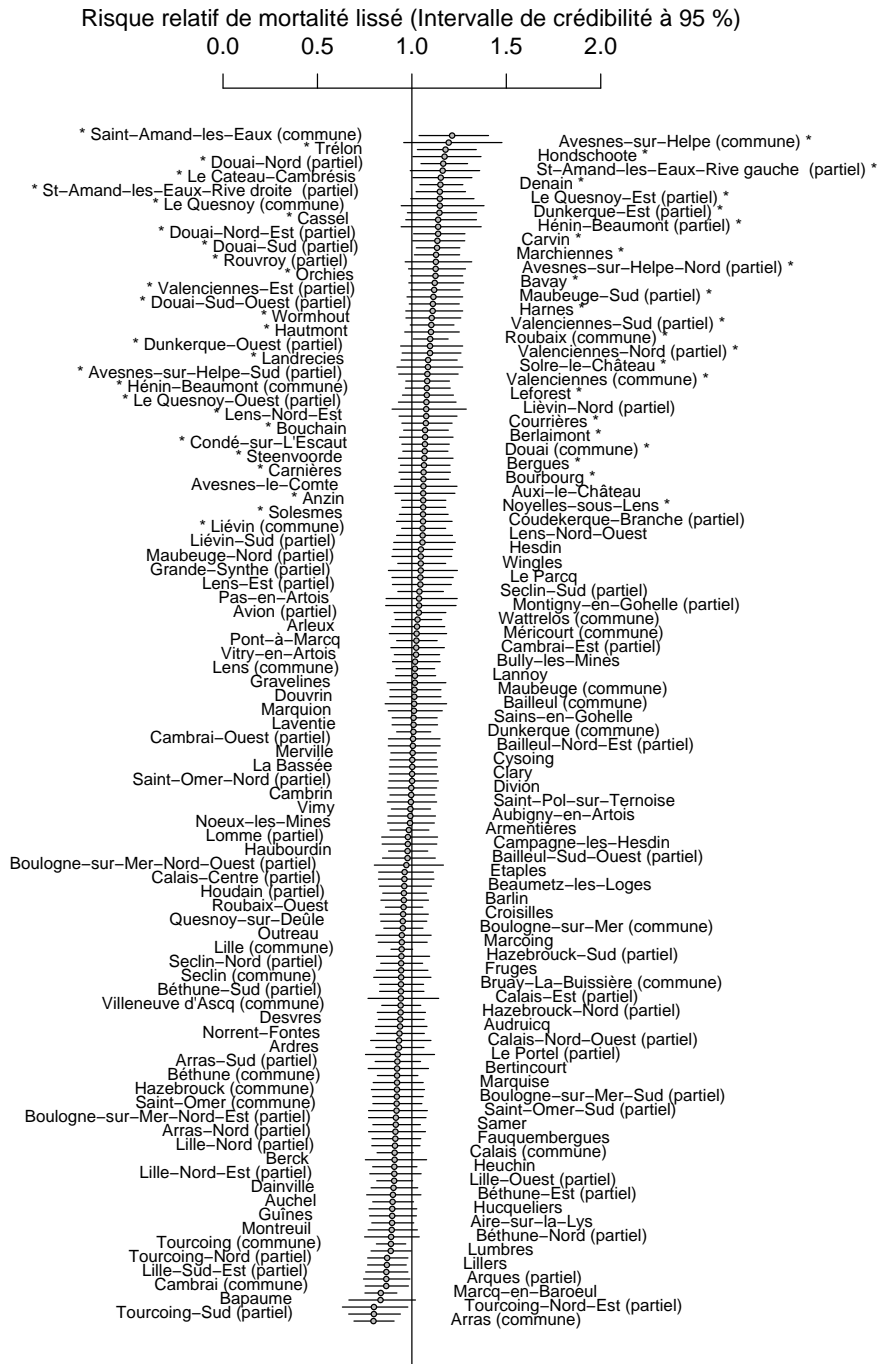


Figure 2.26 – Carte de la mortalité par cardiopathies ischémiques, femmes, 1990–1999



Les cantons à risque relatif de mortalité élevé (voir page 29) sont signalés par un astérisque

Figure 2.27 – Mortalité par cardiopathies ischémiques par canton, hommes, 1990–1999



Les cantons à risque relatif de mortalité élevé (voir page 29) sont signalés par un astérisque

Figure 2.28 – Mortalité par cardiopathies ischémiques par canton, femmes, 1990–1999

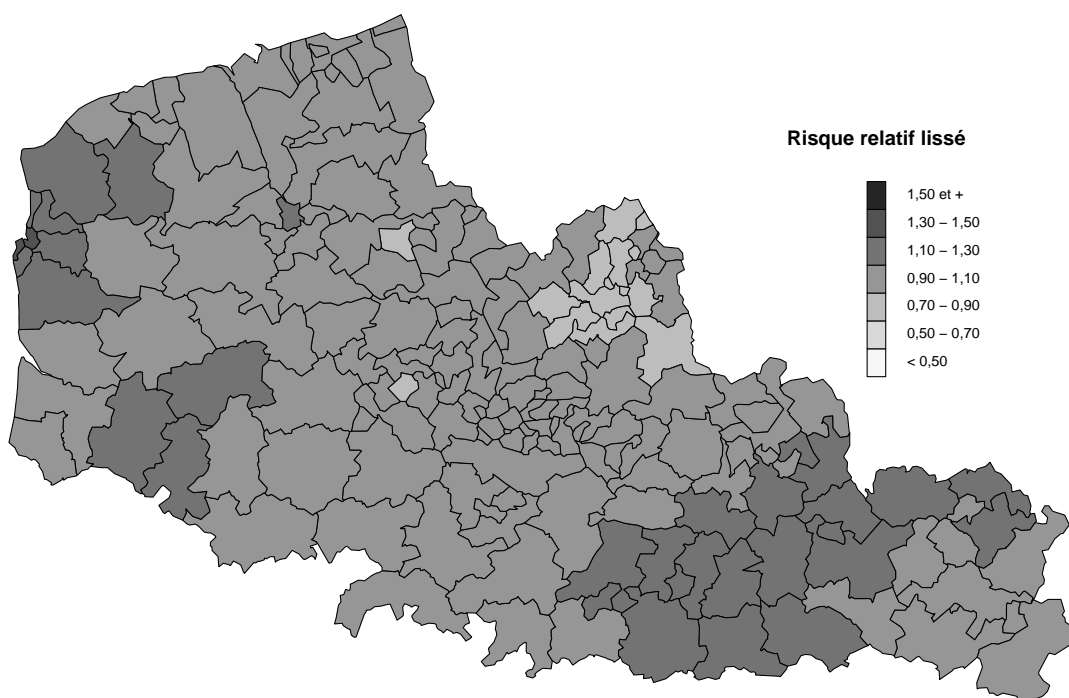


Figure 2.29 – Carte de la mortalité par maladies vasculaires cérébrales, hommes, 1990–1999

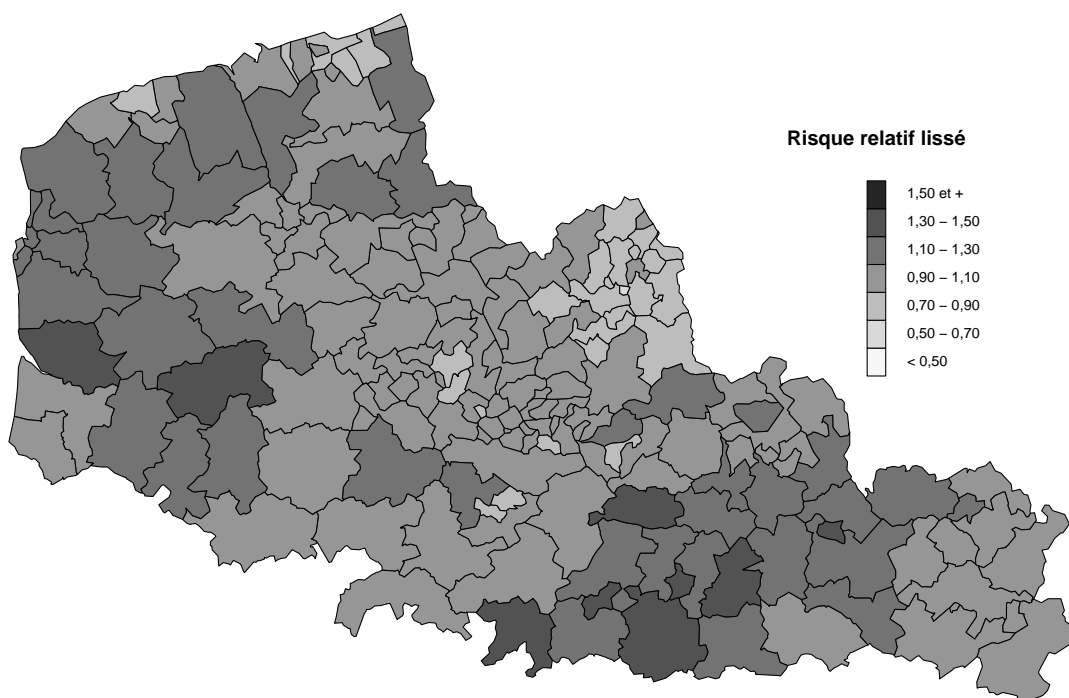
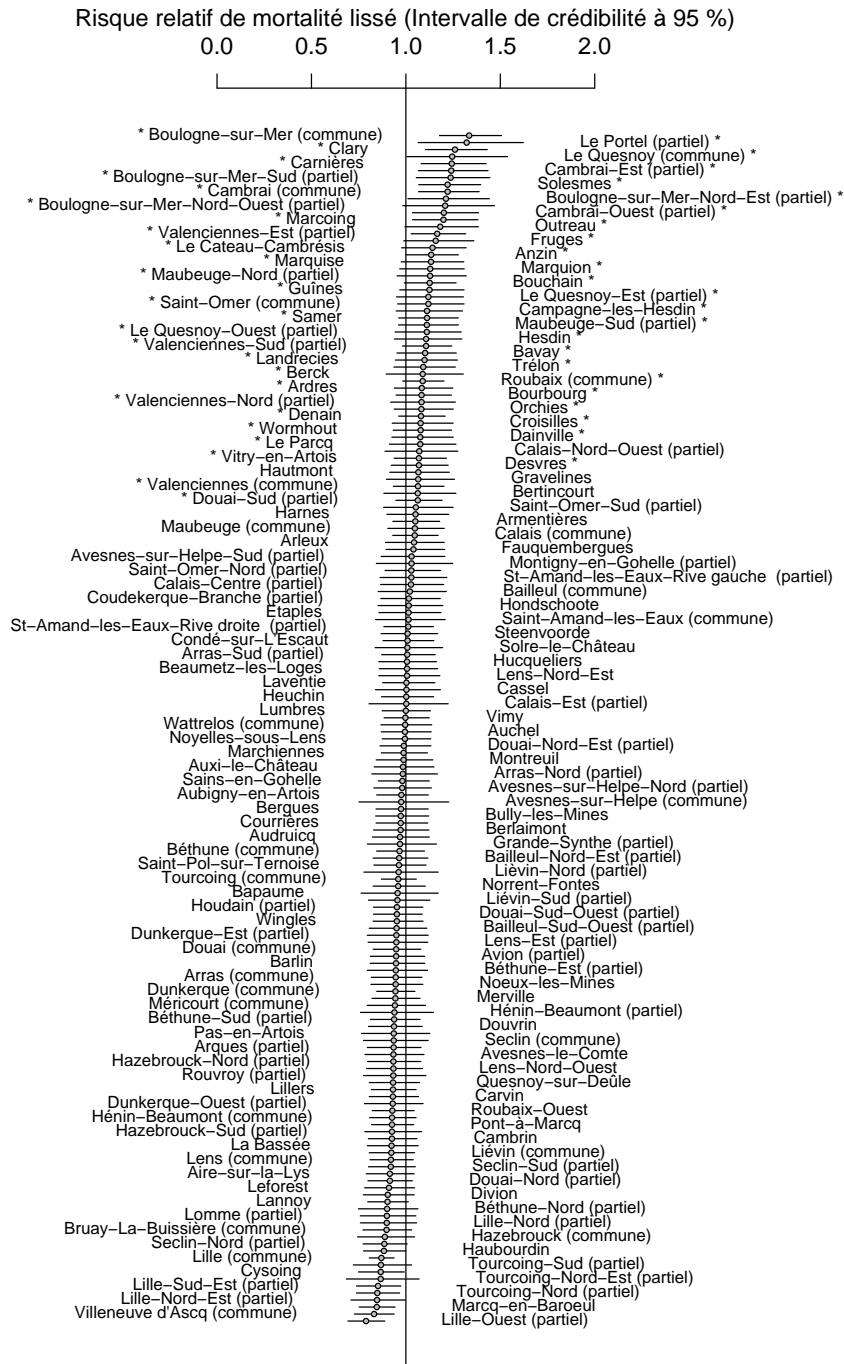
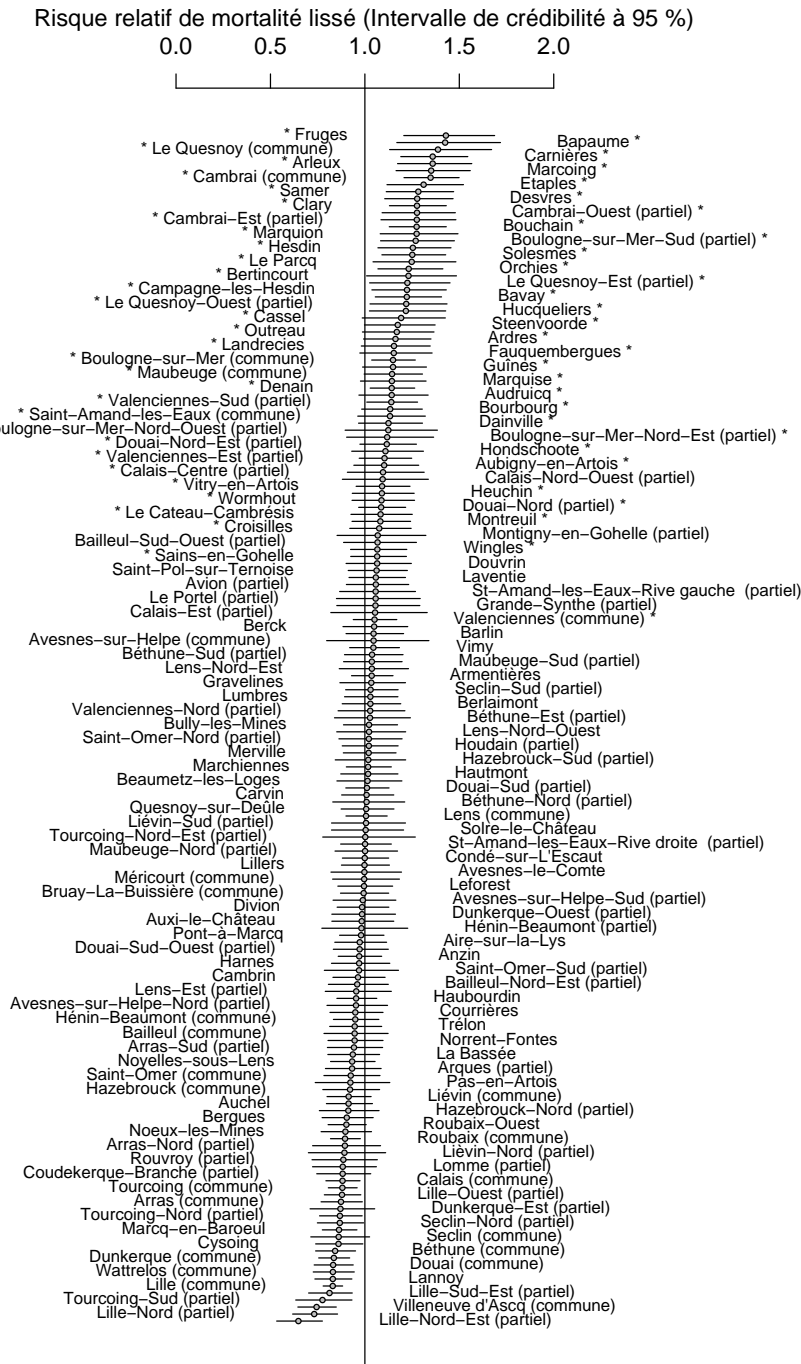


Figure 2.30 – Carte de la mortalité par maladies vasculaires cérébrales, femmes, 1990–1999



Les cantons à risque relatif de mortalité élevé (voir page 29) sont signalés par un astérisque

Figure 2.31 – Mortalité par maladies vasculaires cérébrales par canton, hommes, 1990-1999



Les cantons à risque relatif de mortalité élevé (voir page 29) sont signalés par un astérisque

Figure 2.32 – Mortalité par maladies vasculaires cérébrales par canton, femmes, 1990–1999

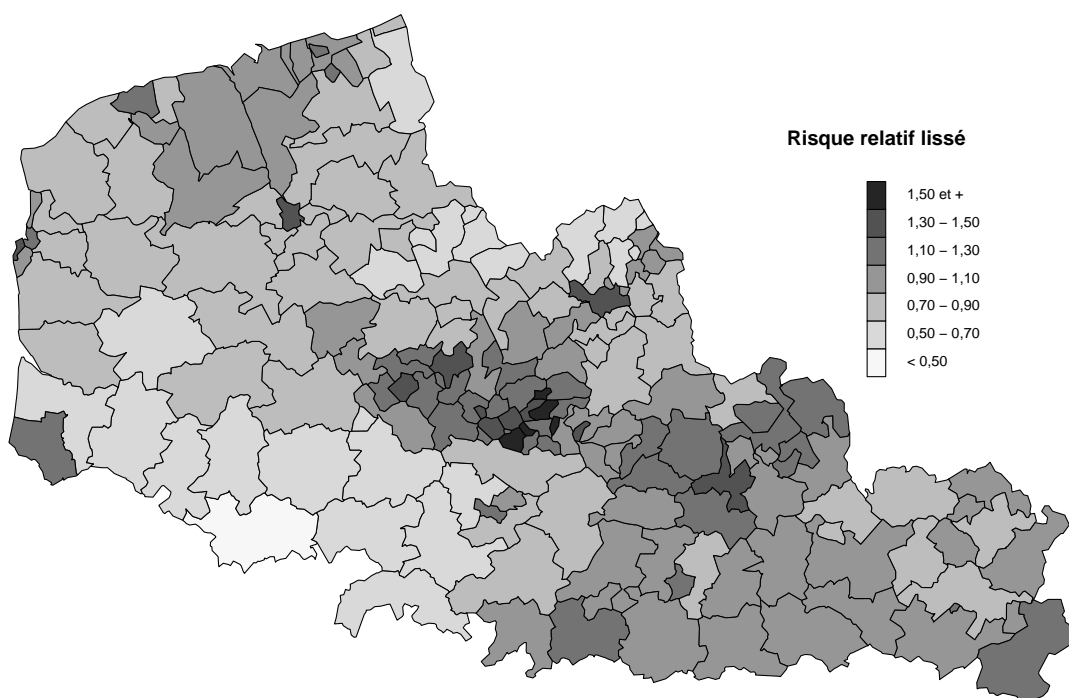


Figure 2.33 – Carte de la mortalité par cirrhose du foie d’origine alcoolique ou non précisée, hommes, 1990–1999

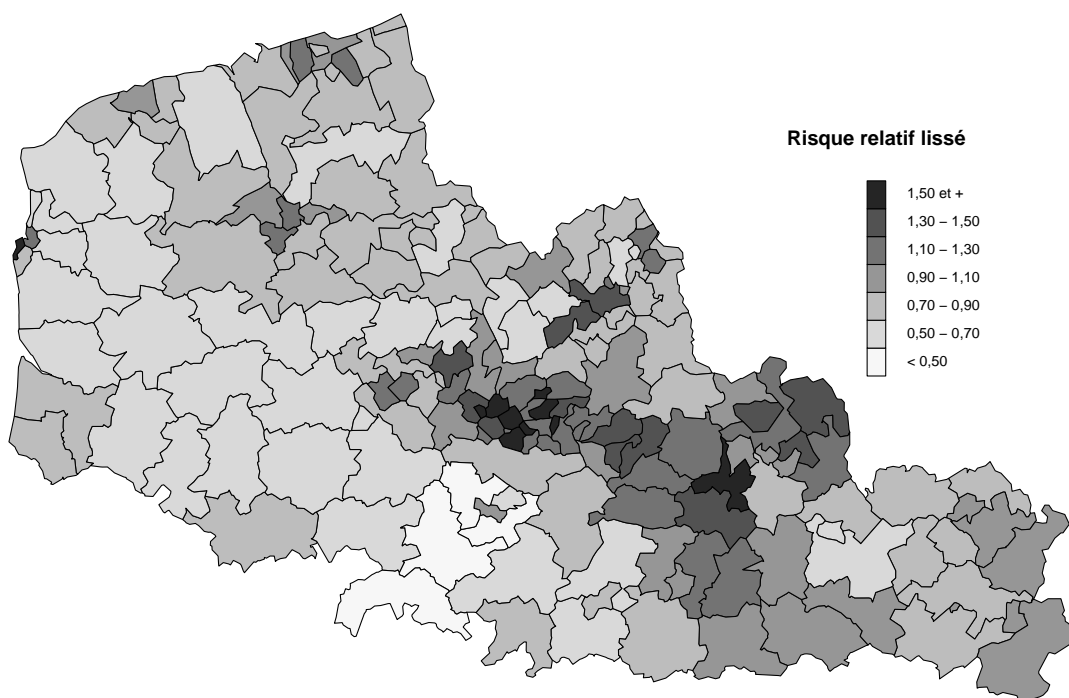


Figure 2.34 – Carte de la mortalité par cirrhose du foie d’origine alcoolique ou non précisée, femmes, 1990–1999

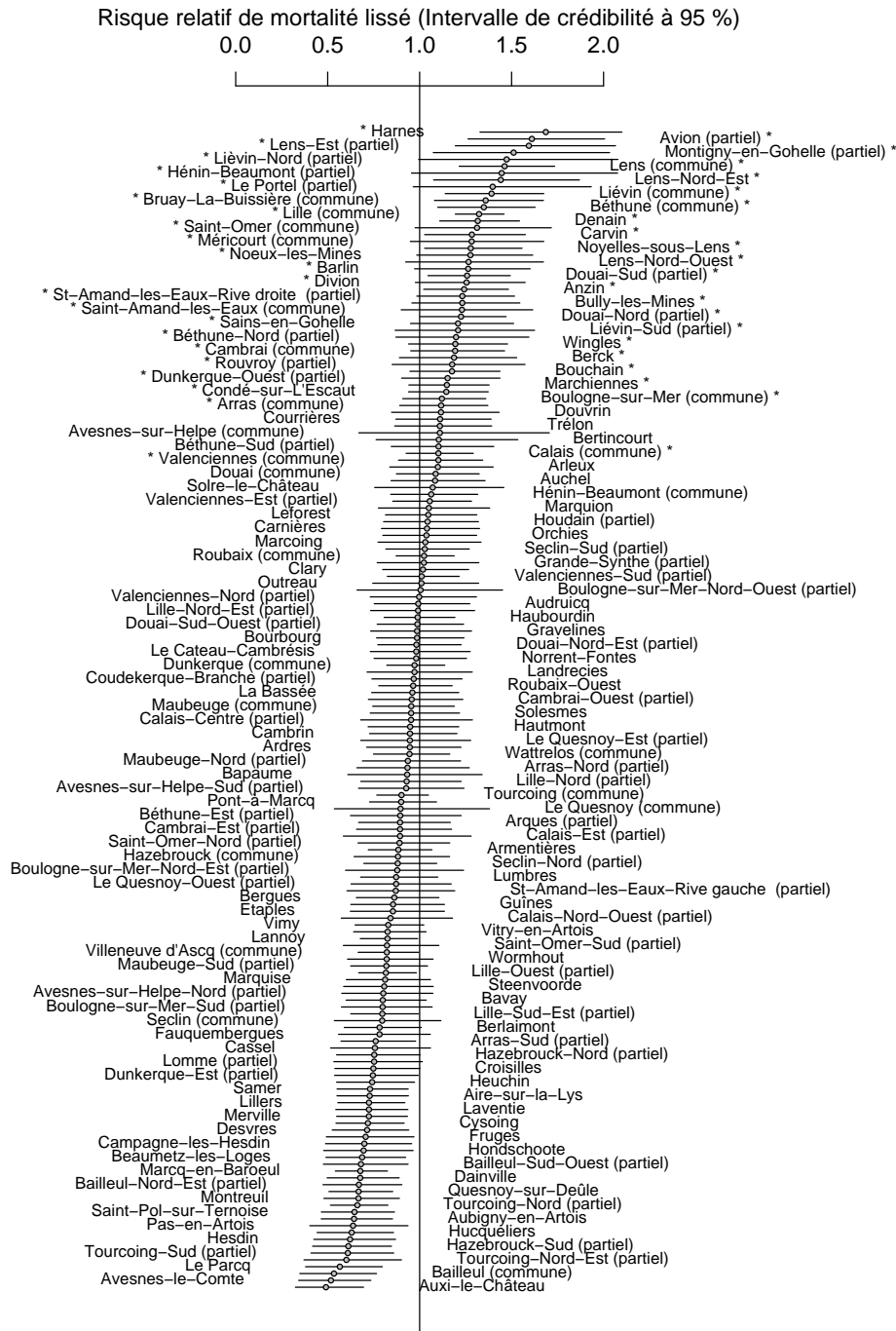


Figure 2.35 – Mortalité par cirrhose du foie d'origine alcoolique ou non précisée par canton, hommes, 1990–1999

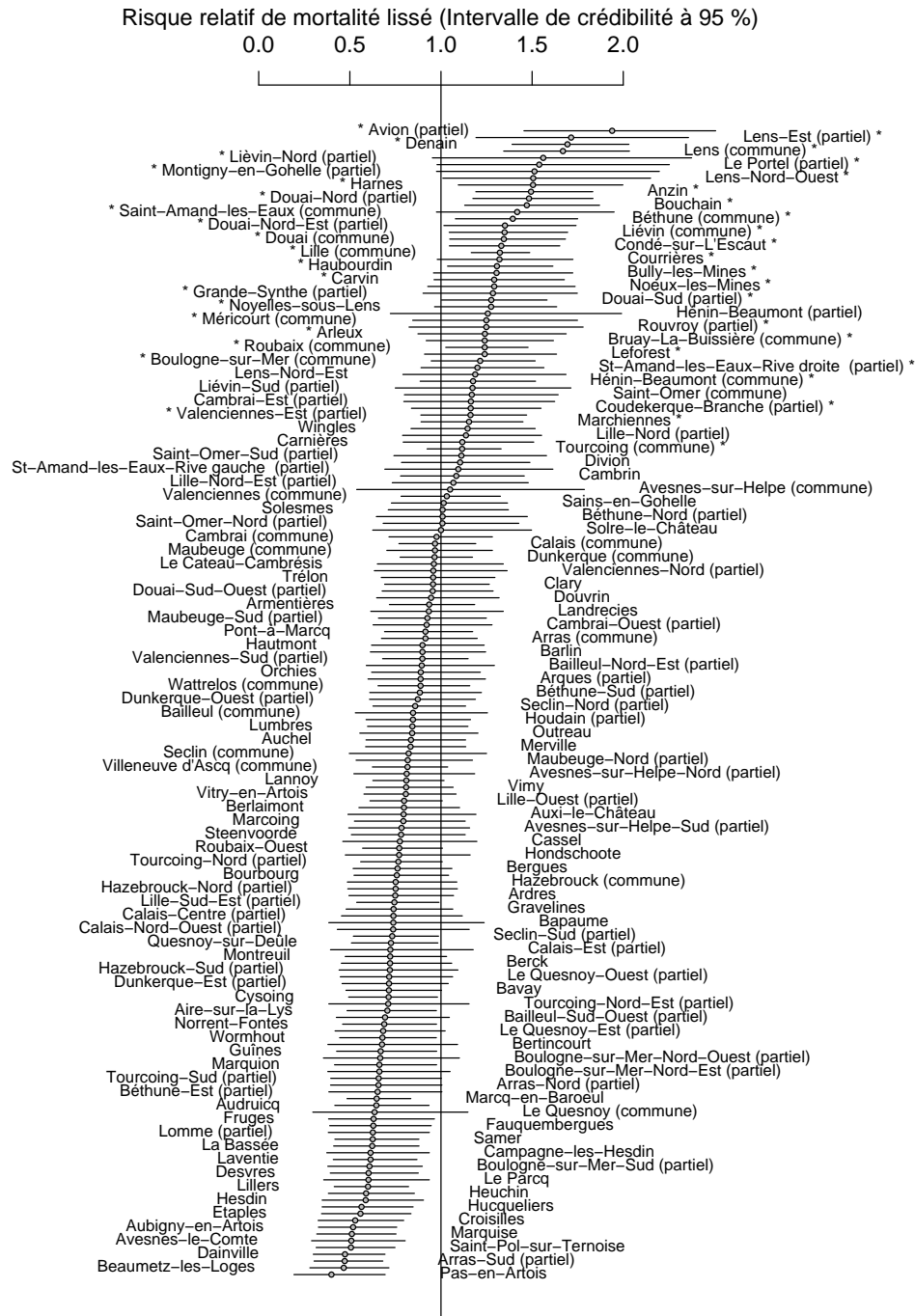


Figure 2.36 – Mortalité par cirrhose du foie d'origine alcoolique ou non précisée par canton, femmes, 1990–1999

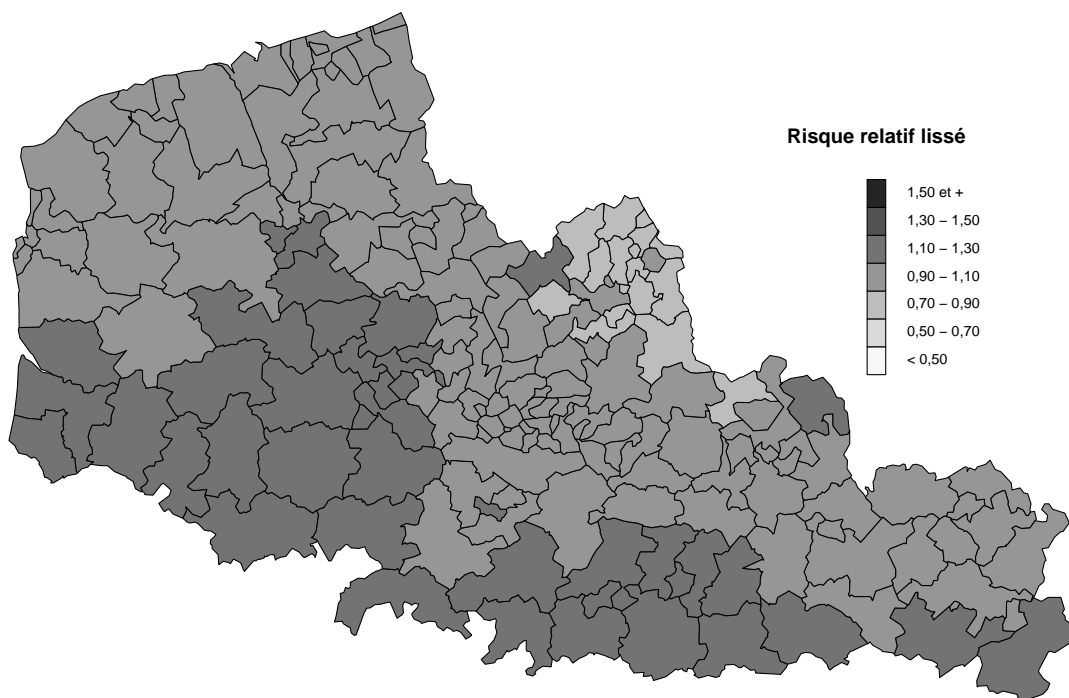


Figure 2.37 – Carte de la mortalité par suicide, hommes, 1990–1999

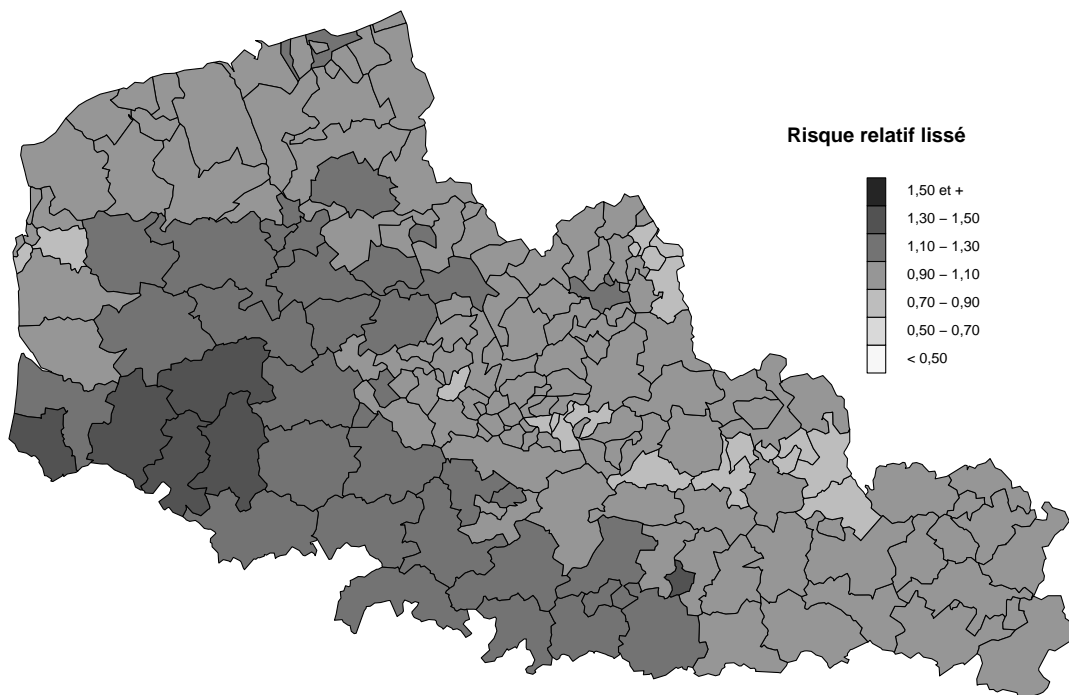
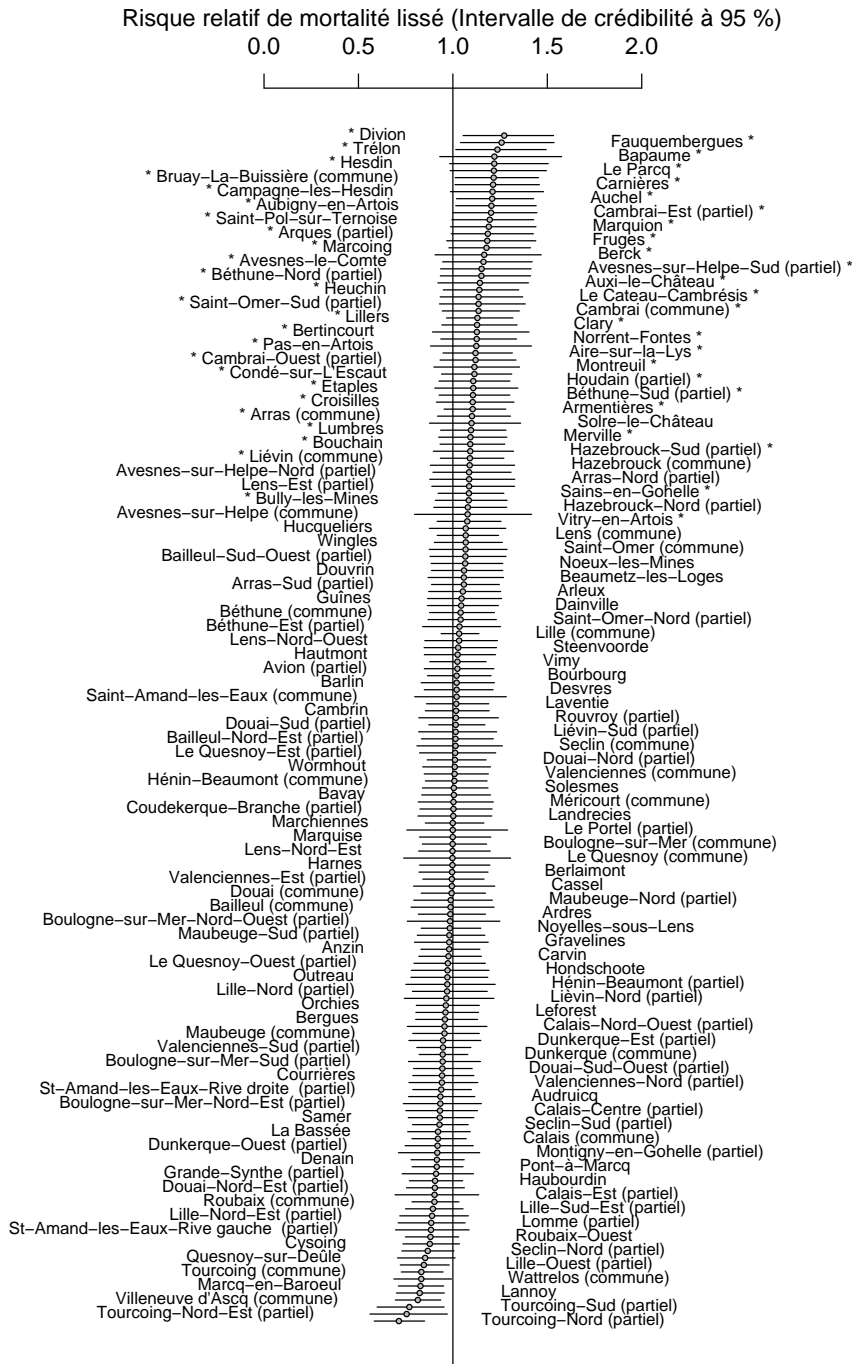
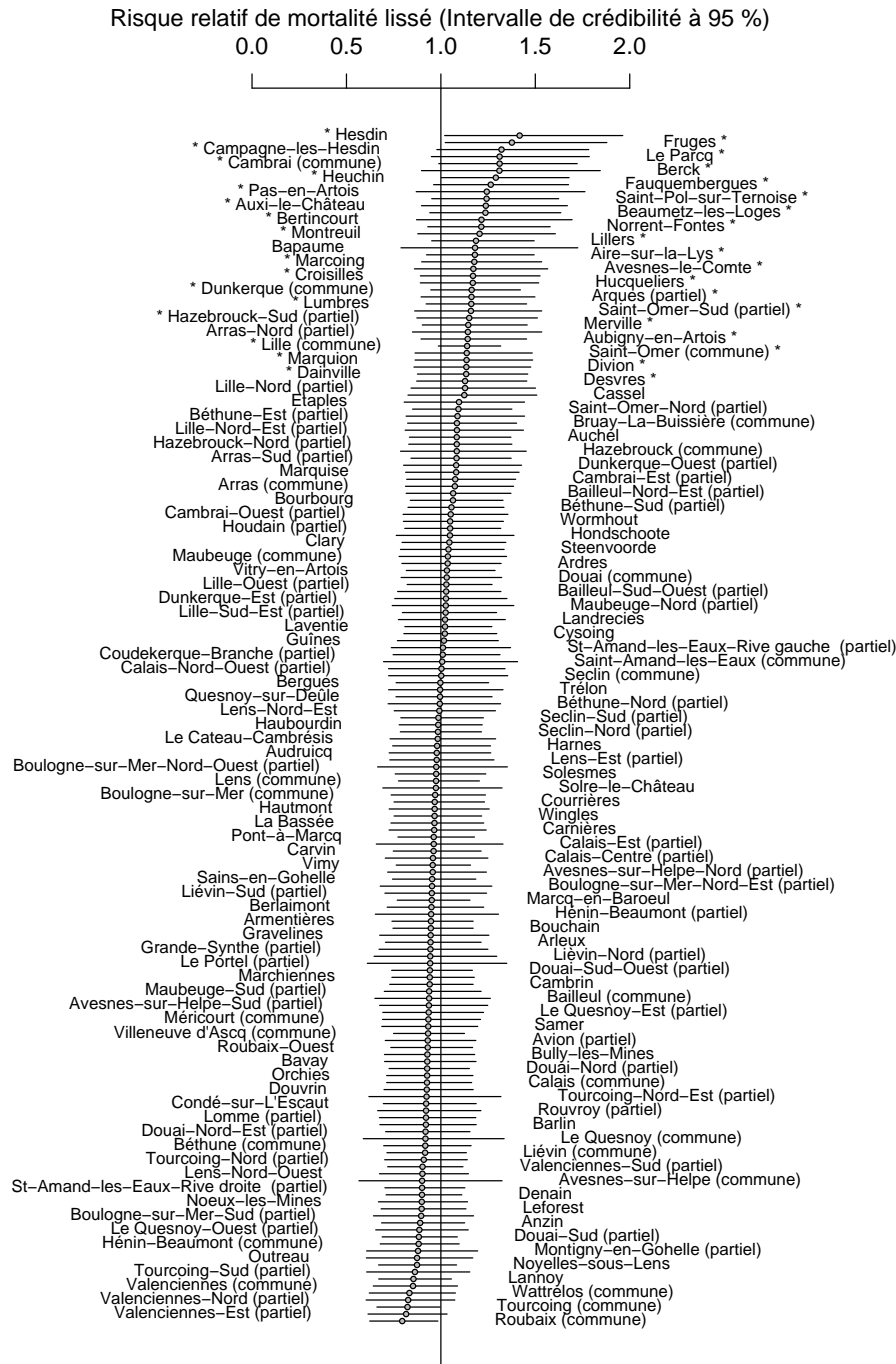


Figure 2.38 – Carte de la mortalité par suicide, femmes, 1990–1999



Les cantons à risque relatif de mortalité élevé (voir page 29) sont signalés par un astérisque

Figure 2.39 – Mortalité par suicide par canton, hommes, 1990–1999



Les cantons à risque relatif de mortalité élevé (voir page 29) sont signalés par un astérisque

Figure 2.40 – Mortalité par suicide par canton, femmes, 1990–1999

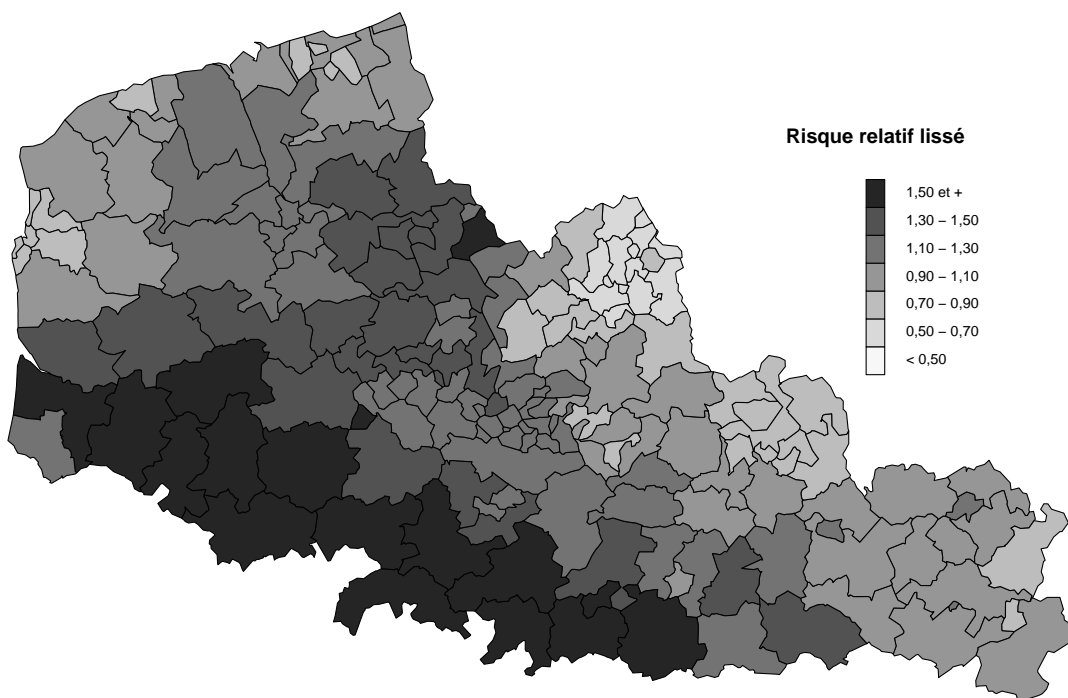


Figure 2.41 – Carte de la mortalité par accidents de la circulation, hommes, 1990–1999

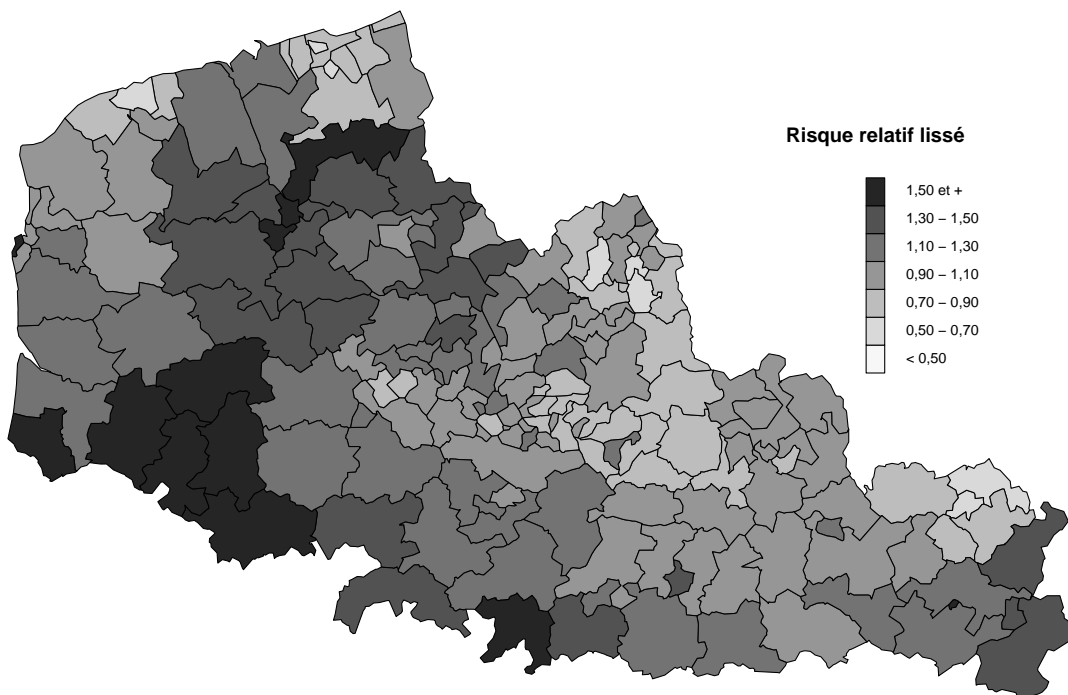
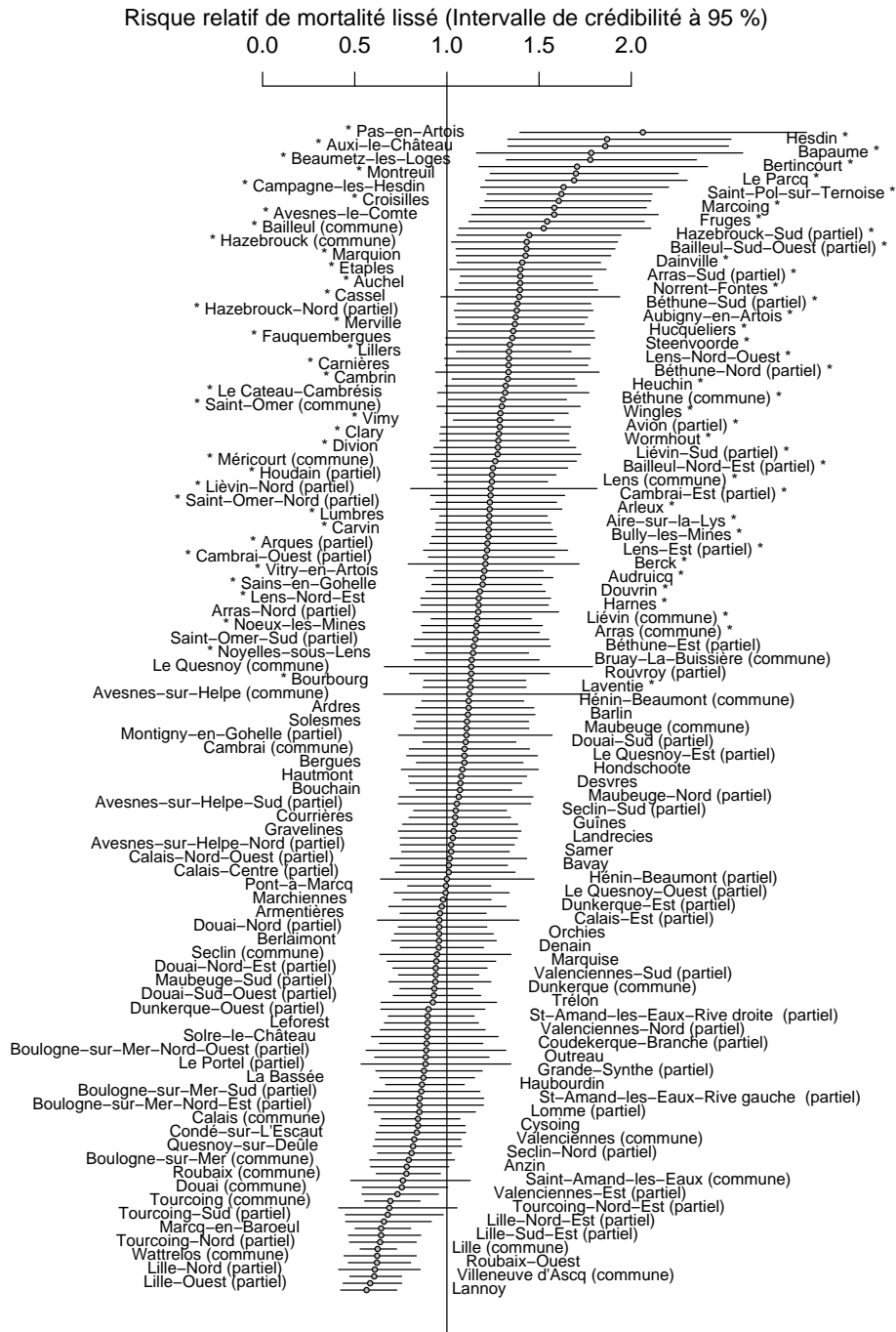
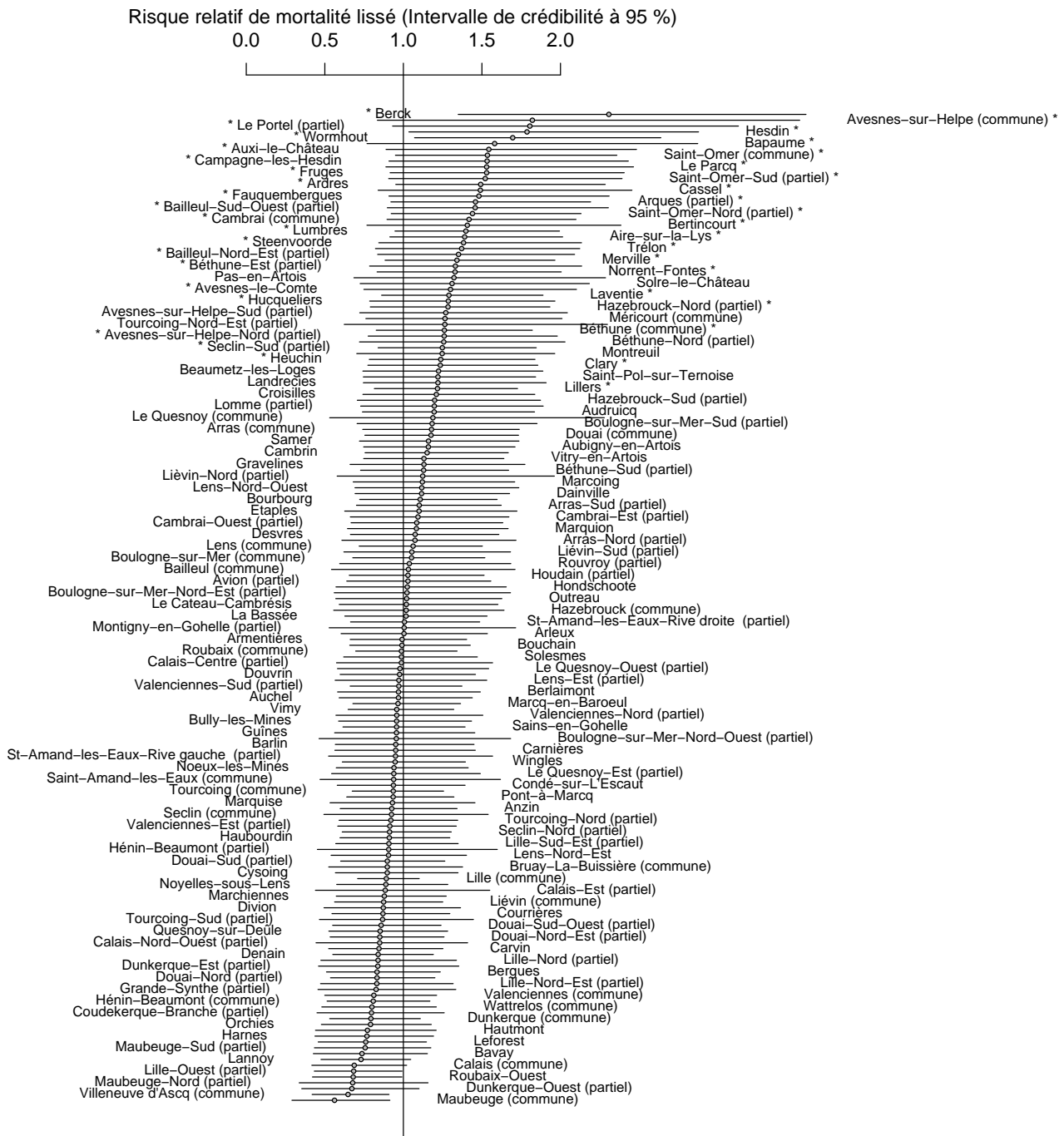


Figure 2.42 – Carte de la mortalité par accidents de la circulation, femmes, 1990–1999



Les cantons à risque relatif de mortalité élevé (voir page 29) sont signalés par un astérisque

Figure 2.43 – Mortalité par accidents de la circulation par canton, hommes, 1990–1999



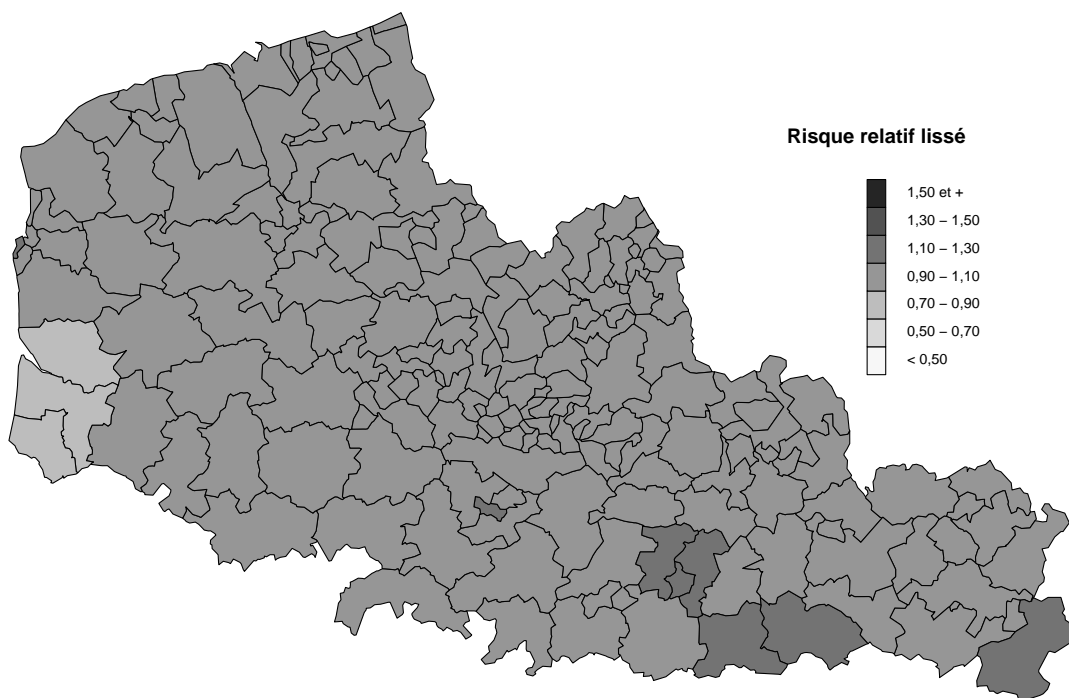


Figure 2.45 – Carte de la mortalité par chutes accidentelles, hommes, 1990–1999

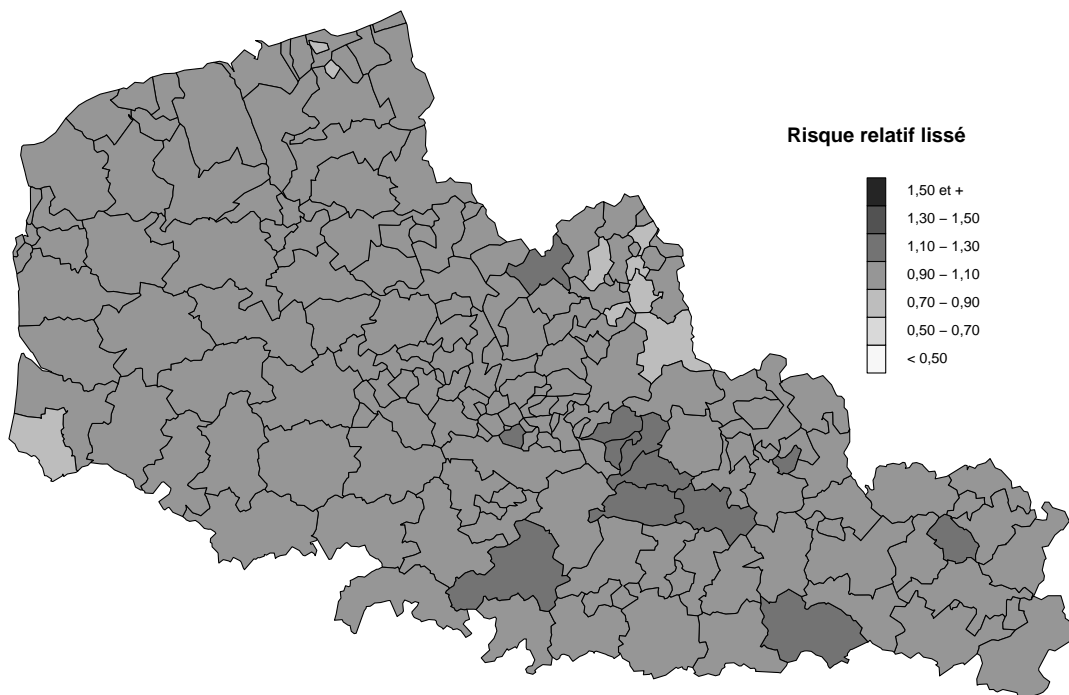
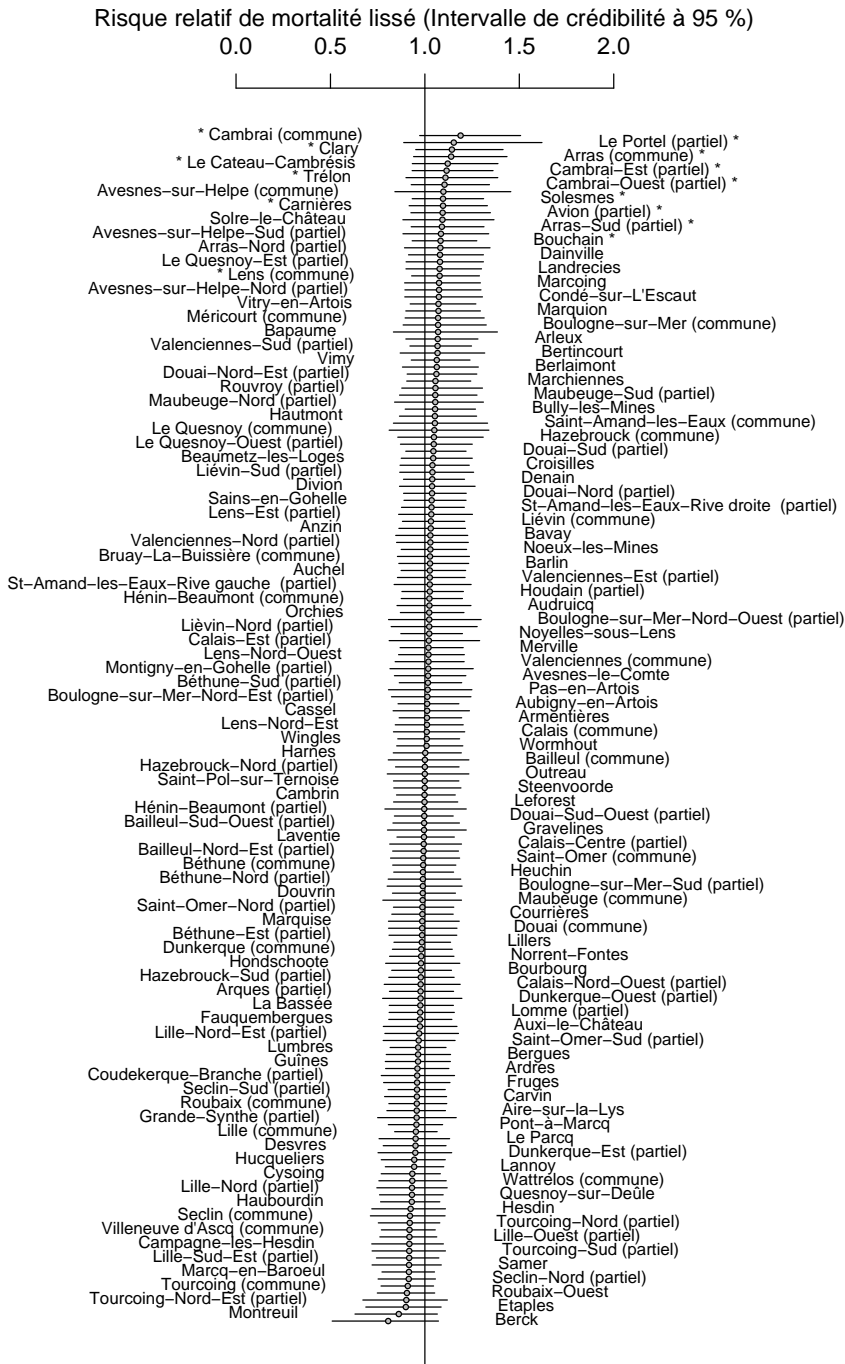
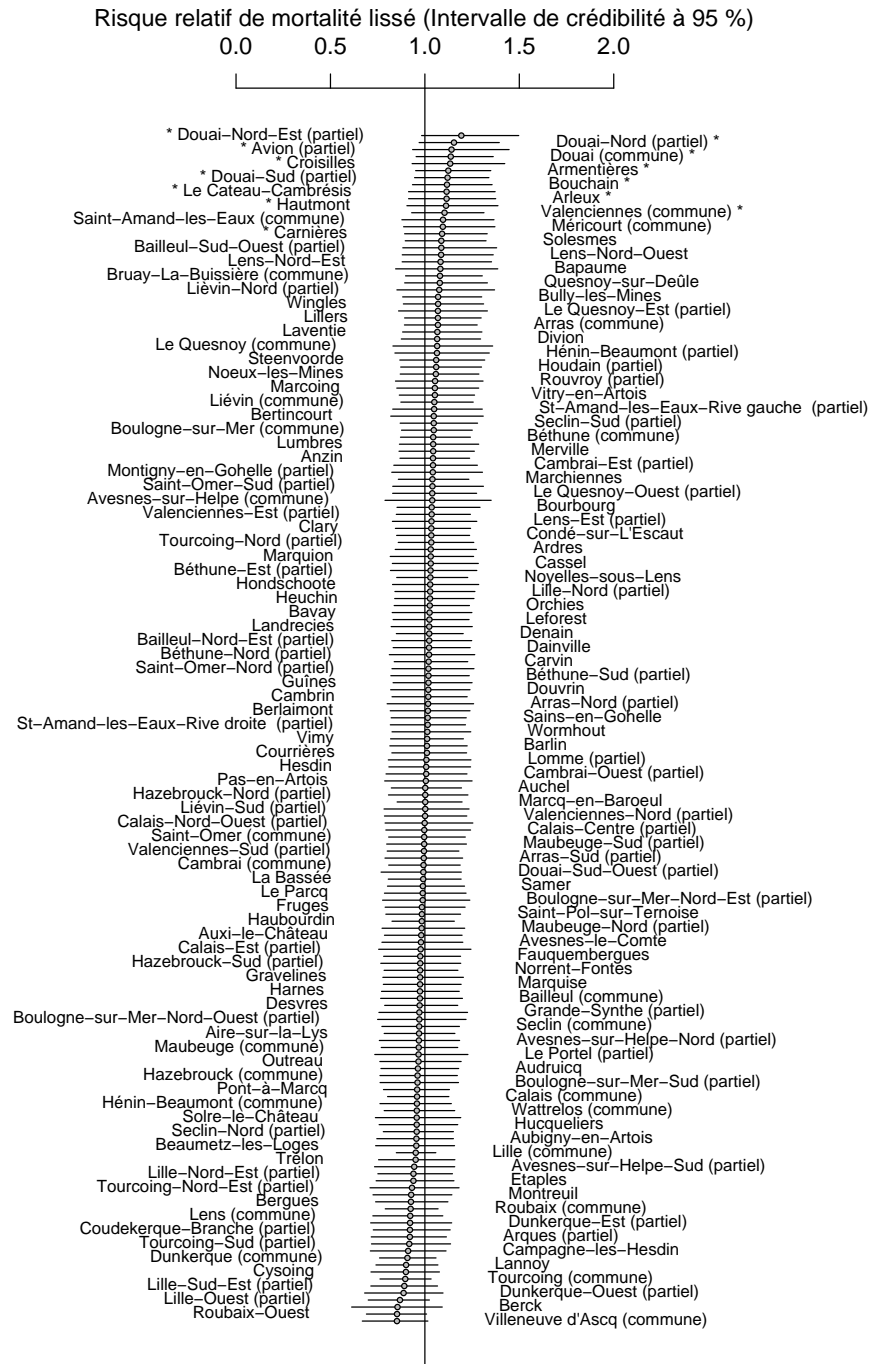


Figure 2.46 – Carte de la mortalité par chutes accidentelles, femmes, 1990–1999



Les cantons à risque relatif de mortalité élevé (voir page 29) sont signalés par un astérisque

Figure 2.47 – Mortalité par chutes accidentelles par canton, hommes, 1990–1999



Les cantons à risque relatif de mortalité élevé (voir page 29) sont signalés par un astérisque

Figure 2.48 – Mortalité par chutes accidentelles par canton, femmes, 1990–1999

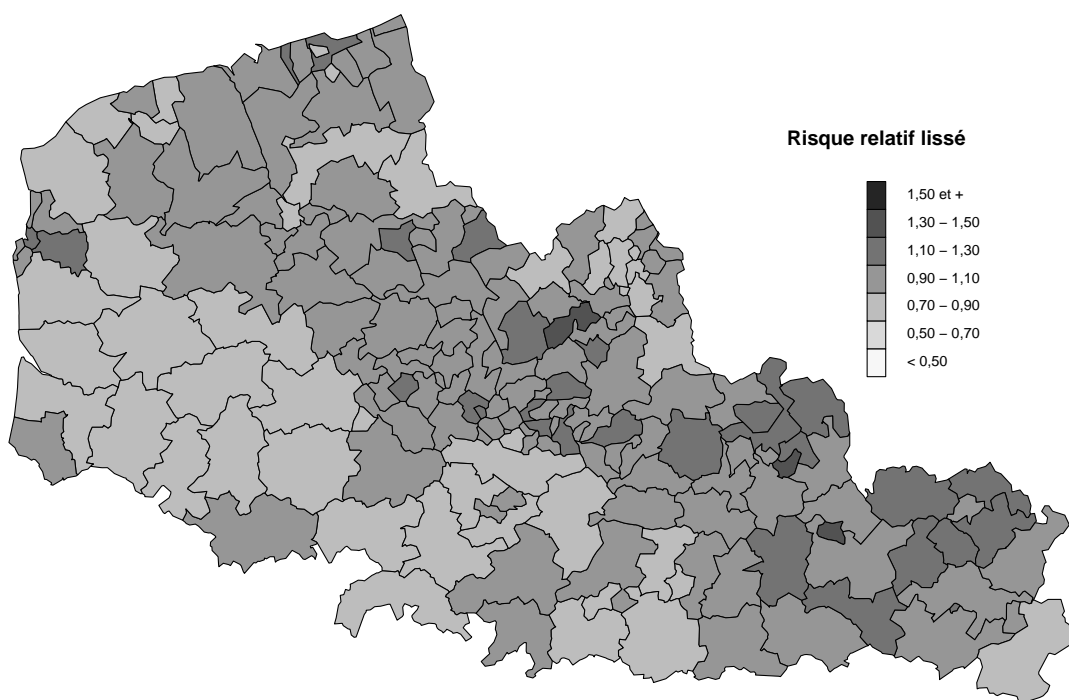


Figure 2.49 – Carte de la mortalité par pneumonie et bronchopneumonie, hommes, 1990–1999

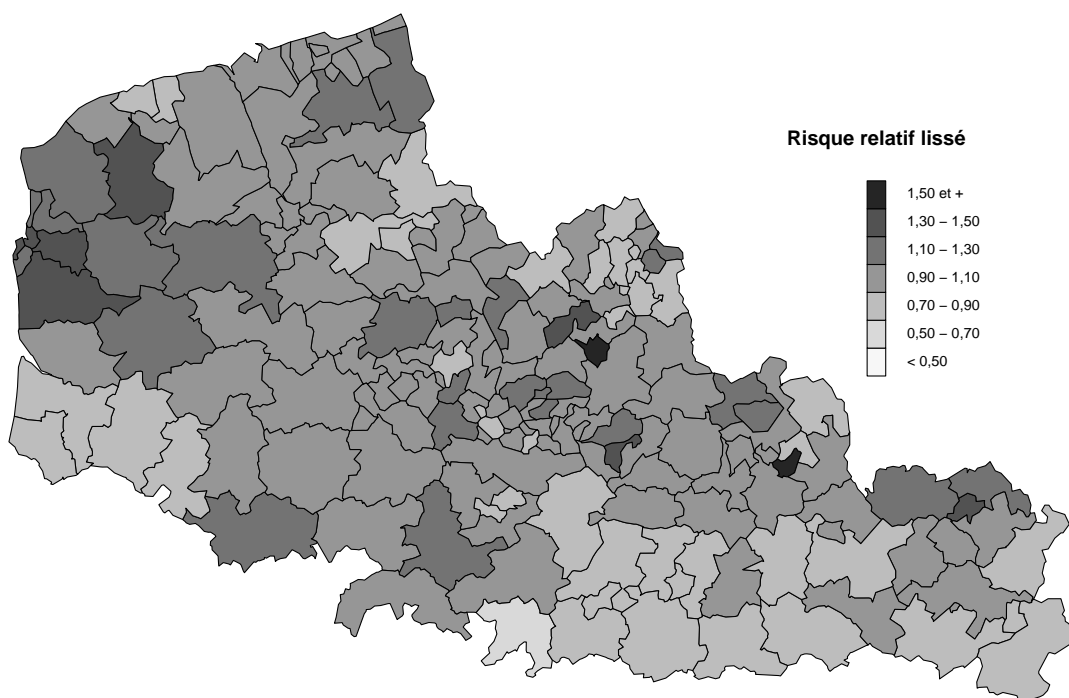
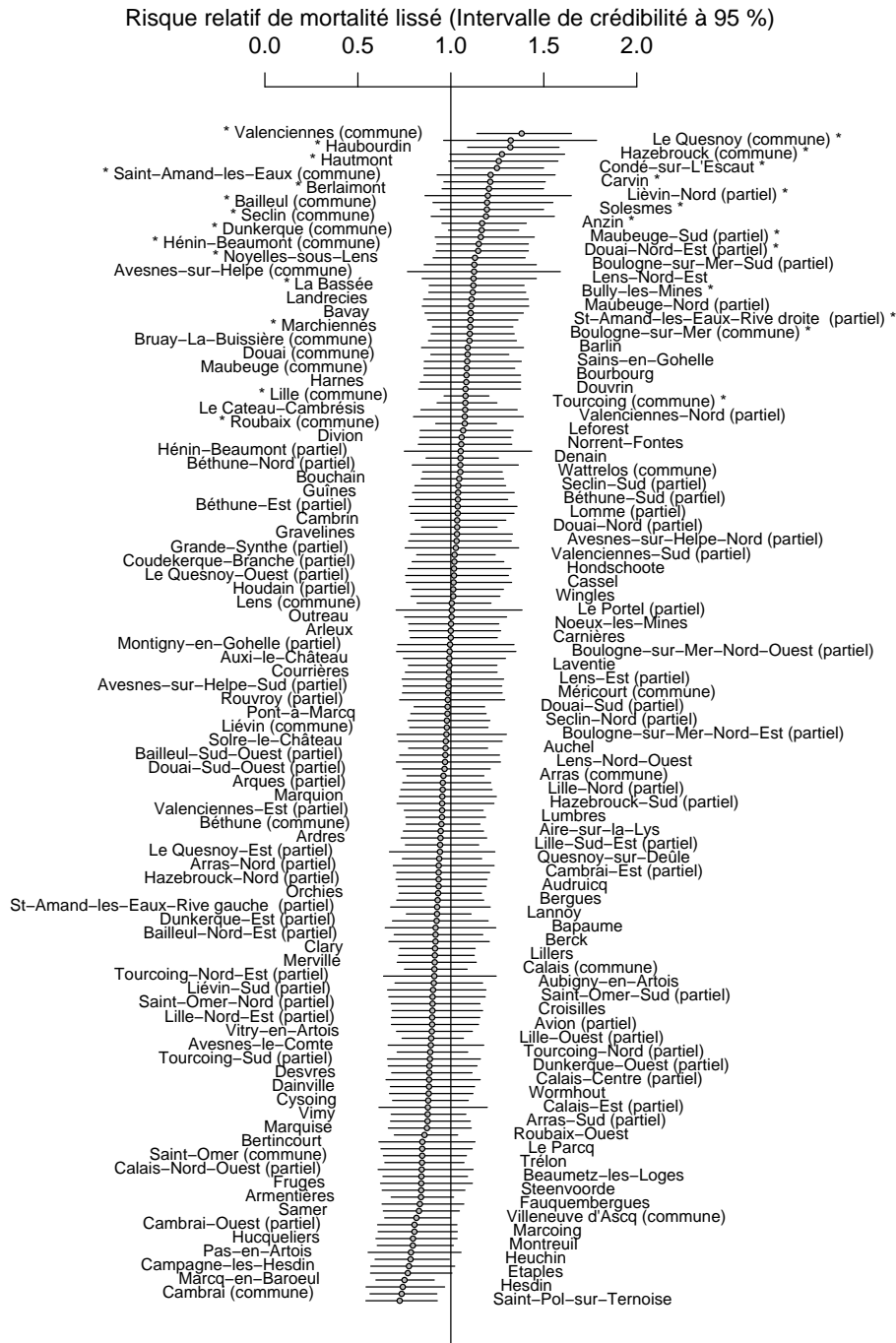
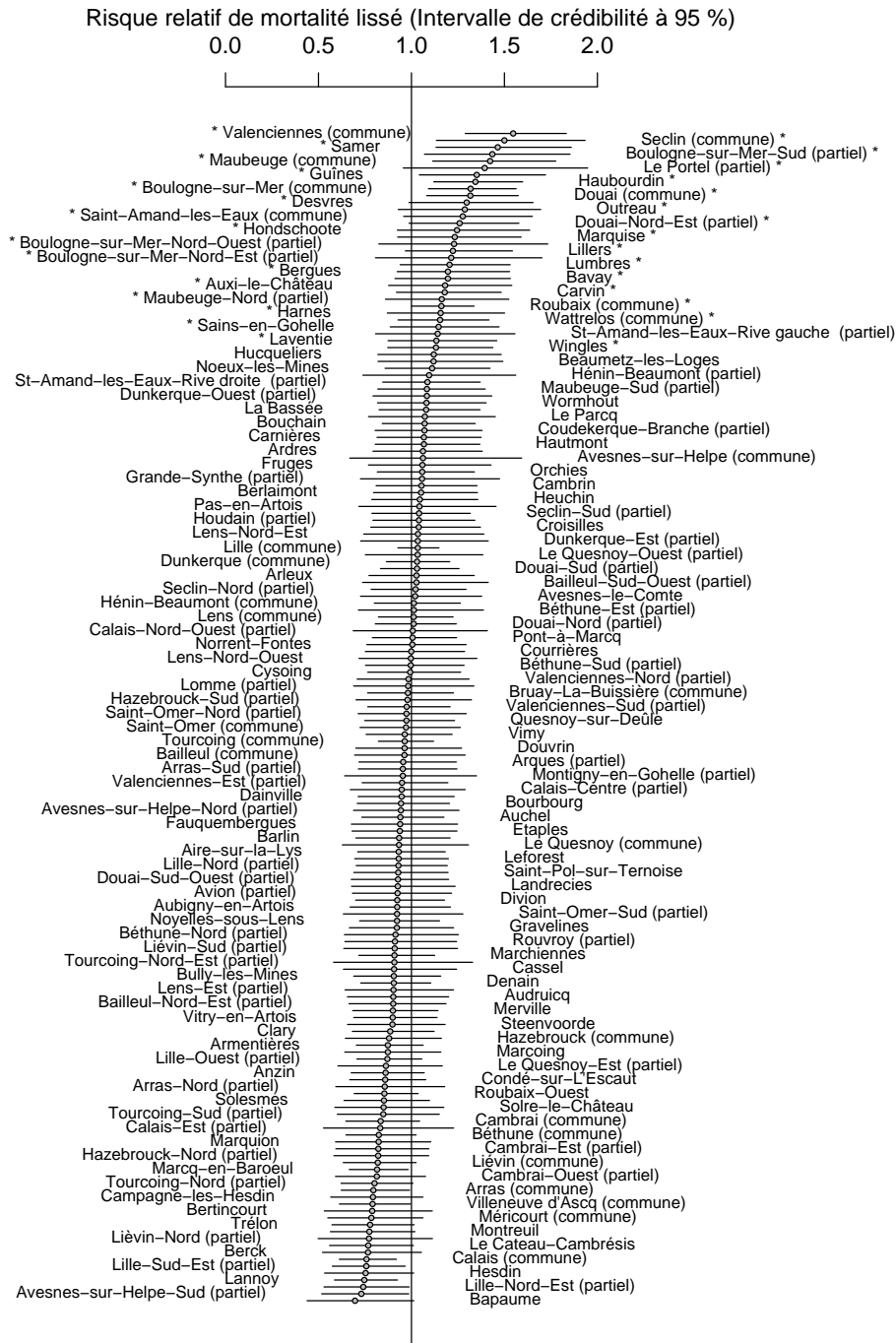


Figure 2.50 – Carte de la mortalité par pneumonie et bronchopneumonie, femmes, 1990–1999



Les cantons à risque relatif de mortalité élevé (voir page 29) sont signalés par un astérisque

Figure 2.51 - Mortalité par pneumonie et bronchopneumonie par canton, hommes, 1990-1999



Les cantons à risque relatif de mortalité élevé (voir page 29) sont signalés par un astérisque

Figure 2.52 – Mortalité par pneumonie et bronchopneumonie par canton, femmes, 1990–1999

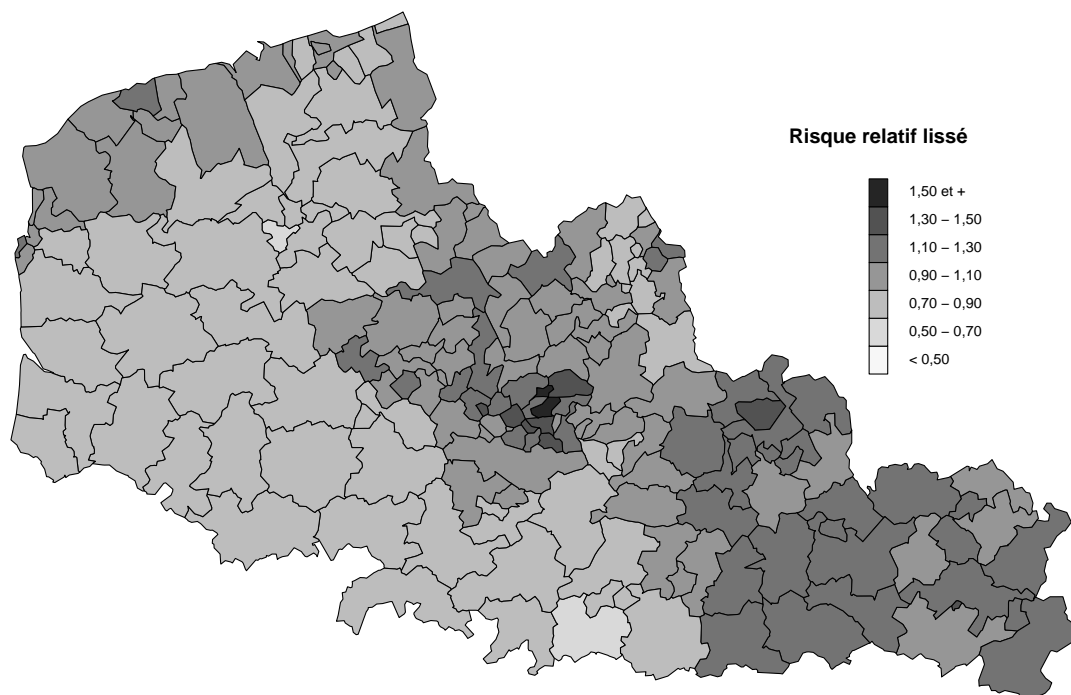


Figure 2.53 – Carte de la mortalité par bronchite chronique et maladies pulmonaires obstructives, hommes, 1990–1999

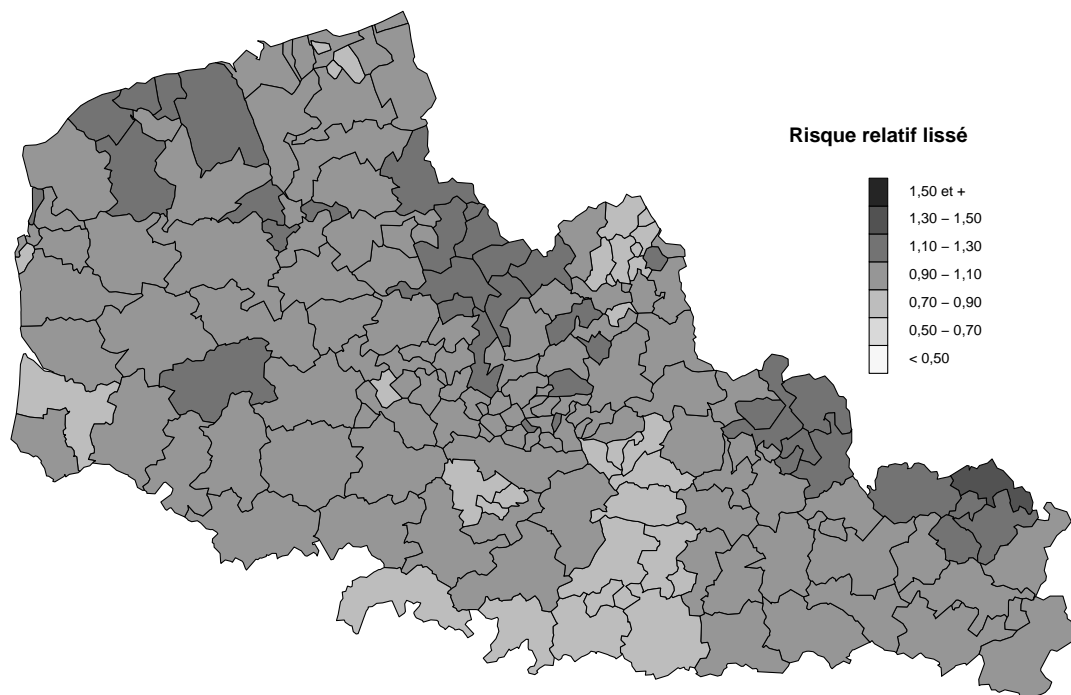
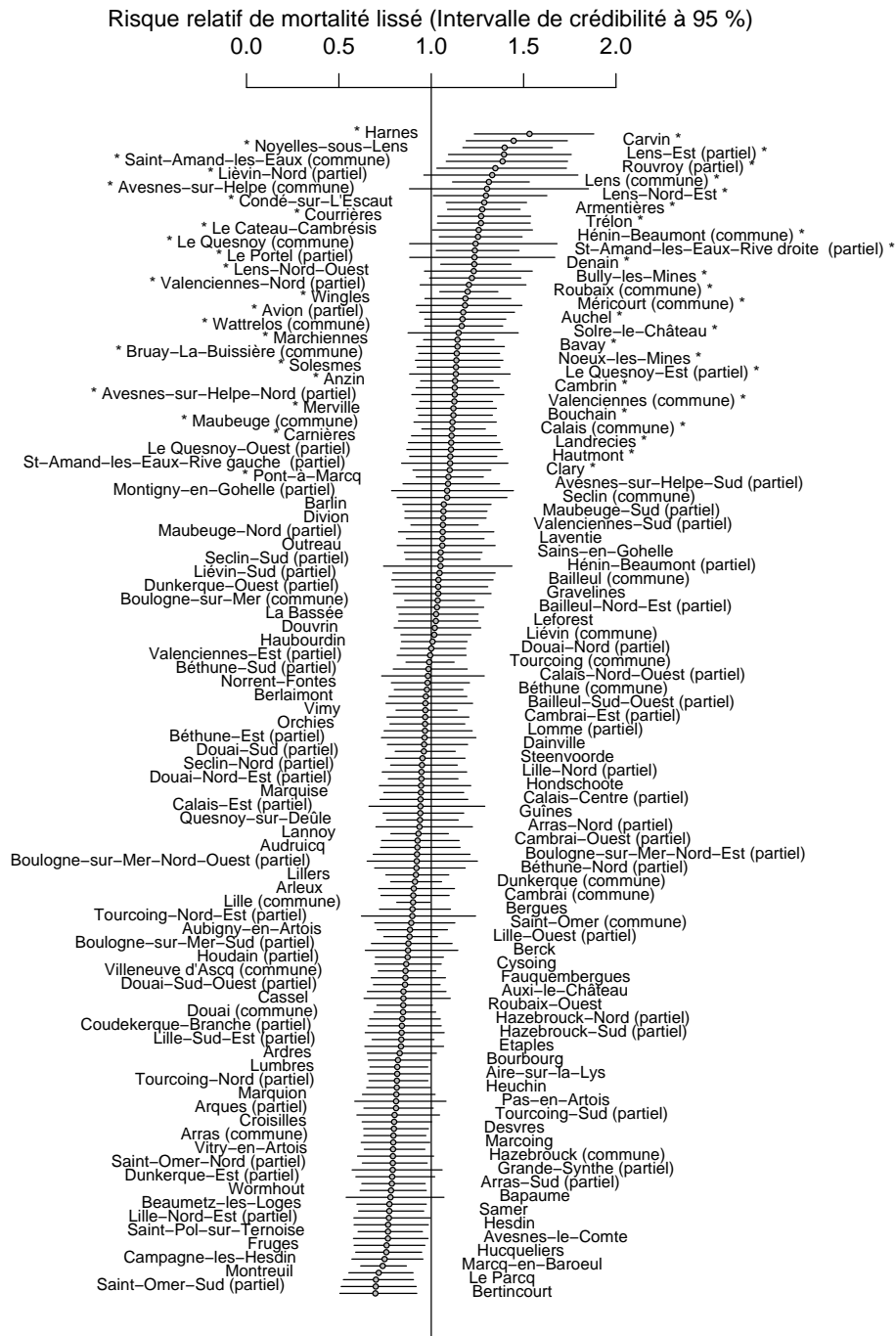
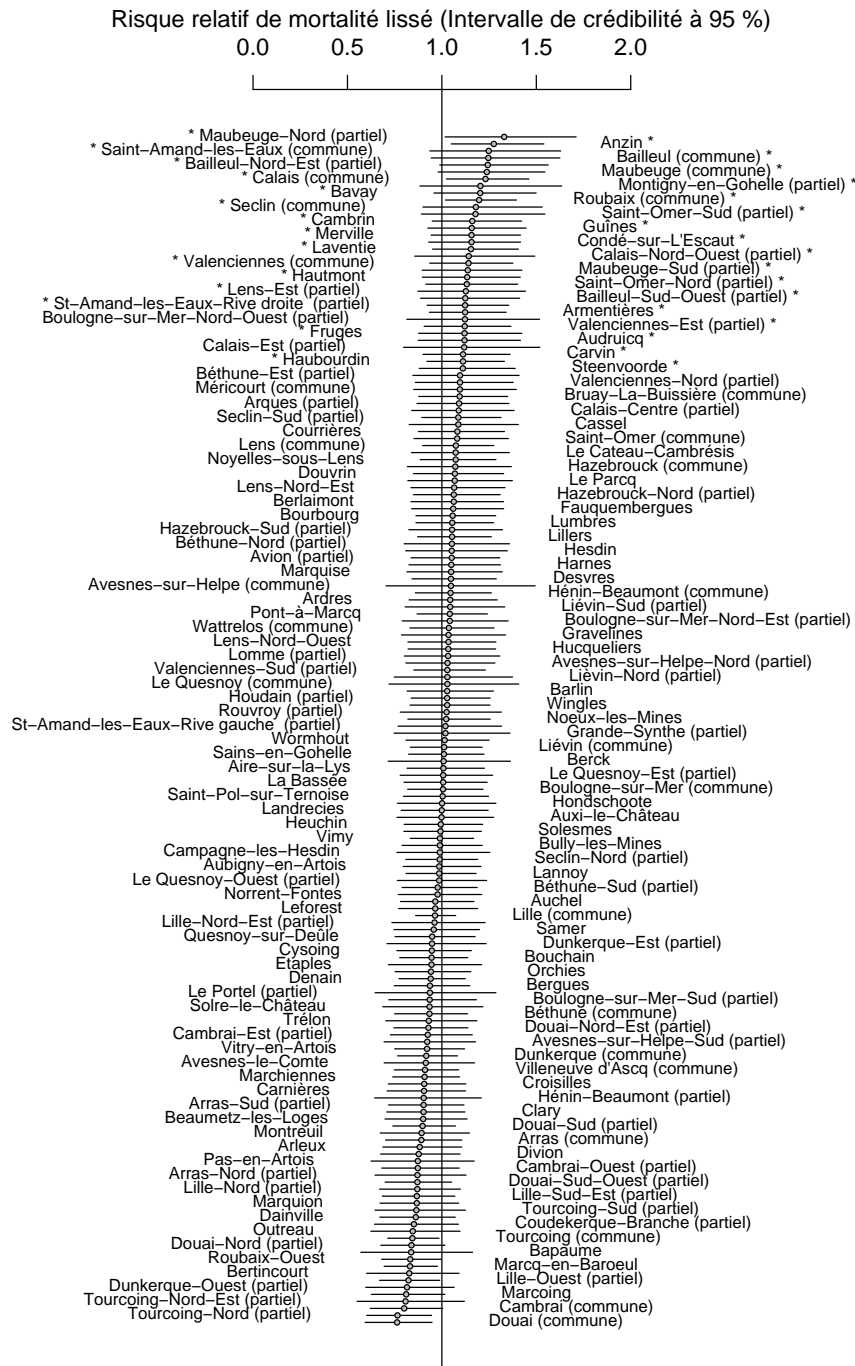


Figure 2.54 – Carte de la mortalité par bronchite chronique et maladies pulmonaires obstructives, femmes, 1990–1999



Les cantons à risque relatif de mortalité élevé (voir page 29) sont signalés par un astérisque

Figure 2.55 – Mortalité par bronchite chronique et maladies pulmonaires obstructives par canton, hommes, 1990-1999



Les cantons à risque relatif de mortalité élevé (voir page 29) sont signalés par un astérisque

Figure 2.56 – Mortalité par bronchite chronique et maladies pulmonaires obstructives par canton, femmes, 1990-1999

Chapitre 3

Relations entre indice de défaveur sociale et mortalité

3.1 Méthodes

Pour analyser les relations entre défaveur sociale et mortalité, nous avons utilisé un modèle de régression de type écologique¹, qui vise à évaluer, sur des données agrégées à l'échelle des cantons, la part des variations spatiales de la mortalité qui est associée aux variations de l'indice de défaveur sociale du canton.

Afin de prendre en compte l'hétérogénéité sans structure spatiale et l'autocorrélation des risques relatifs de mortalité des cantons, nous avons également utilisé le modèle présenté page 28, en y introduisant la ou les variables x_j représentant l'indice de défaveur sociale. L'équation 2.4 est ainsi remplacée par l'équation suivante :

$$\log \theta_i = \alpha + \mathbf{x}_i' \boldsymbol{\beta} + U_i + V_i \quad (3.1)$$

où le vecteur \mathbf{x}_i représente les valeurs des variables introduites dans le modèle et $\boldsymbol{\beta}$ le vecteur des coefficients de régression β_j associés. V_i et U_i sont les composantes représentant respectivement l'hétérogénéité sans structure spatiale et la corrélation locale des risques relatifs. Nous avons retenu pour le (ou les) coefficient(s) de régression β_j une distribution *a priori* localement uniforme :

$$\beta_j \sim \text{Normale}(0; 0,0001)$$

où 0,0001 est la précision, ce qui correspond à une variance de 10 000.

Nous avons utilisé deux types de modèles. Dans le premier, c'est directement l'indice de défaveur sociale du canton qui est introduit, ce qui revient à faire l'hypothèse d'une relation linéaire entre l'indice et le logarithme du risque relatif. Dans le deuxième, nous avons utilisé les quintiles de l'indice de défaveur sociale, sous forme de 4 variables représentant respectivement l'effet observé dans chacun des quintiles par rapport au premier quantile, soit les cantons les plus favorisés. Pour chaque cause de décès étudiée, nous avons comparé l'ajustement de ces deux types de modèle à l'aide du critère proposé par Spiegelhalter *et al.* [59] : le DIC (*Deviance Information Criterion*).

¹Le terme *écologique* est classiquement utilisé pour spécifier que l'analyse est réalisée à l'échelle de groupes, ici les cantons, plutôt qu'à celle des individus [58].

3.2 Résultats

Le tableau 3.1 présente les risques relatifs de mortalité par unité de l'indice de défaveur sociale, pour les différentes causes de décès étudiées. Pour la plupart des causes de décès, le risque relatif de mortalité augmente avec l'indice de défaveur sociale. Cette relation est particulièrement nette dans les deux sexes en ce qui concerne la *mortalité toutes causes* (risque relatif RR=1,12 par unité de l'indice de défaveurs sociale et intervalle de crédibilité à 95 % : [1,05–2,41] pour les hommes, RR=1,04 [1,03–1,05] pour les femmes), la mortalité par *cirrhose du foie* (RR=1,08 [1,06–1,09] pour les hommes et RR=1,10 [1,09–1,12] pour les femmes) et la mortalité par *tumeurs malignes des voies aéro-digestives supérieures* (RR=1,06 [1,04–1,07] pour les hommes et RR=1,06 [1,03–1,09] pour les femmes).

C'est également vrai à un degré moindre pour la mortalité infantile et, en ce qui concerne les deux sexes, pour la mortalité par tumeurs malignes de la trachée, des bronches et du poumon et par chutes accidentelles. Pour les hommes, la mortalité par pneumonie et bronchopneumonie, par bronchite chronique et maladies pulmonaires obstructives, par cardiopathies ischémiques et par suicide augmente également avec l'indice de défaveur sociale. Pour les femmes, c'est également le cas de la mortalité par tumeurs malignes du sein ou de l'utérus.

Par contre, le risque relatif de mortalité paraît diminuer légèrement avec l'indice de défaveur sociale pour la mortalité par accidents de la circulation dans les deux sexes et en particulier pour les femmes, ainsi que la mortalité par maladies vasculaires cérébrales, pour les femmes.

L'analyse de la relation entre quintiles de l'indice de défaveur sociale et mortalité (tableau 3.2 et figures 3.1 à 3.14) confirme largement les résultats présentés ci-dessus. En particulier, dans le cas des causes médicales de décès pour lesquelles l'augmentation par unité de l'indice de défaveur sociale est nette, cette relation prend le plus souvent la forme d'un gradient relativement continu qui concerne l'ensemble des cantons, et non d'un excès de risque relatif concentré dans les cantons les plus défavorisés. L'examen de l'adéquation des modèles par le critère DIC montre

d'ailleurs que les résultats sont généralement très proches pour les deux types de modèle (linéaire et quintiles), et le plus souvent en faveur du modèle linéaire (tableau 3.3).

3.3 Discussion

L'analyse des relations entre indice de défaveur sociale et mortalité, à l'échelle des cantons, nous a permis de mettre en évidence un gradient continu pour la plupart des causes de décès, à l'exception de la mortalité par accidents de la circulation, par maladies vasculaires cérébrales, par tumeurs malignes de la prostate, et, pour les femmes, par cardiopathies ischémiques, par suicide, par chutes accidentelles, par pneumonie et bronchopneumonie, et par bronchite et maladies pulmonaires obstructives. Ce gradient est variable selon la cause de décès considérée. Il est maximal pour la mortalité par cirrhose du foie, la mortalité par tumeurs malignes des voies aéro-digestives supérieures et pour la mortalité totale.

La nature linéaire de l'association entre défaveur sociale et mortalité est généralement confirmée par les travaux du même type que le nôtre [15, 17, 18, 20]. Elle vient s'opposer aux interprétations simplistes, qui limiteraient l'impact des inégalités sociales sur la santé aux cantons particulièrement défavorisés. Au contraire, elle vient soutenir le constat d'inégalités de santé qui traversent l'ensemble de la société et du territoire, comme c'est le cas de l'impact des inégalités sociales dans d'autres domaines comme l'accès à l'éducation [34].

Notre analyse souffre de certaines limites. D'une part, il s'agit d'une analyse transversale, mettant en relation la mortalité durant les années 1990-1999 et la défaveur sociale mesurée en fin de période, autour du recensement de 1999. Cela peut constituer un problème pour les pathologies à long délai d'induction, comme les cancers. Dreassi *et al.* [60] ont analysé les relations entre défaveur sociale et mortalité par cancers du poumon dans les communes de Toscane (Italie). Ils ont ainsi pu montrer que la relation avec la mortalité était maximale pour l'indice mesuré 10 ans avant. La non prise en compte de ce décalage peut donc conduire à sous-estimer la relation.

D'autre part, comme nous l'avons évoqué au chapitre 1, l'agrégation au niveau cantonal peut masquer des disparités intracantonales. Krieger *et al.* [61] ont montré que, pour les cancers du poumon, du sein et de la prostate, la relation était plus forte lorsqu'elle était évaluée à une résolution géographique plus fine.

Enfin, nous avons réalisé une analyse de type écologique, sur des données agrégées à l'échelle des cantons. Il est classique de juger que ces études souffrent d'un biais *écologique* [62, 63]. La relation observée à l'échelle de groupes ne peut être transposée sans difficulté à l'échelle des individus, car il faudrait alors prendre compte la distribution intracantonale du facteur étudié. Pour étudier l'impact des

facteurs de risque individuels, des études longitudinales à l'échelle individuelle sont donc nécessaires. Les travaux de ce type menés en France et à l'étranger [2, 64, 65] ont permis de confirmer le lien entre situation sociale individuelle et mortalité.

L'autre face de ce biais a été qualifié de biais *individualiste* par certains auteurs [29]. Il consiste à vouloir réduire l'explication de l'impact de la défaveur sociale mesurée à l'échelle du canton à l'effet des caractéristiques des individus qui l'habitent. Sur le plan statistique, cela conduit à négliger la présence d'une interaction entre l'effet des caractéristiques individuelles et l'effet des caractéristiques moyennes du groupe. Sur le plan de l'interprétation, cela conduit à négliger les effets de contexte que nous avons évoqués au chapitre 1. Ces considérations ont une importance qui n'est pas que théorique : prendre en compte l'importance du contexte dans une stratégie de santé publique conduit à envisager des politiques publiques qui doivent viser, bien sûr, les individus mais aussi le contexte dans lequel ils vivent : habitat, conditions de vie, environnement, accès aux services et aux équipements (éducation, emploi, prévention et soins). Les analyses du type de celle que nous avons réalisée ne permettent pas de faire la part des effets à l'échelle de l'individu et des effets de contexte [63].

L'emploi de modèles multi-niveaux ouvre une perspective très intéressante dans ce domaine [66]. Les résultats obtenus par ces approches restent discutés [67], mais la plupart de ces travaux permettent de montrer que la défaveur sociale de la zone de résidence, le plus souvent le quartier dans ce type d'études, a un effet indépendant de la défaveur sociale individuelle, par exemple sur la prévalence des facteurs de risque, sur l'incidence et sur la mortalité par cardiopathies ischémiques [65, 68-70].

L'explication des mécanismes par lesquels les inégalités sociales ont un impact sur la santé fait l'objet de débats intenses [4, 71, 72]. La première explication qui vient à l'esprit est de considérer le rôle de facteurs de risque individuels (tabac, alcool, alimentation) [73-75], en particulier quand on constate la force de la relation entre défaveur sociale et mortalité par des causes de décès pour lesquelles le tabac et l'alcool sont des facteurs de risque majeurs. Cette explication est cependant peu satisfaisante car elle laisse entière la question de ce qui détermine les variations sociales de ces comportements.

D'autres auteurs ont attiré l'attention sur l'importance de la cohésion sociale, de facteurs psychosociaux [76] et du *capital social* [71]. Ils suggèrent que, plus que les conditions matérielles de vie, c'est la distribution inégalitaire de ressources matérielles, culturelles et sociales au sein de la société qui explique l'impact des inégalités sociales sur la santé. Ces auteurs insistent sur la place dans la hiérarchie sociale et, selon que cette position est favorable ou non, de la confiance, de la reconnaissance et du support social, ou du stress et du ressentiment causés par la position sociale défavorable et la dégradation de la cohésion sociale. Sans nier l'intérêt de ces approches, il nous

faut reconnaître que les résultats empiriques dans le domaine de la santé ne viennent pas toujours soutenir ces modèles théoriques sophistiqués [71, 72, 77]. Cela doit conduire à la prudence dans l'usage de ces concepts pour guider les politiques publiques. En effet, ces approches peuvent conduire à mettre au premier plan la responsabilité individuelle et à négliger l'impact des politiques publiques sur les inégalités de santé. Le risque est alors de blâmer les victimes plutôt que de mettre en cause les effets des politiques économiques et sociales [71, 72].

En fait, la plupart des résultats empiriques nous paraissent en faveur d'une approche par les conditions matérielles de vie. Dans cette approche, les inégalités sociales de santé sont le reflet de la combinaison du revenu individuel [78] et des conditions matérielles de vie et de travail : exposition aux polluants [79-81], conditions de logement [82], risques professionnels, mauvaise alimentation, événements de vie éprouvants, et du manque de ressources pour y faire face dans un environnement caractérisé par l'insuffisance des ressources collectives [72, 78]. Ces différents facteurs agissent de manière cumulée au cours de la vie. Des travaux récents ont pu ainsi montrer que, si les

morts violentes sont souvent liées aux conditions actuelles de vie, les conditions de vie de l'enfance ont aussi un impact important sur la santé à l'âge adulte, par exemple dans l'apparition des cancers et des maladies cardio-vasculaires à l'âge adulte [83, 84]. Dans cette optique, l'organisation sociale doit être considérée comme un niveau d'analyse aussi important que les autres (individu, organe, cellule, molécules, etc.) pour comprendre l'étiologie des maladies [85] et pour définir les stratégies de santé publique. Ces dernières nécessitent des investissements dans les conditions matérielles de vie et donc une distribution plus équitable des ressources publiques et privées [78, 86].

Il est donc nécessaire de « *prendre en compte systématiquement dans tous les domaines d'intervention des politiques publiques (pas seulement sanitaire mais aussi fiscal, industriel, agricole, de la Ville, de l'Éducation nationale, de l'aménagement du territoire, etc), au moment de la prédiction de leurs impacts ou de l'évaluation de leurs effets, la dimension de santé qu'ils impliquent du point de vue des inégalités sociales et spatiales de santé* (Haut Comité de la Santé Publique, 2002 [1]). »

Tableau 3.1 – Risque relatif de mortalité par unité de l'indice de défaveur sociale

Cause médicale de décès	Risque relatif [IC 95 %]	
	Hommes	Femmes
Toutes causes	1,118 [1,046-2,407]	1,043 [1,035-1,051]
Mortalité infantile	1,022 [1,009-1,035]	
Tumeurs malignes de la trachée, des bronches et du poumon	1,036 [1,026-1,046]	1,026 [1,005-1,046]
Tumeurs malignes des voies aéro-digestives supérieures	1,055 [1,043-1,068]	1,060 [1,028-1,094]
Tumeurs malignes du sein	-	1,011 [1,000-1,021]
Tumeurs malignes de l'utérus (corps et col)	-	1,021 [1,004-1,037]
Tumeurs malignes de la prostate	0,997 [0,985-1,009]	-
Cardiopathies ischémiques	1,015 [1,006-1,025]	1,006 [0,996-1,016]
Maladies vasculaires cérébrales	1,004 [0,993-1,014]	0,988 [0,977-0,998]
Cirrhose du foie d'origine alcoolique ou non précisée	1,075 [1,062-1,089]	1,104 [1,087-1,122]
Suicide	1,020 [1,007-1,032]	0,996 [0,977-1,015]
Accidents de la circulation	0,989 [0,970-1,007]	0,976 [0,948-1,004]
Chutes accidentelles	1,023 [1,007-1,039]	1,012 [0,998-1,027]
Pneumonie et bronchopneumonie	1,032 [1,018-1,047]	1,002 [0,985-1,018]
Bronchite chronique et maladies pulmonaires obstructives	1,037 [1,024-1,051]	1,013 [0,998-1,028]

Tableau 3.2 – Risque relatif de mortalité par quintile de l'indice de défaveur sociale

Cause médicale de décès	Sexe	Risque relatif [IC 95 %] par quintile				
		Q1 *	Q2	Q3	Q4	Q5
Toutes causes	Hommes	1	1,144 [1,092-1,198]	1,231 [1,175-1,290]	1,374 [1,314-1,438]	1,526 [1,455-1,602]
	Femmes	1	1,110 [1,052-1,171]	1,248 [1,181-1,316]	1,298 [1,235-1,364]	1,427 [1,355-1,504]
Mortalité infantile	Deux sexes	1	1,083 [0,948-1,236]	1,211 [1,061-1,375]	1,177 [1,049-1,318]	1,233 [1,095-1,385]
Tumeurs malignes de la trachée, des bronches et du poumon	Hommes	1	1,079 [1,000-1,166]	1,166 [1,079-1,260]	1,269 [1,181-1,363]	1,343 [1,241-1,453]
	Femmes	1	0,948 [0,775-1,150]	1,037 [0,843-1,263]	1,166 [0,969-1,388]	1,166 [0,959-1,404]
Tumeurs malignes des voies aéro-digestives supérieures	Hommes	1	1,082 [0,972-1,202]	1,265 [1,137-1,402]	1,484 [1,346-1,631]	1,528 [1,379-1,688]
	Femmes	1	1,108 [0,784-1,529]	1,268 [0,887-1,756]	1,578 [1,170-2,099]	1,668 [1,217-2,269]
Tumeurs malignes du sein	Femmes	1	1,059 [0,968-1,157]	1,113 [1,016-1,216]	1,114 [1,028-1,206]	1,077 [0,988-1,173]
Tumeurs malignes de l'utérus	Femmes	1	0,967 [0,822-1,133]	1,060 [0,904-1,238]	1,091 [0,947-1,253]	1,122 [0,971-1,295]
Tumeurs malignes de la prostate	Hommes	1	1,008 [0,907-1,120]	1,033 [0,929-1,148]	1,017 [0,921-1,119]	0,967 [0,872-1,072]
Cardiopathies ischémiques	Hommes	1	1,026 [0,959-1,098]	1,063 [0,991-1,138]	1,104 [1,036-1,176]	1,116 [1,040-1,196]
	Femmes	1	1,028 [0,953-1,107]	1,014 [0,940-1,092]	1,033 [0,964-1,106]	1,046 [0,969-1,126]
Maladies vasculaires cérébrales	Hommes	1	0,927 [0,857-1,005]	1,046 [0,967-1,131]	0,991 [0,920-1,068]	1,033 [0,953-1,120]
	Femmes	1	1,023 [0,946-1,104]	0,996 [0,920-1,077]	0,946 [0,877-1,023]	9,917 [0,844-0,996]
Cirrhose du foie d'origine alcoolique ou non précisée	Hommes	1	1,242 [1,105-1,392]	1,362 [1,210-1,529]	1,617 [1,451-1,794]	1,859 [1,654-2,080]
	Femmes	1	1,306 [1,120-1,518]	1,552 [1,332-1,803]	1,854 [1,614-2,125]	2,374 [2,049-2,742]
Suicide	Hommes	1	1,169 [1,053-1,294]	1,252 [1,127-1,384]	1,173 [1,063-1,288]	1,213 [1,094-1,339]
	Femmes	1	1,022 [0,861-1,204]	1,085 [0,911-1,278]	1,006 [0,856-1,169]	0,997 [0,836-1,190]
Accidents de la circulation	Hommes	1	0,960 [0,818-1,119]	0,962 [0,820-1,121]	0,871 [0,750-1,007]	0,921 [0,781-1,073]
	Femmes	1	0,748 [0,572-0,963]	0,792 [0,606-1,021]	0,769 [0,604-0,969]	0,776 [0,597-0,994]
Chutes accidentelles	Hommes	1	0,946 [0,808-1,102]	1,054 [0,897-1,224]	1,136 [0,988-1,301]	1,150 [0,993-1,322]
	Femmes	1	0,888 [0,777-1,010]	1,056 [0,927-1,197]	1,000 [0,889-1,123]	1,067 [0,943-1,205]
Pneumonie et bronchopneumonie	Hommes	1	1,131 [0,998-1,276]	1,228 [1,082-1,386]	1,332 [1,183-1,491]	1,305 [1,155-1,469]
	Femmes	1	0,966 [0,837-1,109]	1,000 [0,866-1,152]	1,096 [0,955-1,251]	0,968 [0,836-1,120]
Bronchite chronique et maladies pulmonaires obstructives	Hommes	1	1,036 [0,924-1,157]	1,133 [1,011-1,263]	1,219 [1,100-1,349]	1,385 [1,240-1,542]
	Femmes	1	0,935 [0,811-1,071]	1,065 [0,926-1,218]	1,042 [0,916-1,181]	1,063 [0,927-1,214]

* Référence (cantons les plus favorisés)

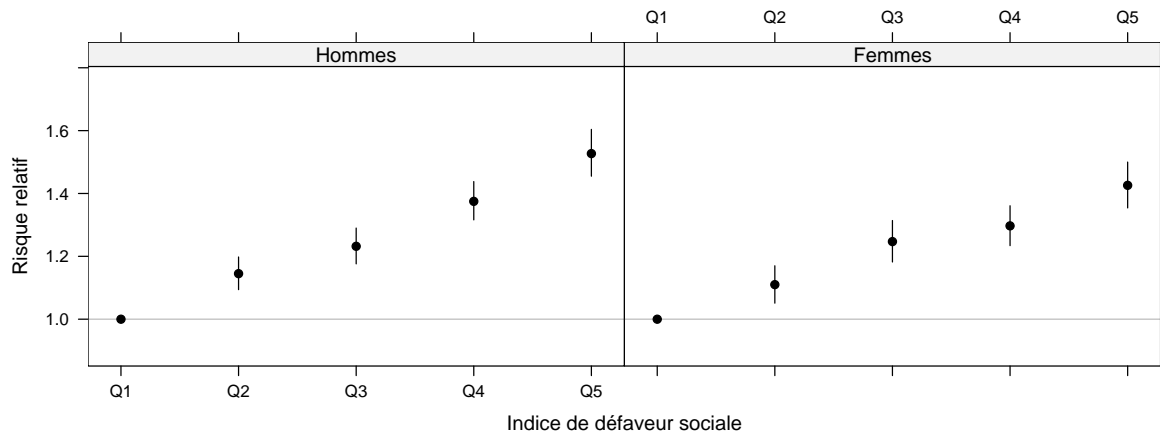


Figure 3.1 – Risque relatif de mortalité toutes causes selon le quintile de l'indice de défaveur sociale, 1990-1999

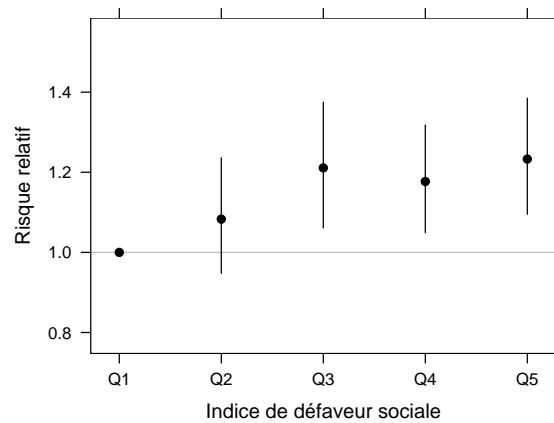


Figure 3.2 – Risque relatif de mortalité infantile selon le quintile de l'indice de défaveur sociale, 1990-1999

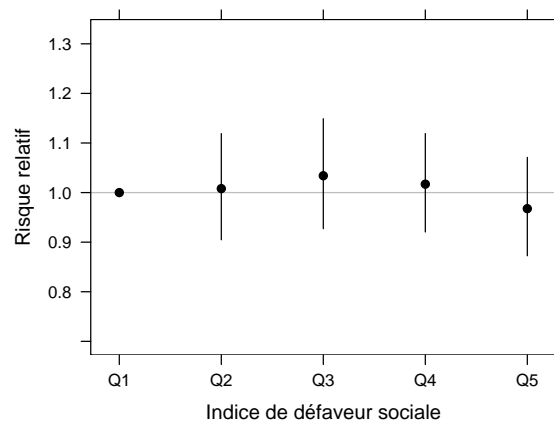


Figure 3.3 – Risque relatif de mortalité par tumeurs malignes de la prostate selon le quintile de l'indice de défaveur sociale, 1990-1999

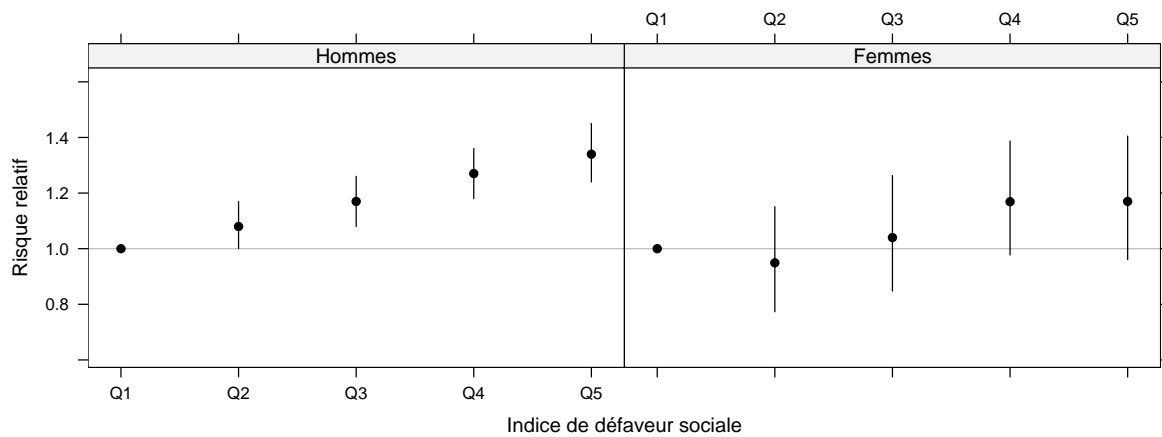


Figure 3.4 – Risque relatif de mortalité par tumeurs malignes de la trachée, des bronches et du poumon selon le quintile de l'indice de défaveur sociale, 1990-1999

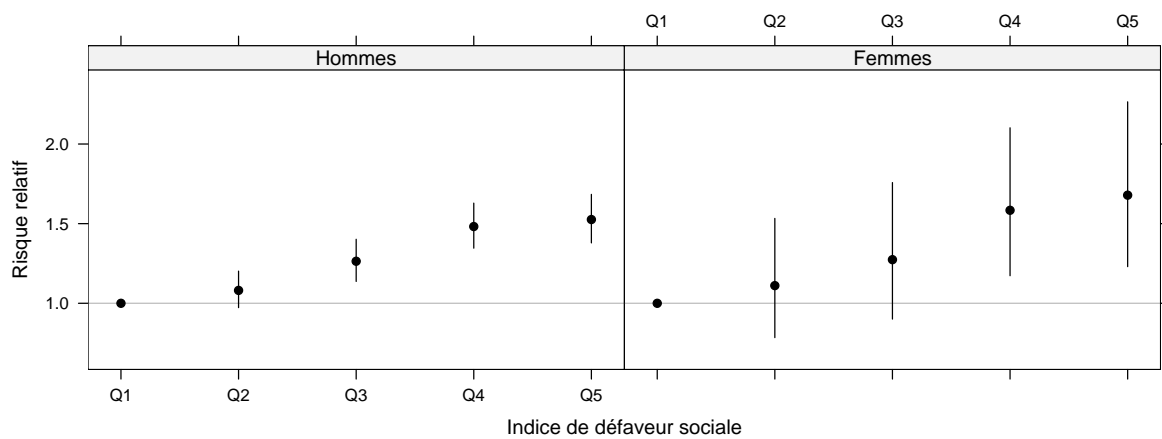


Figure 3.5 – Risque relatif de mortalité par tumeurs malignes des voies aéro-digestives supérieures selon le quintile de l'indice de défaveur sociale, 1990-1999

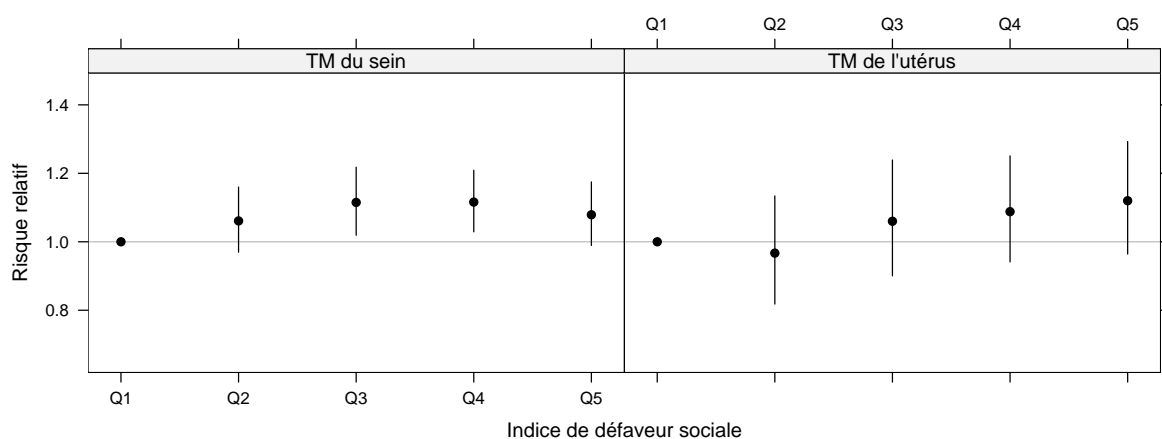


Figure 3.6 – Risque relatif de mortalité par tumeurs malignes du sein et de l'utérus selon le quintile de l'indice de défaveur sociale, femmes, 1990-1999

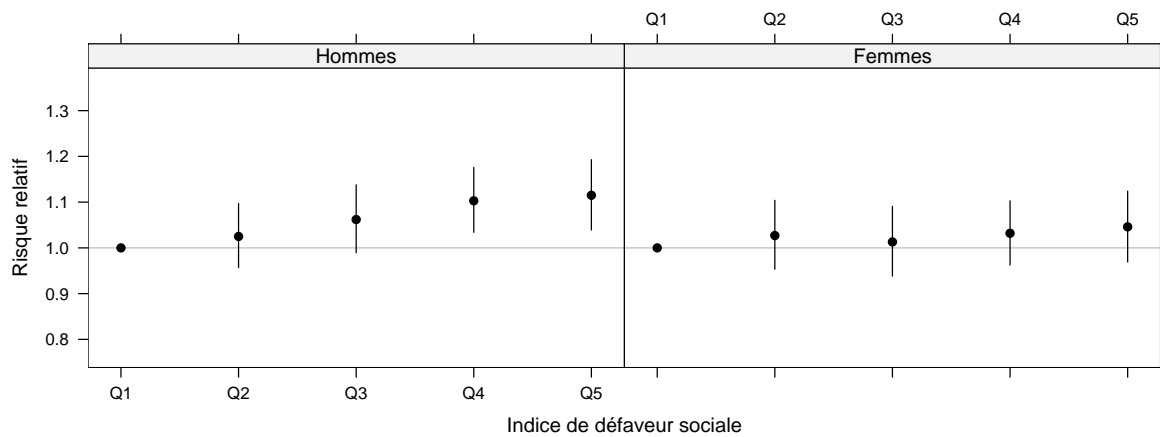


Figure 3.7 – Risque relatif de mortalité par cardiopathies ischémiques selon le quintile de l'indice de défaveur sociale, 1990-1999

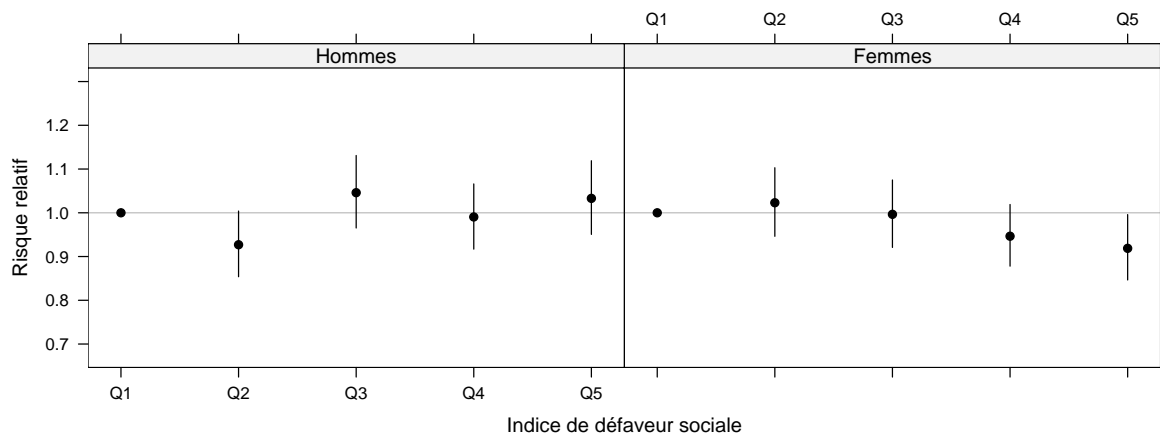


Figure 3.8 – Risque relatif de mortalité par maladies vasculaires cérébrales selon le quintile de l'indice de défaveur sociale, 1990-1999

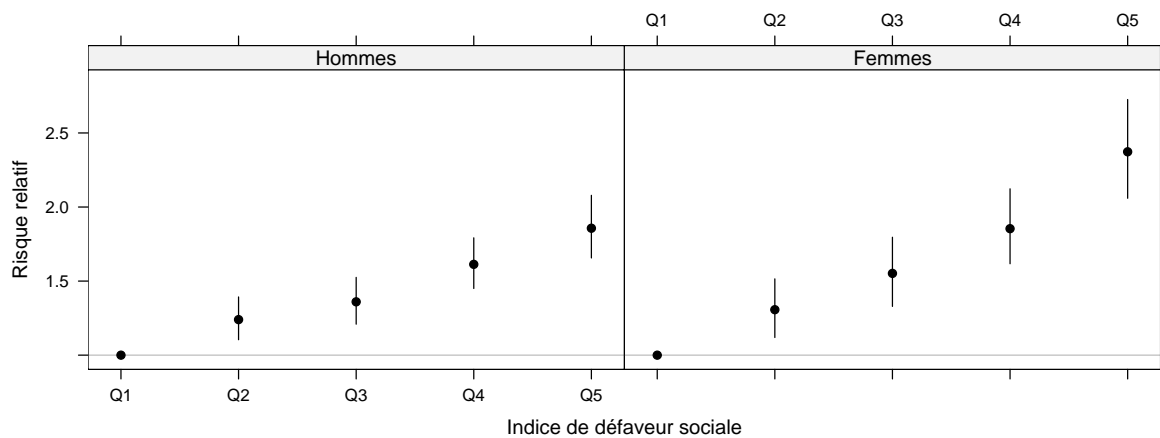


Figure 3.9 – Risque relatif de mortalité par cirrhose du foie d'origine alcoolique ou non précisée selon le quintile de l'indice de défaveur sociale, 1990-1999

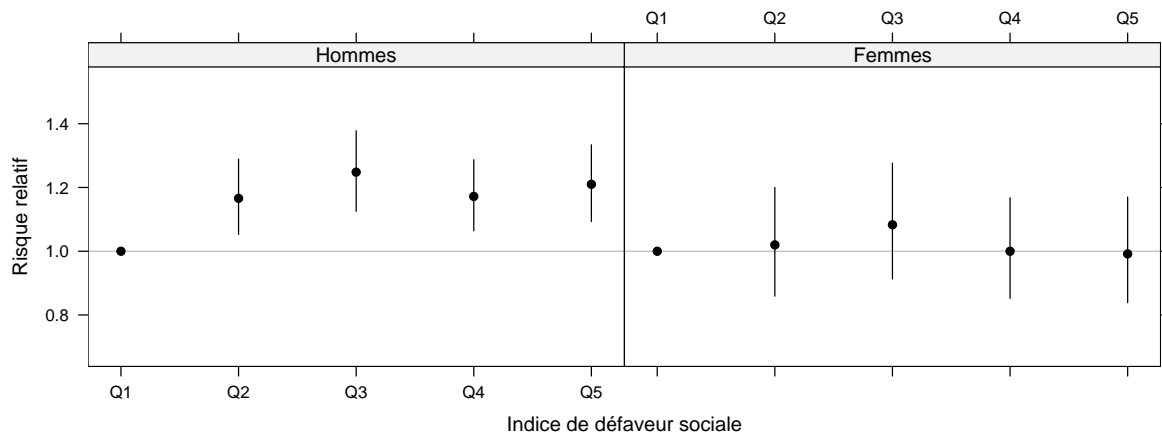


Figure 3.10 – Risque relatif de mortalité par suicide selon le quintile de l'indice de défaveur sociale, 1990-1999

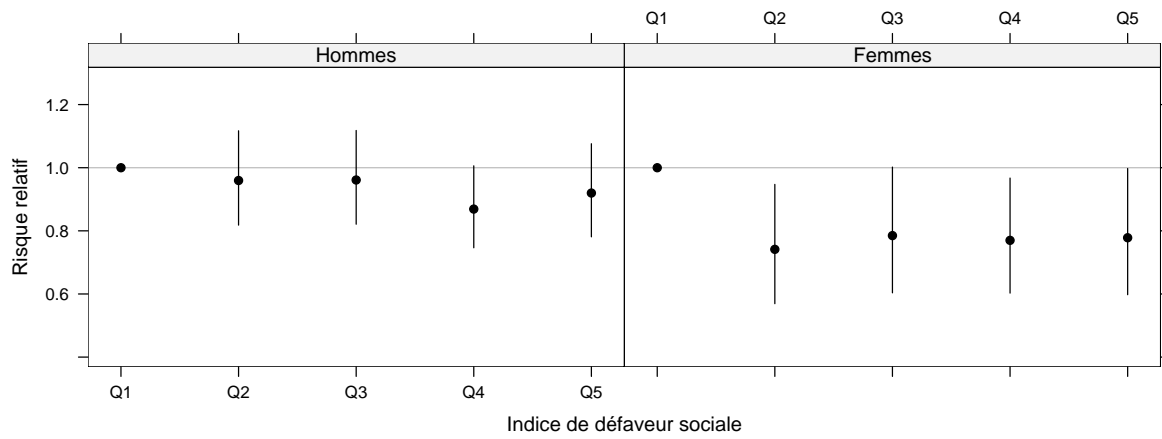


Figure 3.11 – Risque relatif de mortalité par accidents de la circulation selon le quintile de l'indice de défaveur sociale, 1990-1999

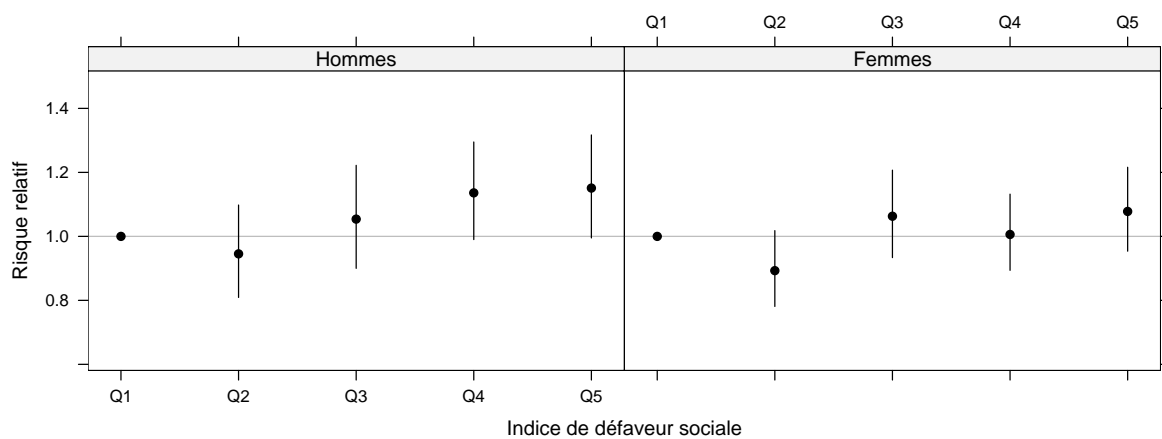


Figure 3.12 – Risque relatif de mortalité par chutes accidentelles selon le quintile de l'indice de défaveur sociale, 1990-1999

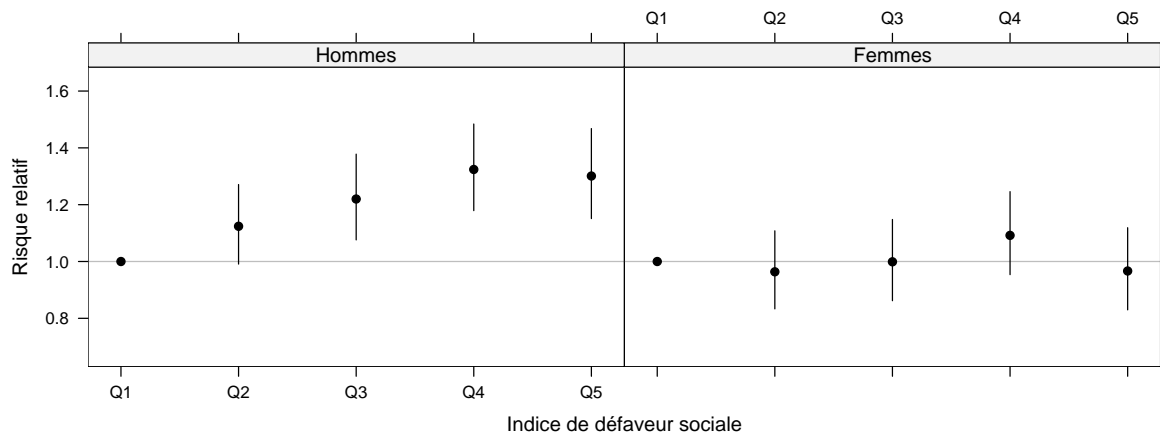


Figure 3.13 – Risque relatif de mortalité par pneumonie et bronchopneumonie selon le quintile de l'indice de défaveur sociale, 1990-1999

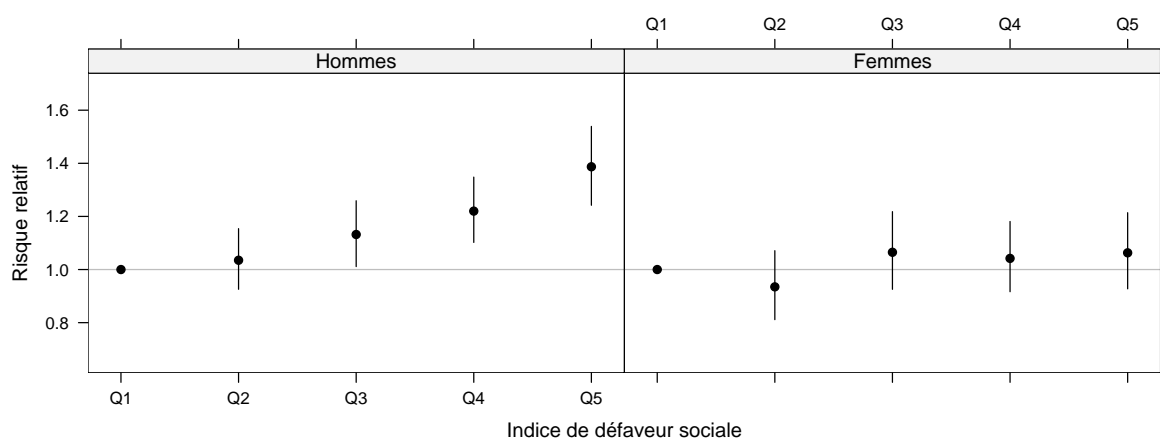


Figure 3.14 – Risque relatif de mortalité par bronchite chronique et maladies pulmonaires chroniques selon le quintile de l'indice de défaveur sociale, 1990-1999

Tableau 3.3 – Analyse des relations entre défaveur sociale et mortalité : ajustement des modèles

Cause médicale de décès	Sexe	DIC*	
		Indice en linéaire	Indice en quintiles
Toutes causes	Hommes	1 567,7	1 571,0
	Femmes	1 350,7	1 366,9
Mortalité infantile	Deux sexes	965,9	968,7
Tumeurs malignes de la trachée des bronches et du poumon	Hommes	1 287,5	1 290,1
	Femmes	863,6	866,5
Tumeurs malignes des voies aéro-digestives supérieures	Hommes	1 128,1	1 129,5
	Femmes	646,6	649,5
Tumeurs malignes du sein	Femmes	1 137,5	1 140,7
Tumeurs malignes de l'utérus (corps et col)	Femmes	909,4	916,4
Tumeurs malignes de la prostate	Hommes	1 075,4	1 081,2
Cardiopathies ischémiques	Hommes	1 316,6	1 320,0
	Femmes	1 269,0	1 272,5
Maladies vasculaires cérébrales	Hommes	1 231,0	1 227,4
	Femmes	1 340,6	1 343,8
Cirrhose du foie d'origine alcoolique ou non précisée	Hommes	1 116,9	1 126,8
	Femmes	1 008,3	1 020,1
Suicide	Hommes	1 119,7	1 121,2
	Femmes	931,3	936,5
Accidents de la circulation	Hommes	964,2	967,8
	Femmes	805,4	804,8
Chutes accidentelles	Hommes	893,3	897,8
	Femmes	1 018,1	1 019,1
Pneumonie et bronchopneumonie	Hommes	1 089,3	1 086,6
	Femmes	1 092,8	1 092,8
Bronchite chronique et maladies pulmonaires obstructives	Hommes	1 133,0	1 134,6
	Femmes	1 005,4	1 008,2

* Deviance Information Criterion.

Conclusion

Nous avons construit un indice composite de défaveur sociale des cantons de la région Nord - Pas-de-Calais, à l'aide d'une analyse en composantes principales portant sur une série de 13 variables socio-économiques, recueillies entre 1998 et 2000. La cartographie de cet indice nous a permis de mettre en évidence un net contraste entre les grands pôles urbains de la région, qui correspondent généralement aux cantons les plus défavorisés, et certains cantons de leur périphérie qui sont beaucoup plus favorisés. Les cantons les moins privilégiés sont situés principalement dans l'Avesnois, l'ancien Bassin minier, l'agglomération lilloise et sur le littoral.

Nous avons ensuite analysé les variations spatiales, à l'échelle cantonale, de la mortalité totale, de la mortalité infantile et de 13 causes de décès, pour la période 1990-1999. Afin de mieux mettre en évidence la structure spatiale de la mortalité, nous avons utilisé des modèles hiérarchiques bayésiens, qui permettent de prendre en compte l'instabilité statistique des résultats dans les cantons peu peuplés et l'autocorrélation entre cantons voisins. Les résultats sont très variables selon la cause de décès étudiée. Ils permettent d'observer des variations spatiales nettes pour la mortalité par accidents de la circulation, par suicide, par cirrhose du foie, par cancers des voies aéro-digestives supérieures et du poumon. C'est également vrai pour la mortalité totale, toutes causes confondues, pour laquelle on observe un contraste important entre les grands pôles urbains et le reste de la région.

L'analyse des relations entre indice de défaveur sociale et mortalité à l'échelle des cantons nous a permis de mettre en évidence un gradient continu pour la plupart des décès. Ce gradient est variable selon la cause de décès considérée : il est maximal pour la mortalité par cirrhose du foie, la mortalité par tumeurs des voies aéro-digestives supérieures et pour la mortalité totale. Ces résultats montrent que la relation entre défaveur sociale et mortalité ne se limite pas à une sur-mortalité dans les cantons les plus défavorisés. Ils suggèrent que l'impact des inégalités sociales sur la mortalité concerne l'ensemble du territoire régional, les cantons les plus favorisés bénéficiant d'une sous-mortalité par rapport au reste de la région.

Ce type d'analyse à l'échelle des cantons souffre d'un certain nombre de limites : en particulier, il ne permet pas de faire la part de ce qui relève des caractéristiques des individus qui l'habitent et des caractéristiques du cadre de vie des habitants : habitat, conditions de vie, environnement, accès aux services et aux équipements. D'autre part, nous n'avons pas pris en compte les disparités qui existent à l'intérieur des cantons, que ce soit en termes de caractéristiques socio-économiques ou en termes de mortalité. Cependant, nos résultats nous paraissent devoir motiver une meilleure prise en compte des inégalités sociales et spatiales de santé dans l'élaboration et l'évaluation des politiques publiques.

L'indice composite de défavorisation que nous avons construit pourrait être utilisé pour y contribuer, en particulier pour décrire et analyser les caractéristiques des cantons : implantation des équipements et des services, variations spatiales de l'environnement et du cadre de vie, qualité de l'habitat. Il pourrait ainsi contribuer à mieux adapter l'allocation des ressources et le développement des projets à la réalité des inégalités sociales et spatiales dans la région.

Le constat de nettes variations spatiales de la mortalité dans la région devrait inciter à poursuivre leur analyse, afin en particulier d'évaluer l'impact du choix de l'échelle spatiale considérée, d'analyser la mortalité pour des localisations de cancers non étudiées dans le présent travail et d'analyser la contribution des variations spatiales de l'exposition de la population aux facteurs de risque, par exemple environnementaux. D'autre part, il nous paraît nécessaire de mieux connaître l'incidence des cancers et les modalités d'accès à leur prévention et à leur prise en charge.

Références

- [1] Haut Comité de la Santé Publique. *La santé en France en 2002*. Paris : La Documentation Française, 2002.
- [2] Kunst AE, Groenhof F, Mackenbach JP et le groupe de travail de l'Union européenne sur les inégalités socio-économiques de santé. Inégalités sociales de mortalité prématurée : la France comparée aux autres pays européens. In : Leclerc A, Fassin D, Grandjean H, Kaminski M, Lang T, eds. *Les inégalités sociales de santé*. Paris : Inserm-La Découverte, 2000 : 53-68.
- [3] Berthod-Wurmser M. Programmes de recherche et débat public sur les inégalités de santé ; la France est-elle en retrait ? In : Leclerc A, Fassin D, Grandjean H, Kaminski M, Lang T, eds. *Les inégalités sociales de santé*. Paris : Inserm-La Découverte, 2000 : 69-80.
- [4] Goldberg M, Melchior M, Leclerc A, Lert F. Épidémiologie et déterminants sociaux des inégalités de santé. *Rev Epidemiol Sante Publique* 2003 ; 51 : 381-401.
- [5] Salem G, Rican S, Jouglu E. *Atlas de la santé en France. Volume I : les causes de décès*. Montrouge : John Libbey-Eurotext, 2000.
- [6] Rican S, Jouglu E, Salem G. Inégalités socio-spatiales de mortalité en France. *Bulletin Épidémiologique Hebdomadaire* 2003 ; (30-31) : 142-45.
- [7] *Inégalités cantonales de santé en France*. Paris : Fédération Nationale des Observatoires Régionaux de la Santé, 2004.
- [8] Declercq C, Lacoste O. *Mortalité par cancers dans le Nord - Pas-de-Calais*. Lille : ORS Nord - Pas-de-Calais, 1998.
- [9] Poirier G. *Mortalité par cancer dans le Nord - Pas-de-Calais. Évolution entre 1980 et 1998*. Lille : ORS Nord - Pas-de-Calais, 2003.
- [10] Rezvani A, Mollié A, Doyon F, Sancho-Garnier H. *Atlas de la mortalité par cancer en France. Période 1986-1993*. Paris : Les Éditions INSERM, 1997.
- [11] Lacoste O. *La santé dans le Nord - Pas-de-Calais, entre savoirs et pouvoirs. Étude géographique* [Thèse de doctorat]. Saint-Denis : Université Paris VIII, 1993.
- [12] Lacoste O. *Géopolitique de la santé. Le cas du Nord - Pas-de-Calais*. Paris : La Découverte, 1994.
- [13] Rouxel M. La carte de France des revenus déclarés. *INSEE Première* 2003 ; (900) : 1-4.
- [14] Labbe É. *Inégalités sociales de santé dans les cantons du Nord - Pas-de-Calais. Élaboration d'un indicateur de défaveur sociale*. [Mémoire de stage de fin d'études]. Lille : École Polytechnique Universitaire, 2003.
- [15] Carstairs V. Socio-economic factors at areal level and their relationship with health. In: Elliott P, Wakefield J, Best N, Briggs D, eds. *Spatial epidemiology. Methods and applications*. Oxford: Oxford University Press, 2000: 51-67.
- [16] Townsend P. Deprivation. *Journal of Social Policy* 1987; 16: 125-46.
- [17] Benach J, Yasui Y. Geographical patterns of excess mortality in Spain explained by two indices of deprivation. *J Epidemiol Community Health* 1999; 53: 423-31.
- [18] Benach J, Yasui Y, Borrell C, Saez M, Pasarín MI. Material deprivation and leading causes of death by gender: evidence from a nationwide small area study. *J Epidemiol Community Health* 2001; 55: 239-45.
- [19] Pampalon R, Raymond G. A deprivation index for health and welfare planning in Quebec. *Chronic Dis Can* 2000; 21: 104-13.
- [20] Lorant V. Inégalités socio-économiques de la mortalité dans les communes belges. *Rev Epidemiol Sante Publique* 2000 ; 48 : 239-47.
- [21] Challier B, Viel JF. Pertinence et validité d'un nouvel indice composite français mesurant la pauvreté au niveau géographique. *Rev Epidemiol Sante Publique* 2001 ; 49 : 41-50.
- [22] Lebart L, Morineau A, Piron M. *Statistique Exploratoire Multidimensionnelle*. Paris : Dunod, 2002.
- [23] R Development Core Team. *R: A language and environment for statistical computing*. Vienna: R Foundation for Statistical Computing, 2004 [<http://www.r-project.org>].
- [24] Harrower MA, Brewer CA. ColorBrewer.org: an online tool for selecting color schemes for maps. *The Cartographic Journal* 2003; 40: 27-37.
- [25] Bailey TC, Gatrell AC. *Interactive spatial data analysis*. Essex: Prentice Hall, 1995.
- [26] Lewin-Koh NJ, Bivand R. *mapproj: tools for reading and handling shapefiles*, 2004 [<http://cran.r-project.org/src/contrib/Descriptions/mapproj.html>].

- [27] Bivand R, Anselin L, Bernat A, Carvalho M, Dray S, Halbersma R, Lewin-Koh N, Ono H, Tiefelsdorf M, Yu D. *spdep: spatial dependence: weighting schemes, statistics and models*, 2004 [<http://cran.r-project.org/src/contrib/Descriptions/spdep.html>].
- [28] Neuwirth E. *RColorBrewer: ColorBrewer palettes*, 2004 [<http://cran.r-project.org/src/contrib/Descriptions/RColorBrewer.html>].
- [29] Krieger N, Williams DR, Moss NE. Measuring social class in US public health research: concepts, methodologies, and guidelines. *Annu Rev Public Health* 1997; 18: 341-78.
- [30] Singh GK, Miller BA, Hankey BF, Feuer EJ, Pickle LW. Changing area socioeconomic patterns in U.S. cancer mortality, 1950-1998: Part I-All cancers among men. *J Natl Cancer Inst* 2002; 94: 904-15.
- [31] Smith GD, Whitley E, Dorling D, Gunnell D. Area based measures of social and economic circumstances: cause specific mortality patterns depend on the choice of index. *J Epidemiol Community Health* 2001; 55: 149-50.
- [32] Guilluy C, Noyé C. *Atlas des nouvelles fractures sociales en France*. Paris : Éditions Autrement, 2004.
- [33] Berckman LF, Macintyre S. The measurement of social class in health studies: old measures and new formulations. In: Kogevinas M, Pearce N, Susser M, Boffetta P, eds. *Social inequalities and cancer*. Lyon: International Agency for Research on Cancer, 1997: 51-64.
- [34] Maurin E. *Le ghetto français. Enquête sur le séparatisme social*. Paris : Le Seuil, 2004.
- [35] Pavillon G, Laurent F. Certification et codification des causes médicales de décès. *Bulletin Épidémiologique Hebdomadaire* 2003 ; (30-31) : 134-38.
- [36] Benhamou E, Laplanche A. Estimation de la population à risque entre deux recensements pour le calcul d'un taux d'incidence ou de mortalité par cancer : comparaison de quatre méthodes. *Rev Epidemiol Sante Publique* 1991 ; 39 : 71-7.
- [37] Estève J, Benhamou E, Raymond L. *Méthodes statistiques en épidémiologie descriptive*. Paris : Les Éditions INSERM, 1993.
- [38] Lawson AB, Biggeri AB, Boehning D, Lesaffre E, Viel JF, Clark A, Schlattmann P, Divino, F. Disease mapping models: an empirical evaluation. Disease Mapping Collaborative Group. *Stat Med* 2000; 19: 2217-41.
- [39] Assunção RM, Reis EA. A new proposal to adjust Moran's I for population density. *Stat Med* 1999; 18: 2147-62.
- [40] Besag J, York J, Mollié A. Bayesian image restoration with two applications in spatial statistics. *Annals of the Institute of Statistics and Mathematics*. 1991; 43: 1-21.
- [41] Mollié A. Bayesian mapping of Hodgkin's disease in France. In: Elliott P, Wakefield J, Best N, Briggs D, eds. *Spatial epidemiology. Methods and applications*. Oxford: Oxford University Press, 2000: 267-85.
- [42] Wakefield J, Best NG, Waller L. Bayesian approaches to disease mapping. In: Elliott P, Wakefield J, Best N, Briggs D, eds. *Spatial epidemiology. Methods and applications*. Oxford: Oxford University Press, 2000: 104-27.
- [43] Spiegelhalter DJ, Thomas A, Best NG, Lunn D. *WinBUGS Version 1.4. User Manual*. Cambridge: MRC Biostatistics Unit, 2002.
- [44] Lawson AB, Browne WJ, Vidal Rodeiro CL. *Disease mapping with WinBUGS and MLWin*. Chichester: John Wiley & Sons, 2003.
- [45] Gelman A, Carlin JB, Stern HS, Rubin DB. *Bayesian Data Analysis*. Boca Raton: CRC Press, 2004.
- [46] Obein L. *Inégalités socio-spatiales de mortalité dans la région Nord - Pas-de-Calais*. [Mémoire de stage de fin d'études]. Lille : École Polytechnique Universitaire, 2004.
- [47] Richardson S, Thomson A, Best N, Elliott P. Interpreting posterior relative risk estimates in disease-mapping studies. *Environ Health Perspect* 2004; 112: 1016-25.
- [48] Richardson S, Best N. Bayesian hierarchical models in ecological studies of health-environment effects. *Environmetrics* 2003; 14: 129-47.
- [49] Green PJ, Richardson S. Hidden Markov models and disease mapping. *J Am Stat Assoc* 2002;97: 1055-70.
- [50] De Lamberterie G, Maitre A, Goux S, Brambilla C, Perdrix A. Sous-déclaration des cancers bronchiques professionnels. *Rev Mal Respir* 2002 ; 19 : 190-5.
- [51] Boffetta P, Richiardi L, Berrino F, Esteve J, Pisani P, Crosignani P, Raymond L, Zubiri L, Del Moral A, Lehmann W, Donato F, Terracini B, Tuyns A, Merletti F. Occupation and larynx and hypopharynx cancer: an international case-control study in France, Italy, Spain, and Switzerland. *Cancer Causes Control* 2003; 14: 203-12.
- [52] Boffetta P, Nyberg F. Contribution of environmental factors to cancer risk. *Br Med Bull* 2003; 68: 71-94.
- [53] Pope CA, Burnett RT, Thun MJ, Calle EE, Krewski D, Ito K, Thurston GD. Lung cancer, cardiopulmonary mortality, and long-term exposure to fine particulate air pollution. *Jama* 2002; 287: 1132-41.

- [54] Remontet L, Buemi A, Velten M, E. Jouglà, Estève J. *Évolution de l'incidence et de la mortalité par cancer en France de 1978 à 2000*. Saint-Maurice : Institut de veille sanitaire, 2003.
- [55] Prouvost H, Declercq C. *Santé et environnement : une exploration des enjeux sur le territoire de la Communauté Urbaine de Dunkerque*. Lille : ORS Nord - Pas-de-Calais, 2003.
- [56] Lacoste O, Marqué G, Lepez S, Le Niniven S, Poirier G. *Les Suds du Nord*. Lille : ORS Nord - Pas-de-Calais, 2003.
- [57] Rican S, Salem G, Jouglà E. Disparités géographiques de mortalité par cancers bronchopulmonaires en France et échelles spatiales d'analyse : intérêt du changement d'échelle en géographie de la santé. *Rev Epidemiol Sante Publique* 1999 ; 47 : 411-20.
- [58] Richardson S, Monfort C. Ecological correlation studies. In: Elliott P, Wakefield J, Best N, Briggs D, eds. *Spatial epidemiology. Methods and applications*. Oxford: Oxford University Press, 2000: 205-20.
- [59] Spiegelhalter DJ, Best NG, Carlin BP, van der Linde A. Bayesian deviance, the effective number of parameters and the comparison of arbitrarily complex models. *Journal of the Royal Statistical Society B* 2002; 64: 583-640.
- [60] Dreassi E. A space-time analysis of the relationship between material deprivation and mortality for lung cancer. *Environmetrics* 2003; 14: 511-21.
- [61] Krieger N, Chen JT, Waterman PD, Soobader MJ, Subramanian SV, Carson R. Geocoding and monitoring of US socioeconomic inequalities in mortality and cancer incidence: does the choice of area-based measure and geographic level matter? The Public Health Disparities Geocoding Project. *Am J Epidemiol* 2002; 156: 471-82.
- [62] Elliott P, Wakefield J. Bias and confounding in spatial epidemiology. In: Elliott P, Wakefield J, Best N, Briggs D, eds. *Spatial epidemiology. Methods and applications*. Oxford: Oxford University Press, 2000: 68-84.
- [63] Greenland S. Ecologic versus individual-level sources of bias in ecologic estimates of contextual health effects. *Int J Epidemiol* 2001; 30: 1343-50.
- [64] Jouglà E, Rican S, Péquignot F, Le Toullec A. La mortalité. In : Leclerc A, Fassin D, Grandjean H, Kaminski M, Lang T, eds. *Les inégalités sociales de santé*. Paris : Inserm-La Découverte, 2000 : 147-62.
- [65] Smith GD, Hart C, Watt G, Hole D, Hawthorne V. Individual social class, area-based deprivation, cardiovascular disease risk factors, and mortality: the Renfrew and Paisley Study. *J Epidemiol Community Health* 1998; 52: 399-405.
- [66] Diez Roux AV. The study of group-level factors in epidemiology: rethinking variables, study designs, and analytical approaches. *Epidemiol Rev* 2004; 26: 104-11.
- [67] Pickett KE, Pearl M. Multilevel analyses of neighbourhood socioeconomic context and health outcomes: a critical review. *J Epidemiol Community Health* 2001; 55: 111-22.
- [68] Diez Roux AV, Merkin SS, Arnett D, Chambless L, Massing M, Nieto FJ, Sorlie P, Szklo M, Tyroler HA, Watson RL. Neighborhood of residence and incidence of coronary heart disease. *N Engl J Med* 2001; 345: 99-106.
- [69] Sundquist K, Malmstrom M, Johansson SE. Neighbourhood deprivation and incidence of coronary heart disease: a multilevel study of 2.6 million women and men in Sweden. *J Epidemiol Community Health* 2004; 58: 71-7.
- [70] Lawlor DA, Davey Smith G, Patel R, Ebrahim S. Life-course socioeconomic position, area deprivation, and coronary heart disease: findings from the British Women's Heart and Health Study. *Am J Public Health* 2005; 95: 91-7.
- [71] Fassin D. Le capital social, de la sociologie à l'épidémiologie : analyse critique d'une migration transdisciplinaire. *Rev Epidemiol Sante Publique* 2003 ; 51 : 403-13.
- [72] Pearce N, Davey Smith G. Is social capital the key to inequalities in health? *Am J Public Health* 2003; 93: 122-9.
- [73] Stellman SD, Resnicow K. Tobacco smoking, cancer and social class. In: Kogevinas M, Pearce N, Susser M, Boffetta P, eds. *Social inequalities and cancer*. Lyon: International Agency for Research on Cancer, 1997: 229-50.
- [74] Møller H, Tønnesen H. Alcohol drinking, social class and cancer. In: Kogevinas M, Pearce N, Susser M, Boffetta P, eds. *Social inequalities and cancer*. Lyon: International Agency for Research on Cancer, 1997: 251-63.
- [75] Potter JD. Diet and cancer: possible explanations for the higher risk of cancer in the poor. In: Kogevinas M, Pearce N, Susser M, Boffetta P, eds. *Social inequalities and cancer*. Lyon: International Agency for Research on Cancer, 1997: 265-83.
- [76] Kawachi I, Berkman L. Cohésion sociale et santé. In : Leclerc A, Fassin D, Grandjean H, Kaminski M, Lang T, eds. *Les inégalités sociales de santé*. Paris : Inserm-La Découverte, 2000 : 419-28.
- [77] Macleod J, Davey Smith G. Psychosocial factors and public health: a suitable case for treatment? *J Epidemiol Community Health* 2003; 57: 565-70.
- [78] Lynch JW, Smith GD, Kaplan GA, House JS. Income inequality and mortality: importance to

- health of individual income, psychosocial environment, or material conditions. *Bmj* 2000; 320: 1200-4.
- [79] Lipfert FW. Air pollution and poverty: does the sword cut both ways? *J Epidemiol Community Health* 2004; 58: 2-3.
- [80] The American Lung Association. Urban air pollution and health inequities: a workshop report. *Environ Health Perspect* 2001; 109(suppl. 3): 357-74.
- [81] O'Neill MS, Jerrett M, Kawachi I, Levy JI, Cohen AJ, Gouveia N, Wilkinson P, Fletcher T, Cifuentes L, Schwartz J. Health, wealth, and air pollution: advancing theory and methods. *Environ Health Perspect* 2003; 111: 1861-70.
- [82] Rizk C. Le cadre des vie des ménages les plus pauvres. *INSEE Première* 2003; (926) : 1-4.
- [83] Ben-Shlomo Y, Kuh D. A life course approach to chronic disease epidemiology: conceptual models, empirical challenges and interdisciplinary perspectives. *Int J Epidemiol* 2002; 31: 285-93.
- [84] Naess Ø, Claussen B, Thelle DS, Davey Smith G. Cumulative deprivation and cause specific mortality. A census based study of life course influences over three decades. *J Epidemiol Community Health* 2004; 58: 599-603.
- [85] Pearce N. Why study socioeconomic factors and cancer? In: Kogevinas M, Pearce N, Susser M, Boffetta P, eds. *Social inequalities and cancer*. Lyon: International Agency for Research on Cancer, 1997: 17-23.
- [86] Piketty T. *L'économie des inégalités*. Paris : La Découverte, 2004.

Annexe A

Composition communale des cantons

Aire-sur-la-Lys : Aire-sur-la-Lys, Clarques, Ecques, Herbelles, Heuringhem, Inghem, Mametz, Quiestède, Racquinghem, Rebecques, Roquetoire, Théroouanne, Wardrecques, Wittes

Anzin : Anzin, Beuvrages, Bruay-sur-l'Escaut, Saint-Saulve

Ardres : Ardres, Audrehem, Autingues, Balinghem, Bayenghem-lès-Eperlecques, Bonningues-lès-Ardres, Brêmes, Clerques, Eperlecques, Journy, Landrethun-lès-Ardres, Louches, Mentque-Nortbécourt, Muncq-Nieulet, Nielles-lès-Ardres, Nordausques, Nort-Leulinghem, Rebergues, Recques-sur-Hem, Rodelinghem, Tournehem-sur-la-Hem, Zouafques

Arleux : Arleux, Aubigny-au-Bac, Brunémont, Bugnicourt, Cantin, Erchin, Estrées, Féchain, Fressain, Goeulzin, Hamel, Lécluse, Marcq-en-Ostrevent, Monchecourt, Villers-au-Tertre

Armentières : Armentières, Bois-Grenier, Capinghem, Chapelle-d'Armentières (La), Erquinghem-Lys, Frelinghien, Houplines, Prêmesques

Arques (partiel) : Arques, Blendecques, Campagne-lès-Wardrecques, Helfaut

Arras-Nord (partiel) : Athies, Saint-Laurent-Blangy, Saint-Nicolas

Arras-Sud (partiel) : Achicourt, Agny, Beaurains, Fampoux, Feuchy, Neuville-Vitasse, Tilloy-lès-Mofflaines, Wailly

Arras (commune) : Arras

Aubigny-en-Artois : Agnières, Ambrines, Aubigny-en-Artois, Averdoint, Bailleul-aux-Cornailles, Bajus, Berles-Monchel, Béthonsart, Camblain-l'Abbé, Cambligneul, Capelle-Fermont, Chelers, Comté (La), Fréwillers, Frévin-Capelle, Gouy-en-Ternois, Hermaville, Izel-les-Hameaux, Magnicourt-en-Comte, Maizières, Mingoval, Monchy-Breton, Penin, Savy-Berlette, Thieuloye (La), Tilloy-lès-Hermaville, Tincques, Villers-Brûlin, Villers-Châtel, Villers-Sir-Simon

Auchel : Ames, Amettes, Auchel, Burbure, Cauchy-à-la-Tour, Ecquedecques, Ferfay, Lespesses, Lières, Lozinghem

Audruicq : Audruicq, Guempes, Nortkerque, Nouvelle-Eglise, Ofekerque, Oye-Plage, Polincove, Ruminghem, Saint-Folquin, Saint-Omer-Capelle, Sainte-Marie-Kerque, Vieille-Eglise, Zutkerque

Auxi-le-Château : Aubrometz, Auxi-le-Château, Beauvoir-Wavans, Boffles, Bonnières, Boubers-sur-Canche, Bouret-sur-Canche, Buire-au-Bois, Canteleux, Conchy-sur-Canche, Fontaine-l'Étalon, Fortel-en-Artois, Frévent, Gennes-Ivergny, Haravesnes, Ligny-sur-Canche, Monchel-sur-Canche, Noeux-lès-Auxi, Ponchel (Le), Quoex-Haut-Maînil, Rougefay, Tollent, Vacquerie-le-Boucq, Vaulx, Villers-l'Hôpital, Willencourt

Avesnes-le-Comte : Avesnes-le-Comte, Barly, Bavincourt, Beaudricourt, Beaufort-Blavincourt, Berlencourt-le-Cauroy, Canettemont, Coullemont, Couturelle, Denier, Estrée-Wamin, Givenchy-le-Noble, Grand-Rullecourt, Hauteville, Houvin-Houvigneul, Ivergny, Lattre-Saint-Quentin, Liencourt, Lignereuil, Magnicourt-sur-Canche, Manin, Noyelle-Vion, Noyellette, Rebreuve-sur-Canche, Rebreuviette, Sars-le-Bois, Saulty, Sombrin, Souich (Le), Sus-Saint-Léger, Warluzel

Avesnes-sur-Helpe-Nord (partiel) : Bas-Lieu, Beugnies, Dompierre-sur-Helpe, Dourlers, Felleries, Flaumont-Waudrechies, Floursies, Ramousies, Saint-Aubin, Saint-Hilaire-sur-Helpe, Sémeries, Semousies, Taisnières-en-Thiérache

Avesnes-sur-Helpe-Sud (partiel) : Avesnelles, Beaurepaire-sur-Sambre, Boulogne-sur-Helpe, Cartignies, Etroeuingt,

Floyon, Grand-Fayt, Haut-Lieu, Larouillies, Marbaix, Petit-Fayt, Rainsars, Sains-du-Nord

Avesnes-sur-Helpe (commune) : Avesnes-sur-Helpe

Avion (partiel) : Avion

Bailleul-Nord-Est (partiel) : Nieppe, Saint-Jans-Cappel, Steenwerck

Bailleul-Sud-Ouest (partiel) : Berthen, Flêtre, Merris, Méteren, Vieux-Berquin

Bailleul (commune) : Bailleul

Bapaume : Achiet-le-Grand, Achiet-le-Petit, Avesnes-lès-Bapaume, Bancourt, Bapaume, Beaulencourt, Béhagnies, Beugnâtre, Biefvillers-lès-Bapaume, Bihucourt, Favreuil, Frémicourt, Gréwillers, Ligny-Thilloy, Martinpuich, Morval, Riencourt-lès-Bapaume, Sapignies, Sars (Le), Transloy (Le), Villers-au-Flos, Warlencourt-Eaucourt

Barlin : Barlin, Drouvin-le-Marais, Gosnay, Haillicourt, Hesdigneul-lès-Béthune, Houchin, Ruitz, Vaudricourt

Bavay : Amfroipret, Audignies, Bavay, Bellignies, Bermeries, Bettlechies, Feignies, Flamengrie (La), Gussignies, Hon-Hergies, Houdain-lez-Bavay, Longueville (La), Mecquignies, Obies, Saint-Waast, Taisnières-sur-Hon

Beaumont-les-Loges : Adinfer, Agnez-lès-Duisans, Bailleulmont, Bailleulval, Basseux, Beaumont-les-Loges, Berles-au-Bois, Berneville, Blairville, Boiry-Saint-Martin, Boiry-Sainte-Rictrude, Cauchie (La), Ficheux, Fosseux, Gouves, Gouy-en-Habarcq, Habarcq, Haute-Avesnes, Hendecourt-lès-Ransart, Herlière (La), Mercatel, Monchiet, Monchy-au-Bois, Montenes-court, Ransart, Rivière, Simencourt, Wanquetin, Warlus

Berck : Airon-Notre-Dame, Airon-Saint-Vaast, Berck, Colline-Beaumont, Conchil-le-Temple, Groffliers, Rang-du-Fliers, Tigny-Noyelle, Verton, Waben

Bergues : Arbombs-Cappel, Bergues, Bierne, Bissezele, Crochte, Eringhem, Hoymille, Pitgam, Quaëdypre, Socx, Steene, West-Cappel, Wylder

Berlaimont : Aulnoye-Aymeries, Bachant, Berlaimont, Ecuélin, Hargnies, Leval, Monceau-Saint-Waast, Noyelles-sur-Sambre, Pont-sur-Sambre, Saint-Remy-Chaussée, Sassegnies, Vieux-Mesnil

Bertincourt : Barastre, Beaumont-les-Cambrai, Bertincourt, Beugny, Bus, Haplincourt, Havrincourt, Hermies, Lebuquière, Léchelle, Metz-en-Couture, Morchies, Neuville-Bourjonval, Rocquigny, Ruyaulcourt, Trescault, Vélou, Ytres

Béthune-Est (partiel) : Couture (La), Essars, Hinges, Locon, Vieille-Chapelle

Béthune-Nord (partiel) : Annezin, Chocques, Oblinghem, Vendin-lès-Béthune

Béthune-Sud (partiel) : Allouagne, Fouquereuil, Fouquières-lès-Béthune, Labeuvrière, Lapugnoy, Verquin

Béthune (commune) : Béthune, Beuvry

Bouchain : Avesnes-le-Sec, Bouchain, Emerchicourt, Haspres, Hordain, Lieu-Saint-Amand, Louches, Marquette-en-Ostrevant, Mastaing, Neuville-sur-Escaut, Noyelles-sur-Selle, Roelux, Wasnes-au-Bac, Wavrechain-sous-Faulx

Boulogne-sur-Mer-Nord-Est (partiel) : Conteville-lès-Boulogne, Pernes-lès-Boulogne, Pittefaux, Wimille

Boulogne-sur-Mer-Nord-Ouest (partiel) : Wimereux

Boulogne-sur-Mer-Sud (partiel) : Baincthun, Capelle-lès-Boulogne (La), Echinghen, Saint-Martin-Boulogne

- Boulogne-sur-Mer (commune) :** Boulogne-sur-Mer
- Bourbourg :** Bourbourg, Brouckerque, Cappelle-Brouck, Drincham, Holque, Looberghe, Millam, Saint-Momelin, Saint-Pierre-Brouck, Spycker, Watten, Wulverdinghe
- Bruay-La-Buissière (commune) :** Bruay-la-Buissière
- Bully-les-Mines :** Bully-les-Mines, Mazingarbe
- Calais-Centre (partiel) :** Attaques (Les), Coulogne
- Calais-Est (partiel) :** Marck
- Calais-Nord-Ouest (partiel) :** Bonningues-lès-Calais, Coquelles, Escalles, Fréthun, Nielles-lès-Calais, Peuplingues, Saint-Tricat, Sangatte
- Calais (commune) :** Calais
- Cambrai-Est (partiel) :** Awoingt, Cagnoncles, Cauroir, Escaudoeuvres, Estrun, Eswars, Iwuy, Naves, Niergnies, Ramillies, Séransvillers-Forenville, Thun-l'Évêque, Thun-Saint-Martin
- Cambrai-Ouest (partiel) :** Abancourt, Aubencheul-au-Bac, Bantigny, Blécourt, Cuvillers, Fontaine-Notre-Dame, Fressies, Haynecourt, Hem-Lenglet, Neuville-Saint-Rémy, Paillencourt, Proville, Raillencourt-Sainte-Olle, Sailly-lez-Cambrai, Sancourt, Tilloy-lez-Cambrai
- Cambrai (commune) :** Cambrai
- Cambrin :** Annequin, Auchy-les-Mines, Cambrin, Cuinchy, Festubert, Noyelles-lès-Vermelles, Richebourg, Vermelles
- Campagne-les-Hesdin :** Aix-en-Issart, Beaurainville, Boisjean, Boubers-lès-Hesmond, Brimeux, Buire-le-Sec, Campagne-lès-Hesdin, Douriez, Gouy-Saint-André, Hesmond, Lespinois, Loison-sur-Créquoise, Maintenant, Marant, Marenla, Maresquel-Ecquemincourt, Marles-sur-Canche, Offin, Roussent, Saint-Denoëux, Saint-Rémy-au-Bois, Saulchoy, Sempy
- Carnières :** Avesnes-les-Aubert, Beauvois-en-Cambrésis, Béthencourt, Béwillers, Boussières-en-Cambrésis, Carnières, Cattenières, Estourmel, Fontaine-au-Pire, Quiévy, Rieux-en-Cambrésis, Saint-Aubert, Saint-Hilaire-lez-Cambrai, Villers-en-Cauchies, Wambaix
- Carvin :** Carvin, Libercourt
- Cassel :** Arnèke, Bavinchove, Buysseure, Cassel, Hardifort, Noordpeene, Ochteezele, Oxelaëre, Rubrouck, Sainte-Marie-Cappel, Wemaers-Cappel, Zermezele, Zuytpeene
- Clary :** Bertry, Busigny, Caudry, Caullery, Clary, Dehéries, Elincourt, Esnes, Haucourt-en-Cambrésis, Ligny-en-Cambrésis, Malincourt, Marez, Montigny-en-Cambrésis, Villers-Outréaux, Walincourt-Selvigny
- Condé-sur-L'Escaut :** Condé-sur-L'Escaut, Crespin, Escautpont, Fresnes-sur-Escaut, Hergnies, Odomez, Saint-Aybert, Thivencelle, Vicq, Vieux-Condé
- Coudekerque-Branche (partiel) :** Coudekerque-Branche, Coudekerque
- Courrières :** Courrières, Oignies
- Croisilles :** Ablainzeville, Avette, Boiry-Becquerelle, Boisieux-au-Mont, Boisieux-Saint-Marc, Boyelles, Bucquoy, Bullecourt, Chérisy, Courcelles-le-Comte, Croisilles, Douchy-lès-Avette, Ecoust-Saint-Mein, Ervillers, Fontaine-lès-Croisilles, Gomiécourt, Guémappe, Hamelin-court, Hénin-sur-Cojeul, Héninel, Mory, Moyenneville, Noreuil, Saint-Léger, Saint-Martin-sur-Cojeul, Vaulx-Vraucourt, Wancourt
- Cysoing :** Bachy, Bourghelles, Bouvines, Camphin-en-Pévèle, Cappelle-en-Pévèle, Cobrieux, Cysoing, Genech, Louvil, Mouchin, Péronne-en-Mélantois, Sainghin-en-Mélantois, Templeuve, Wannehain
- Dainville :** Acq, Anzin-Saint-Aubin, Dainville, Duisans, Ecurie, Etrun, Maroeuil, Mont-Saint-Eloi, Roclin-court, Sainte-Catherine
- Denain :** Abscon, Denain, Douchy-les-Mines, Escaudain, Have-luy, Hélesmes, Wavrechain-sous-Denain
- Desvres :** Alinchtun, Bainghen, Belle-et-Houllefort, Bellebrune, Bournonville, Brunembert, Colembert, Coursset, Crémarest, Desvres, Henneveux, Longfossé, Longueville, Lottinghen, Menneville, Nabringhen, Quesques, Saint-Martin-Choquel, Selles, Senlecques, Vieil-Moutier, Wast (Le), Wirwignes
- Divion :** Calonne-Ricouart, Divion, Marles-les-Mines
- Douai-Nord-Est (partiel) :** Auby, Flers-en-Escrebieux, Râches, Raimbeaucourt, Roost-Warendin
- Douai-Nord (partiel) :** Anhiers, Flines-lez-Raches, Lallaing, Sille-Noble, Waziers
- Douai-Sud-Ouest (partiel) :** Courchelettes, Cuincy, Esquerchin, Lambres-lez-Douai, Lauwin-Planque
- Douai-Sud (partiel) :** Aniche, Auberchicourt, Dechy, Ecaillon, Férin, Guesnain, Lewarde, Loffre, Masny, Montigny-en-Ostrevent, Roucourt
- Douai (commune) :** Douai
- Douvain :** Billy-Berclau, Douvrain, Givenchy-lès-la-Bassée, Haisnes, Violaines
- Dunkerque-Est (partiel) :** Bray-Dunes, Leffrinckoucke, Tétéghem, Uxem, Zuydcoote
- Dunkerque-Ouest (partiel) :** Cappelle-la-Grande, Saint-Pol-sur-Mer
- Dunkerque (commune) :** Dunkerque
- Etaples :** Attin, Bernieulles, Beutin, Bréxent-Enocq, Camiers, Cormont, Estrée, Estréelles, Etaples, Frencq, Hubersent, Inxent, Lefaux, Longvilliers, Maresville, Montcavrel, Recques-sur-Course, Tubersent, Widehem
- Fauquemongues :** Audinchtun, Avroult, Beaumetz-lès-Aire, Bomy, Coyecques, Dennebroeucq, Enguinegatte, Enquin-les-Mines, Erny-Saint-Julien, Fauquemongues, Febvin-Palfart, Fléchin, Laires, Merck-Saint-Liévin, Reclinghen, Renty, Saint-Martin-d'Hardinghen, Thiembronne
- Fruges :** Ambricourt, Avondance, Canlers, Coupelle-Neuve, Coupelle-Vieille, Crépy, Créquy, Embry, Fressin, Fruges, Hézeccques, Lebiez, Luy, Matringhen, Mencas, Planques, Radinghen, Rimboval, Royon, Ruisseauville, Sains-lès-Fressin, Senlis, Torcy, Verchin, Vincly
- Grande-Synthe (partiel) :** Fort-Mardyck, Grande-Synthe
- Gravelines :** Craywick, Grand-Fort-Philippe, Gravelines, Loon-Plage, Saint-Georges-sur-l'Aa
- Guînes :** Alembon, Andres, Bouquehault, Boursin, Caffiers, Campagne-lès-Guînes, Fiennes, Guînes, Hames-Boucres, Hardinghen, Herbinghen, Hermelinghen, Hocquinghen, Licques, Pihen-lès-Guînes, Sanghen
- Harnes :** Estevelles, Harnes, Pont-à-Vendin
- Haubourdin :** Emmerin, Haubourdin, Loos, Santes, Wavrin
- Hautmont :** Beaufort, Boussières-sur-Sambre, Eclaibes, Hautmont, Limont-Fontaine, Neuf-Mesnil, Saint-Remy-du-Nord
- Hazebrouck-Nord (partiel) :** Blaringhem, Caëstre, Ebbilinghem, Honddeghem, Lynde, Renescure, Sercus, Staple, Wallon-Cappel
- Hazebrouck-Sud (partiel) :** Boëseghem, Borre, Morbecque, Pradelles, Steenbecque, Strazezele, Thiennes
- Hazebrouck (commune) :** Hazebrouck
- Hénin-Beaumont (commune) :** Hénin-Beaumont
- Hénin-Beaumont (partiel) :** Noyelles-Godault
- Hesdin :** Aubin-Saint-Vaast, Bouin-Plumoisson, Brévillers, Capelle-lès-Hesdin, Caumont, Cavron-Saint-Martin, Chériennes, Contes, Guigny, Guisy, Hesdin, Huby-Saint-Leu, Labroye, Loge (La), Marconne, Marconnelle, Mouriez, Rayer-sur-Authie, Regnaulville, Sainte-Austreberthe, Tortefontaine, Wambercourt
- Heuchin :** Anvin, Aumerval, Bailleul-lès-Pernes, Bergueneuse, Bours, Boyaval, Contevelle-en-Ternois, Eps, Equirre, Erin, Fiefs, Fleury, Floringhen, Fontaine-lès-Boulans, Fontaine-lès-Hermans, Hestrus, Heuchin, Huclier, Lisbourg, Marest, Monchy-Cayeux, Nédon, Nédonchel, Pernes, Prédéfin, Pressy, Sachin, Sains-lès-Pernes, Tangry, Teneur, Tilly-Capelle, Valhuon
- Hondschoote :** Bambecque, Ghyvelde, Hondschoote, Killeme, Moères (Les), Oost-Cappel, Rexpoëde, Warhem
- Houdain (partiel) :** Beugin, Camblain-Châtelain, Caucourt, Estrée-Cauchy, Fresnicourt-le-Dolmen, Gauchin-Légal, Hermin, Houdain, Maisnil-lès-Ruitz, Ourton, Rebreuve-Ranchicourt
- Hucqueliers :** Aix-en-Ergny, Alette, Avesnes, Bécourt, Beussent, Bezinghem, Bimont, Bourthes, Campagne-lès-Boulonnais, Cienleu, Enquin-sur-Baillons, Ergny, Herly, Hucqueliers, Humbert, Maninghen, Parenty, Preures, Quilen, Rumilly, Saint-Michel-sous-Bois, Verchocq, Wicquinghen, Zoteux
- La Bassée :** Aubers, Bassée (La), Fournes-en-Weppes, Fromelles, Hantay, Herlies, Illies, Marquillies, Sainghin-en-Weppes, Salomé, Wicres

- Landrecies :** Bousies, Croix-Caluyau, Favril (Le), Fontaine-au-Bois, Forest-en-Cambrésis, Landrecies, Maroilles, Preux-au-Bois, Prisches, Robersart
- Lannoy :** Anstaing, Baisieux, Chéreng, Forest-sur-Marque, Gruson, Hem, Lannoy, Leers, Lys-lez-Lannoy, Sailly-lez-Lannoy, Toufflers, Tressin, Willems
- Laventie :** Fleurbaix, Laventie, Lestrem, Lorgies, Neuve-Chapelle, Sailly-sur-la-Lys
- Le Cateau-Cambrésis :** Bazuel, Beaumont-en-Cambrésis, Cateau-Cambrésis (Le), Catillon-sur-Sambre, Groise (La), Honnechy, Inchy, Maurois, Mazinghien, Montay, Neuville, Ors, Pommereuil, Rejet-de-Beaulieu, Reumont, Saint-Benin, Saint-Souplet, Troisvilles
- Le Parcq :** Auchy-lès-Hesdin, Azincourt, Béalencourt, Blangy-sur-Ternoise, Blingel, Eclimeux, Fillièvres, Fresnoy, Galametz, Grigny, Incourt, Maisoncelle, Neulette, Noyelles-lès-Humières, Parcq (Le), Quesnoy-en-Artois (Le), Rollancourt, Saint-Georges, Tramecourt, Vacqueriette-Erquières, Vieil-Hesdin, Wail, Wamin, Willeman
- Le Portel (partiel) :** Portel (Le)
- Le Quesnoy-Est (partiel) :** Beaudignies, Englefontaine, Ghisignies, Hecq, Jolimetz, Locquignol, Louvignies-Quesnoy, Neuville-en-Avesnois, Poix-du-Nord, Potelle, Raucourt-au-Bois, Ruesnes, Salesches, Vendegies-au-Bois
- Le Quesnoy-Ouest (partiel) :** Bry, Eth, Frasnoy, Gommegnies, Jenlain, Maresches, Orsinval, Preux-au-Sart, Sepmeries, Ville-reau, Villers-Pol, Wargnies-le-Grand, Wargnies-le-Petit
- Le Quesnoy (commune) :** Quesnoy (Le)
- Leforest :** Courcelles-lès-Lens, Dourges, Evin-Malmaison, Leforest
- Lens-Est (partiel) :** Sallaumines
- Lens-Nord-Est :** Annay, Loison-sous-Lens
- Lens-Nord-Ouest :** Loos-en-Gohelle
- Lens (commune) :** Lens
- Liévin-Nord (partiel) :** Grenay
- Liévin-Sud (partiel) :** Angres, Eleu-dit-Leauwette
- Liévin (commune) :** Liévin
- Lille-Nord-Est (partiel) :** Mons-en-Baroeul
- Lille-Nord (partiel) :** Madeleine (La)
- Lille-Ouest (partiel) :** Lambersart, Marquette-lez-Lille, Saint-André-lez-Lille, Wambrechies
- Lille-Sud-Est (partiel) :** Faches-Thumesnil, Lezennes, Ronchin
- Lille (commune) :** Lille, Lomme
- Lillers :** Busnes, Calonne-sur-la-Lys, Gonnehem, Guarbecque, Lillers, Mont-Bernanchon, Robecq, Saint-Floris, Saint-Venant
- Lomme (partiel) :** Beaucamps-Ligny, Englos, Ennetières-en-Weppes, Erquinghem-le-Sec, Escobecques, Hallennes-lez-Haubourdin, Maisnil (Le), Radinghem-en-Weppes, Sequedin
- Lumbres :** Acquin-Westbécourt, Affringues, Alquines, Bayenghem-lès-Seninghem, Bléquin, Boisdillinghem, Bouvelinghem, Cléty, Coulombly, Delettes, Dohem, Elnes, Escoeuilles, Esquerdes, Hallines, Haut-Loquin, Ledinghem, Leulinghem, Lumbres, Nielles-lès-Bléquin, Ouve-Wirquin, Pihem, Quelmes, Quercamps, Remilly-Wirquin, Seninghem, Setques, Surques, Vaudringhem, Wavrans-sur-l'Aa, Wismes, Wisques, Zudausques
- Marchiennes :** Bouvignies, Bruille-lez-Marchiennes, Erre, Fenain, Hornaing, Marchiennes, Pecquencourt, Rieulay, Somain, Tilloy-lez-Marchiennes, Vred, Wandignies-Hamage, Warlaing
- Marcoing :** Anneux, Banteux, Bantouzelle, Boursies, Cantaing-sur-Escaut, Crèvecoeur-sur-l'Escaut, Doignies, Flesquières, Gonnelieu, Guzeaucourt, Honnecourt-sur-Escaut, Lesdain, Marcoing, Masnières, Moeuvres, Noyelles-sur-Escaut, Ribécourt-la-Tour, Rues-des-Vignes (Les), Rumilly-en-Cambrésis, Villers-Guislain, Villers-Plouich
- Marcq-en-Baroeul :** Bondues, Marcq-en-Baroeul
- Marquion :** Baralle, Boulron, Buissy, Ecourt-Saint-Quentin, Epino, Graincourt-lès-Havrincourt, Inchy-en-Artois, Lagnicourt-Marcel, Marquion, Oisy-le-Verger, Palluel, Pronville, Quéant, Rumaucourt, Sains-lès-Marquion, Sauchy-Cauchy, Sauchy-Lestrée
- Marquise :** Ambleteuse, Audembert, Audinghen, Audresselles, Bazinghen, Beuvrequen, Ferques, Havelinghen, Landrethun-le-Nord, Leubringhen, Leulinghen-Bernes, Maninghen-Henne, Marquise, Offrethun, Rety, Rinxent, Saint-Inglevert, Tardinghen, Wacquinghen, Wierre-Effroy, Wissant
- Maubeuge-Nord (partiel) :** Assevent, Bersillies, Bettignies, Elesmes, Gognies-Chaussée, Jeumont, Mairieux, Marpent, Vieux-Reng, Villers-Sire-Nicole
- Maubeuge-Sud (partiel) :** Boussois, Cerfontaine, Colletet, Damosies, Ferrière-la-Grande, Ferrière-la-Petite, Louvroil, Obrechies, Quiévelon, Recquignies, Rousies, Wattignies-la-Victoire
- Maubeuge (commune) :** Maubeuge
- Méricourt (commune) :** Méricourt
- Merville :** Douliou (Le), Estaires, Gorgue (La), Haverskerque, Merville, Neuf-Berquin
- Montigny-en-Gohelle (partiel) :** Montigny-en-Gohelle
- Montreuil :** Beaumerie-Saint-Martin, Calotterie (La), Campigneulles-les-Grandes, Campigneulles-les-Petites, Cucq, Ecuire, Lépine, Madelaine-sous-Montreuil (La), Merlimont, Montreuil, Nempont-Saint-Firmin, Neuville-sous-Montreuil, Saint-Aubin, Saint-Josse, Sorrus, Touquet-Paris-Plage (Le), Wailly-Beaucamp
- Noeux-les-Mines :** Labourse, Noeux-les-Mines, Sailly-Labourse
- Norrent-Fontes :** Auchy-au-Bois, Blessy, Bourecq, Estrée-Blanche, Ham-en-Artois, Isbergues, Lambres, Liettes, Ligny-lès-Aire, Linghem, Mazinghem, Norrent-Fontes, Quernes, Rely, Rombly, Saint-Hilaire-Cottes, Westrehem, Witternesse
- Noyelles-sous-Lens :** Billy-Montigny, Fouquières-lès-Lens, Noyelles-sous-Lens
- Orchies :** Aix, Auchy-lez-Orchies, Beuvry-la-Forêt, Coutiches, Faumont, Landas, Nomain, Orchies, Saméon
- Outreau :** Equihen-Plage, Outreau
- Pas-en-Artois :** Amplier, Bienvillers-au-Bois, Couin, Famechon, Foncquevillers, Gaudiempré, Gommecourt, Grincourt-lès-Pas, Halloy, Hannescamps, Hébuterne, Hénu, Humbercamps, Mondicourt, Orville, Pas-en-Artois, Pommera, Pommier, Puisieux, Sailly-au-Bois, Saint-Amand, Sarton, Souastre, Thièvres, Warlincourt-lès-Pas
- Pont-à-Marcq :** Attiches, Avelin, Bersée, Ennevelin, Fretin, Méringnies, Moncheaux, Mons-en-Pévèle, Neuville (La), Ostricourt, Phalempin, Pont-à-Marcq, Thumeries, Tourmignies, Wahagnies
- Quesnoy-sur-Deûle :** Comines, Deûlémont, Lompret, Pérenchies, Quesnoy-sur-Deûle, Verlinghem, Warneton, Wervicq-Sud
- Roubaix-Ouest :** Croix, Wasquehal
- Roubaix (commune) :** Roubaix
- Rouvroy (partiel) :** Drocourt, Rouvroy
- Sains-en-Gohelle :** Aix-Noulette, Bouvigny-Boyeffles, Gouy-Servins, Hersin-Coupigny, Sains-en-Gohelle, Servins
- Saint-Amand-les-Eaux-Rive droite (partiel) :** Bruille-Saint-Amand, Château-l'Abbaye, Flines-lès-Mortagne, Hasnon, Mortagne-du-Nord, Raismes
- Saint-Amand-les-Eaux-Rive gauche (partiel) :** Bousignies, Brillon, Lecelles, Maulde, Millonfosse, Nivelle, Rosult, Rumegies, Sars-et-Rosières, Thun-Saint-Amand
- Saint-Amand-les-Eaux (commune) :** Saint-Amand-les-Eaux
- Saint-Omer-Nord (partiel) :** Clairmarais, Houlle, Moringhem, Moulle, Saint-Martin-au-Laërt, Salperwick, Serques, Tilques
- Saint-Omer-Sud (partiel) :** Longuenesse, Tatinghem, Wizernes
- Saint-Omer (commune) :** Saint-Omer
- Saint-Pol-sur-Ternoise :** Beauvois, Bermicourt, Blangerval-Blangermont, Brias, Buneville, Croisette, Croix-en-Ternois, Diéval, Ecoivres, Flers, Foufflin-Ricametz, Framecourt, Gauchin-Verloingt, Guinecourt, Hautecloque, Héricourt, Herlin-le-Sec, Herlincourt, Hericourt, Humeroeuille, Humières, Ligny-Saint-Flochel, Linzeux, Maisnil, Marquay, Moncheaux-lès-Frévent, Monts-en-Ternois, Neuville-au-Cornet, Nuncq-Hautecôte, Œuf-en-Ternois, Ostreville, Pierremont, Ramecourt, Roëllecourt, Saint-Michel-sur-Ternoise, Saint-Pol-sur-Ternoise, Séricourt, Sibiville, Siracourt, Ternas, Troisvaux, Wavrans-sur-Ternoise
- Samer :** Carly, Condette, Dannes, Doudeauville, Halinghen, Hesdigneul-lès-Boulogne, Hesdin-l'Abbé, Isques, Lacres, Nesles, Neufchâtel-Hardelot, Questrecques, Saint-Etienne-au-Mont, Saint-Léonard, Samer, Tingry, Verlincthun, Wierre-au-Bois

Seclin-Nord (partiel) : Houplin-Ancoisne, Lesquin, Noyelles-lès-Seclin, Templemars, Vendeville, Wattignies

Seclin-Sud (partiel) : Allennes-les-Marais, Annoeullin, Bauvin, Camphin-en-Carembault, Carnin, Chemy, Don, Gondécourt, Herrin, Provin

Seclin (commune) : Seclin

Solesmes : Beaurain, Bermerain, Briastre, Capelle, Escarmain, Haussy, Montrécourt, Romeries, Saint-Martin-sur-Ecaillon, Saint-Python, Saint-Vaast-en-Cambrésis, Saulzoir, Solesmes, Sommaing, Vendegies-sur-Ecaillon, Vertain, Viesly

Solre-le-Château : Aibes, Beaurieux, Bérelles, Bousignies-sur-Roc, Choisies, Clairfayts, Cousolre, Dimechaux, Dimont, Eccles, Hestrud, Lez-Fontaine, Liessies, Sars-Poteries, Solre-le-Château, Solrinnes

Steenvoorde : Boeschepe, Eecke, Godewaersvelde, Houtkerque, Oudezeele, Saint-Sylvestre-Cappel, Steenvoorde, Terdeghem, Winnezeele

Tourcoing-Nord-Est (partiel) : Neuville-en-Ferrain

Tourcoing-Nord (partiel) : Bousbecque, Halluin, Linselles, Roncq

Tourcoing-Sud (partiel) : Mouvaux

Tourcoing (commune) : Tourcoing

Trélon : Anor, Baives, Eppe-Sauvage, Féron, Fourmies, Glageon, Moustier-en-Fagne, Ohain, Trélon, Wallers-Trélon, Wignehies, Willies

Valenciennes-Est (partiel) : Curgies, Estreux, Marly, Onnaing, Préseau, Quarouble, Quiévrechain, Rombies-et-Marchipont, Saultain, Sebourg

Valenciennes-Nord (partiel) : Aubry-du-Hainaut, Bellaing, Petite-Forêt, Wallers

Valenciennes-Sud (partiel) : Artres, Aulnoy-lez-Valenciennes, Famars, Haulchin, Hérin, Maing, Monchaux-sur-Ecaillon, Oisy, Prouvy, Quérénaing, Rouvignies, Sentinelle (La), Thiant, Trith-Saint-Léger, Verchain-Maugré

Valenciennes (commune) : Valenciennes

Villeneuve d'Ascq (commune) : Villeneuve-d'Ascq

Vimy : Ablain-Saint-Nazaire, Acheville, Arleux-en-Gohelle, Bailleul-Sir-Berthoult, Bois-Bernard, Carency, Farbus, Fresnoy-en-Gohelle, Gavrelle, Givenchy-en-Gohelle, Izellès-Equerchin, Neuville-Saint-Vaast, Neuvireuil, Oppy, Quiéry-la-Motte, Souchez, Thélus, Villers-au-Bois, Vimy, Willerval

Vitry-en-Artois : Bellonne, Biache-Saint-Vaast, Boiry-Notre-Dame, Brebières, Cagnicourt, Corbehem, Dury, Etaing, Eterpigny, Fresnes-lès-Montauban, Gouy-sous-Bellonne, Hamblain-lès-Prés, Haucourt, Hendecourt-lès-Cagnicourt, Monchy-le-Preux, Noyelles-sous-Bellonne, Pelves, Plouvain, Récourt, Rémy, Rencourt-lès-Cagnicourt, Roeux, Sailly-en-Ostrevant, Saudemont, Tortequesne, Villers-lès-Cagnicourt, Vis-en-Artois, Vitry-en-Artois

Wattrelos (commune) : Wattrelos

Wingles : Bénifontaine, Hulluch, Meurchin, Vendin-le-Vieil, Wingles

Wormhout : Bollezeele, Broxeele, Esquelbecq, Herzeele, Lederzeele, Ledringhem, Merckeghem, Nieurlet, Volckerinckhove, Wormhout, Zegerscappel

Annexe B

Les espaces de la région Nord - Pas-de-Calais

La figure B.1 permet de repérer les différents types d'espaces constitués à partir du zonage en aires urbaines défini par l'INSEE¹. Dans la nomenclature présentée sur cette carte, l'espace *urbain* est constitué des pôles urbains, c'est-à-dire des unités urbaines offrant au moins 5 000 emplois et n'appartenant pas à la couronne périurbaine² d'un autre pôle urbain. L'espace *périurbain* est constitué des communes des couronnes périurbaines et des communes multipolarisées³. Ces deux espaces constituent au total l'espace

à dominante urbaine défini par l'INSEE. L'espace *rural* est constitué des autres communes de la région.

¹http://www.insee.fr/fr/nom_def_met/nomenclatures/zonages_etudes/zonage_def/NZ3.PDF

²Ensemble des communes d'une aire urbaine, à l'exclusion de son pôle urbain.

³Communes rurales et unités urbaines situées en dehors des aires urbaines, dont au moins 40 % de la population résidente ayant un emploi travaille dans plusieurs aires urbaines, sans atteindre ce seuil avec une seule d'entre elles, et qui forment avec elles un ensemble d'un seul tenant

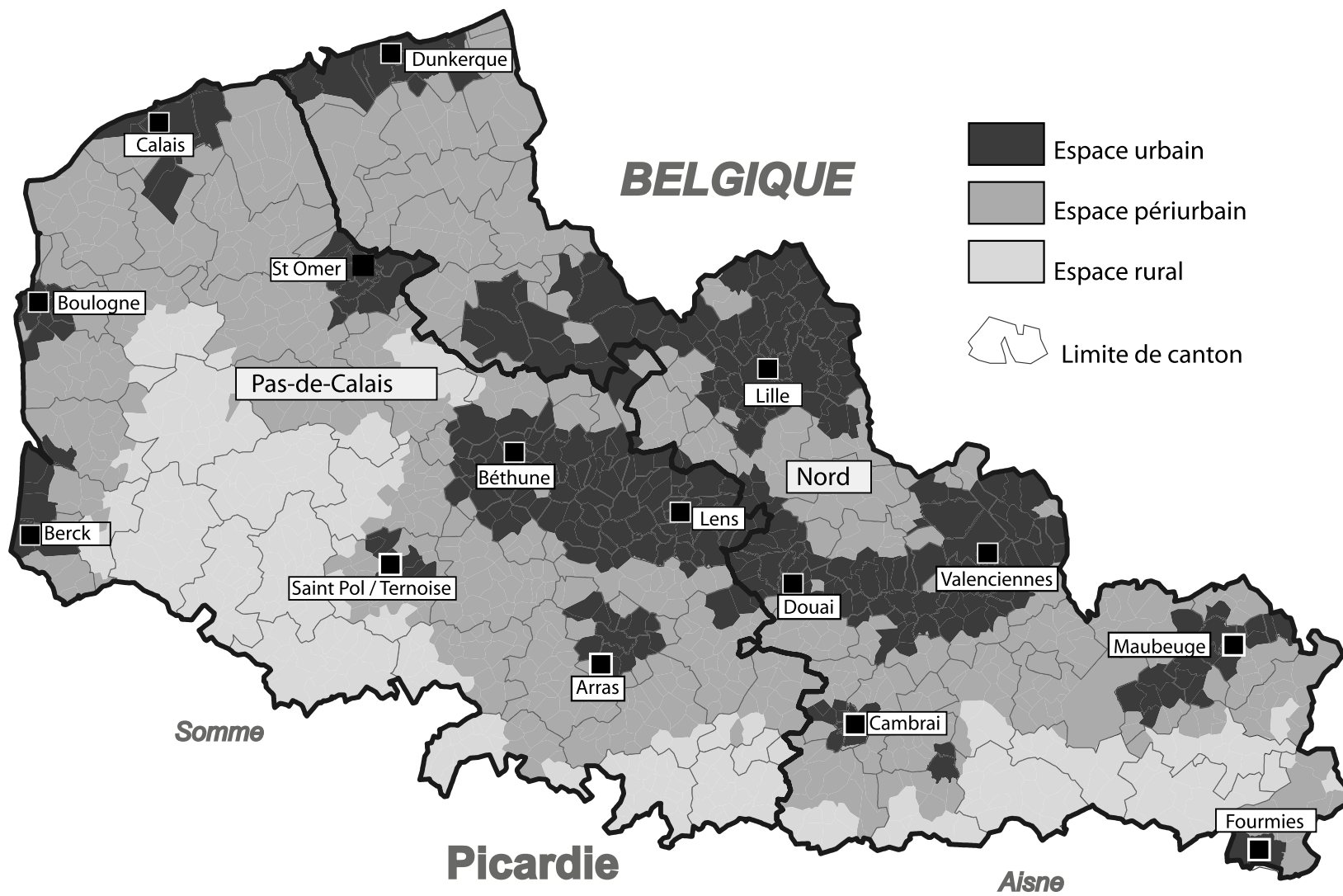


Figure B.1 – La région Nord - Pas-de-Calais : espaces urbain, péri-urbain et rural

Table des figures

1.1	Carte de la proportion de plus de 60 ans vivant seuls dans la population totale en 1999 (%)	15
1.2	Carte de la proportion d'actifs dans la population totale en 1999 (%)	15
1.3	Carte de la proportion de chômeurs parmi les actifs en 1999 (%)	16
1.4	Carte de la proportion d'actifs ayant un emploi précaire en 1999 (%)	16
1.5	Carte de la proportion de sans diplôme parmi les 15 ans et plus en 1999 (%)	17
1.6	Carte de la proportion de familles monoparentales avec enfant(s) de moins de 16 ans parmi l'ensemble des familles en 1999 (%)	17
1.7	Carte de la proportion de ménages disposant de 2 voitures ou plus en 1999 (%)	18
1.8	Carte de la proportion de résidences principales dont le ménage occupant n'est pas propriétaire en 1998 (%)	18
1.9	Carte de la proportion de foyers fiscaux non imposables en 2000 (%)	19
1.10	Carte de la proportion de bénéficiaires du revenu minimum d'insertion parmi les 25-64 ans en 1998 (%)	19
1.11	Carte de la proportion de bénéficiaires de l'allocation adultes handicapés parmi les 20-64 ans en 1998 (%)	20
1.12	Carte de la proportion de bénéficiaires de l'allocation parent isolé parmi les femmes de 15 à 49 ans en 1998 (%)	20
1.13	Carte de la proportion de résidences principales occupées par plus d'une personne par pièce en 1999 (%)	21
1.14	Carte de l'indice de défaveur sociale de Townsend	21
1.15	Corrélation des variables socio-démographiques avec les deux premières composantes de l'analyse en composantes principales	22
1.16	Indice de défaveur sociale par canton	24
1.17	Carte de l'indice de défaveur sociale (première composante de l'analyse en composantes principales sur 13 variables)	25
2.1	Variations de l'ICM selon le nombre de décès attendus : exemple de la mortalité par tumeurs malignes de la trachée, des bronches et du poumon, hommes, 1990-1999	28
2.2	Lissage du risque relatif de mortalité : exemple de la mortalité par suicide, hommes, 1990-1999	29
2.3	Distribution des risques relatifs lissés des cantons selon la cause de décès, hommes, 1990-1999	35
2.4	Distribution des risques relatifs lissés des cantons selon la cause de décès, femmes, 1990-1999	36
2.5	Carte de la mortalité toutes causes, hommes, 1990-1999	37
2.6	Carte de la mortalité toutes causes, femmes, 1990-1999	37
2.7	Mortalité toutes causes par canton, hommes, 1990-1999	38
2.8	Mortalité toutes causes par canton, femmes, 1990-1999	39
2.9	Carte de la mortalité infantile, 1990-1999	40
2.10	Carte de la mortalité par tumeurs malignes de la prostate, hommes, 1990-1999	40
2.11	Mortalité infantile par canton, 1990-1999	41
2.12	Mortalité par tumeurs malignes de la prostate par canton, 1990-1999	42
2.13	Carte de la mortalité par tumeurs malignes de la trachée, des bronches et du poumon, hommes, 1990-1999	43
2.14	Carte de la mortalité par tumeurs malignes de la trachée, des bronches et du poumon, femmes, 1990-1999	43
2.15	Mortalité par tumeurs malignes de la trachée, des bronches et du poumon par canton, hommes, 1990-1999	44
2.16	Mortalité par tumeurs malignes de la trachée, des bronches et du poumon par canton, femmes, 1990-1999	45
2.17	Carte de la mortalité par tumeurs malignes des voies aéro-digestives supérieures, hommes, 1990-1999	46
2.18	Carte de la mortalité par tumeurs malignes des voies aéro-digestives supérieures, femmes, 1990-1999	46

2.19	Mortalité par tumeurs malignes des voies aéro-digestives supérieures par canton, hommes, 1990-1999	47
2.20	Mortalité par tumeurs malignes des voies aéro-digestives supérieures par canton, femmes, 1990-1999	48
2.21	Carte de la mortalité par tumeurs malignes du sein, femmes, 1990-1999	49
2.22	Carte de la mortalité par tumeurs malignes de l'utérus, 1990-1999	49
2.23	Mortalité par tumeurs malignes du sein par canton, femmes, 1990-1999	50
2.24	Mortalité par tumeurs malignes de l'utérus par canton, 1990-1999	51
2.25	Carte de la mortalité par cardiopathies ischémiques, hommes, 1990-1999	52
2.26	Carte de la mortalité par cardiopathies ischémiques, femmes, 1990-1999	52
2.27	Mortalité par cardiopathies ischémiques par canton, hommes, 1990-1999	53
2.28	Mortalité par cardiopathies ischémiques par canton, femmes, 1990-1999	54
2.29	Carte de la mortalité par maladies vasculaires cérébrales, hommes, 1990-1999	55
2.30	Carte de la mortalité par maladies vasculaires cérébrales, femmes, 1990-1999	55
2.31	Mortalité par maladies vasculaires cérébrales par canton, hommes, 1990-1999	56
2.32	Mortalité par maladies vasculaires cérébrales par canton, femmes, 1990-1999	57
2.33	Carte de la mortalité par cirrhose du foie d'origine alcoolique ou non précisée, hommes, 1990-1999	58
2.34	Carte de la mortalité par cirrhose du foie d'origine alcoolique ou non précisée, femmes, 1990-1999	58
2.35	Mortalité par cirrhose du foie d'origine alcoolique ou non précisée par canton, hommes, 1990-1999	59
2.36	Mortalité par cirrhose du foie d'origine alcoolique ou non précisée par canton, femmes, 1990-1999	60
2.37	Carte de la mortalité par suicide, hommes, 1990-1999	61
2.38	Carte de la mortalité par suicide, femmes, 1990-1999	61
2.39	Mortalité par suicide par canton, hommes, 1990-1999	62
2.40	Mortalité par suicide par canton, femmes, 1990-1999	63
2.41	Carte de la mortalité par accidents de la circulation, hommes, 1990-1999	64
2.42	Carte de la mortalité par accidents de la circulation, femmes, 1990-1999	64
2.43	Mortalité par accidents de la circulation par canton, hommes, 1990-1999	65
2.44	Mortalité par accidents de la circulation par canton, femmes, 1990-1999	66
2.45	Carte de la mortalité par chutes accidentelles, hommes, 1990-1999	67
2.46	Carte de la mortalité par chutes accidentelles, femmes, 1990-1999	67
2.47	Mortalité par chutes accidentelles par canton, hommes, 1990-1999	68
2.48	Mortalité par chutes accidentelles par canton, femmes, 1990-1999	69
2.49	Carte de la mortalité par pneumonie et bronchopneumonie, hommes, 1990-1999	70
2.50	Carte de la mortalité par pneumonie et bronchopneumonie, femmes, 1990-1999	70
2.51	Mortalité par pneumonie et bronchopneumonie par canton, hommes, 1990-1999	71
2.52	Mortalité par pneumonie et bronchopneumonie par canton, femmes, 1990-1999	72
2.53	Carte de la mortalité par bronchite chronique et maladies pulmonaires obstructives, hommes, 1990-1999	73
2.54	Carte de la mortalité par bronchite chronique et maladies pulmonaires obstructives, femmes, 1990-1999	73
2.55	Mortalité par bronchite chronique et maladies pulmonaires obstructives par canton, hommes, 1990-1999	74
2.56	Mortalité par bronchite chronique et maladies pulmonaires obstructives par canton, femmes, 1990-1999	75
3.1	Risque relatif de mortalité toutes causes selon le quintile de l'indice de défaveur sociale, 1990-1999	82
3.2	Risque relatif de mortalité infantile selon le quintile de l'indice de défaveur sociale, 1990-1999 . .	82
3.3	Risque relatif de mortalité par tumeurs malignes de la prostate selon le quintile de l'indice de défaveur sociale, 1990-1999	82
3.4	Risque relatif de mortalité par tumeurs malignes de la trachée, des bronches et du poumon selon le quintile de l'indice de défaveur sociale, 1990-1999	83
3.5	Risque relatif de mortalité par tumeurs malignes des voies aéro-digestives supérieures selon le quintile de l'indice de défaveur sociale, 1990-1999	83
3.6	Risque relatif de mortalité par tumeurs malignes du sein et de l'utérus selon le quintile de l'indice de défaveur sociale, femmes, 1990-1999	83
3.7	Risque relatif de mortalité par cardiopathies ischémiques selon le quintile de l'indice de défaveur sociale, 1990-1999	84
3.8	Risque relatif de mortalité par maladies vasculaires cérébrales selon le quintile de l'indice de défaveur sociale, 1990-1999	84
3.9	Risque relatif de mortalité par cirrhose du foie d'origine alcoolique ou non précisée selon le quintile de l'indice de défaveur sociale, 1990-1999	84
3.10	Risque relatif de mortalité par suicide selon le quintile de l'indice de défaveur sociale, 1990-1999	85

3.11	Risque relatif de mortalité par accidents de la circulation selon le quintile de l'indice de défaveur sociale, 1990-1999	85
3.12	Risque relatif de mortalité par chutes accidentelles selon le quintile de l'indice de défaveur sociale, 1990-1999	85
3.13	Risque relatif de mortalité par pneumonie et bronchopneumonie selon le quintile de l'indice de défaveur sociale, 1990-1999	86
3.14	Risque relatif de mortalité par bronchite chronique et maladies pulmonaires chroniques selon le quintile de l'indice de défaveur sociale, 1990-1999	86
B.1	La région Nord - Pas-de-Calais : espaces urbain, péri-urbain et rural	100

Liste des tableaux

1.1	Caractéristiques socio-économiques des cantons	14
1.2	Corrélations entre variables socio-économiques des cantons	22
1.3	Corrélations des variables avec l'indice de défaveur sociale (première composante de l'analyse en composantes principales)	23
1.4	Indice de Townsend et indice construit par analyse en composantes principales	23
2.1	Causes médicales de décès sélectionnées	33
2.2	Autocorrélation spatiale de la mortalité	34
3.1	Risque relatif de mortalité par unité de l'indice de défaveur sociale	80
3.2	Risque relatif de mortalité par quintile de l'indice de défaveur sociale	81
3.3	Analyse des relations entre défaveur sociale et mortalité : ajustement des modèles	87

Les inégalités sociales et spatiales sont préoccupantes dans notre pays : elles sont plus importantes que dans les autres pays européens. Cependant, le champ des inégalités de santé reste relativement peu exploré en France, alors qu'il a donné lieu à l'étranger à une vaste littérature scientifique. En ce qui concerne la mortalité, l'hétérogénéité entre les régions françaises est importante, et ce à toutes les échelles : régionale, départementale et infra-départementale et la région Nord - Pas-de-Calais se caractérise par une espérance de vie moins élevée et une surmortalité pour un nombre important de causes de décès, en particulier les cancers.

Depuis 10 ans, les travaux menés par l'ORS Nord - Pas-de-Calais ont montré que l'hétérogénéité était également forte à l'intérieur de la région, en ce qui concerne la mortalité. D'autre part, les inégalités socio-économiques sont fortes sur le territoire régional, par exemple en ce qui concerne le revenu des ménages.

Le présent travail, réalisé à la demande du Conseil Régional Nord - Pas-de-Calais, vise à décrire, à l'échelle cantonale, les inégalités infra-régionales de la mortalité dans la Région Nord - Pas-de-Calais pendant les années 1990–1999 et à analyser leur lien avec les caractéristiques socio-économiques. Dans ce but, nous avons construit un indice de défaveur sociale à partir de 13 variables socio-économiques disponibles à l'échelle cantonale. Ensuite, nous avons cartographié la mortalité par canton en utilisant un modèle hiérarchique. Les causes médicales de décès retenues sont la mortalité toutes causes, la mortalité infantile ainsi que 13 causes médicales de décès représentant un échantillon de causes majeures de décès de nature et de déterminants variés. Enfin, nous avons analysé les relations de l'indice de défaveur sociale avec la mortalité.



Observatoire Régional de la Santé Nord - Pas-de-Calais



13, rue Faidherbe 59046 LILLE CEDEX

Tél : +33 (0)3 20 15 49 20

Fax : +33 (0)3 20 55 92 30

<http://www.orsnpdc.org>

Décembre 2004