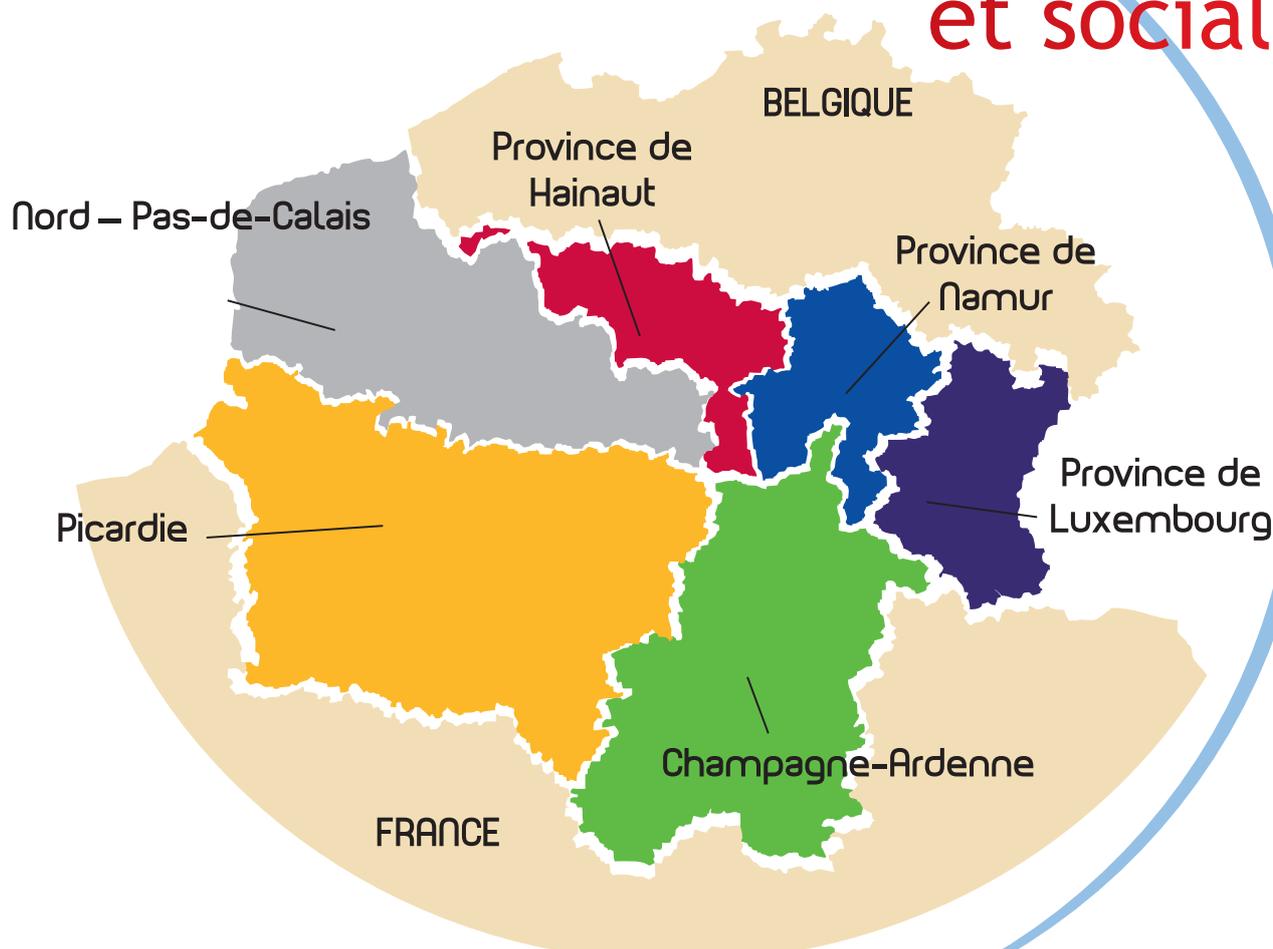


TABLEAU DE BORD

Transfrontalier de la santé

4 ■ Inégalités sanitaires et sociales



2008-2012

Comité de rédaction

Rédaction

Marie Thys (Province de Namur), Thomas Klipfel (ORS Champagne-Ardenne), Arthur Pietka (ORS Champagne-Ardenne), Jean-Michel Servais (Province de Namur), Marielle Rengot (ORS Nord - Pas-de-Calais), Hasina Randrianasolo (ORS Champagne-Ardenne), Alice Balfroid (Province de Namur)

Relecture

OSH : Charlotte Leroy, Christian Massot, Annick Vanlierde, Luc Berghmans

OR2S : Anne Ducamp, Philippe Lorenzo

OSL : Frédéric De Ceulaer

OWS : Véronique Tellier

Nous remercions tout particulièrement Madame Françoise De Boe et Monsieur Alain Trugeon, pour leur relecture attentive et l'apport de leur expertise.

Mise en page : Anne Ducamp

Cartographie : Bénédicte Caijseele

Seniors 

Cancers 

Maladies cardiovasculaires 

Inégalités sociales de santé 

Conditions de vie - Santé au travail 

Conditions de vie - Santé environnement 

Sommaire

p 5	Territoire
p 6	Introduction
p 8	Des indicateurs
8	Contexte : les variables explicatives socio- démographiques
8	Les arrondissements selon leur degré de ruralité
9	La densité de population
10	L'indice de vieillissement
p 11	Les indicateurs socio-économiques
11	Le niveau d'instruction
13	Provinces et départements
13	Arrondissements
13	Le revenu médian
13	Provinces et départements
14	Arrondissements
15	Les familles monoparentales
16	Provinces et départements
16	Arrondissements
17	Les demandeurs d'emploi
18	Provinces et départements
18	Arrondissements
19	Les bénéficiaires d'allocations sociales
21	Les logements sociaux
p 23	Les indicateurs de santé
23	L'espérance de vie à la naissance
25	Taux de natalité chez les 14-17 ans
26	Mortalités générale et prématurée
26	Mortalité générale
26	Mortalité prématurée
27	Taux standardisé de mortalité par cancer
27	Taux standardisé de mortalité par maladies cardiovasculaires
28	Taux standardisé de mortalité par maladies de l'appareil respiratoire
29	Taux standardisé de mortalité par causes non naturelles
31	Part des décès liés à l'alcool
p 33	La typologie
33	Les clusters et leurs arrondissements
34	Description des clusters
35	Croisement avec les indicateurs de santé
35	La mortalité générale
35	La mortalité prématurée
36	La mortalité par cancer
36	Appareil circulatoire
36	Appareil respiratoire
36	Causes non naturelles
36	Part des décès liés à l'alcool
36	Espérance de vie
36	Fécondité chez les 14-17ans
p 37	Conclusion

p 38	Méthodologie
38	Recueil des données
38	Standardisation
38	Calcul des indices de surmortalité
39	Normalisation
39	Cartographie
39	Typologie
p 40	Glossaire
p 41	Bibliographie
p 44	Annexes
44	Différentes méthodes pour le calcul des taux de chômage
45	Résultats de la CAH
46	Les taux de mortalité standardisés sur base de la population européenne de référence
46	Conditions d'accès au chômage
46	Conditions d'affiliation pour une ouverture de droits
47	Calcul de l'espérance de vie à la naissance
	Cartes
p 5	Carte 1 - Les arrondissements de la zone étudiée et de la province de Flandre occidentale
p 9	Carte 2 - Typologie des arrondissements selon la Classification OCDE (2007)
p 9	Carte 3 - La densité de population, 2007 (en habitants au km ²)
p 10	Carte 4 - L'indice de vieillissement, 2006
p 12	Carte 5 - Proportion de diplômés de l'enseignement supérieur chez les 25-34 ans (Belgique 2001) et 30-39 ans (France 2006)
p 14	Carte 6 - Revenu médian exprimé en pourcentage du revenu médian national (2008)
p 16	Carte 7 - Familles monoparentales exprimées en pourcentage du taux national (France 2006, Belgique 2008)
p 17	Carte 8 - Taux de chômage selon la définition du BIT (2007)
p 18	Carte 9 - Taux de demandeurs d'emploi par rapport à la population active, exprimé en pourcentage du taux national (31/12/2007)
p 20	Carte 10 - Bénéficiaires du RMI/RI exprimés en pourcentage de la moyenne nationale (moyenne 2007-2008)
p 22	Carte 11 - Nombre de logements sociaux pour 1 000 habitants
p 24	Carte 12 - Espérance de vie à la naissance pour les hommes (2005-2007)
p 24	Carte 13 - Espérance de vie à la naissance pour les femmes (2005-2007)
p 25	Carte 14 - Taux de fécondité chez les 14-17 ans pour 1000 femmes (2000-2008)
p 28	Carte 15 - Taux standardisés de mortalité par maladies de l'appareil respiratoire chez les hommes, 2004-2006 (pour 10 000 hommes)
p 28	Carte 16 - Taux standardisés de mortalité par maladies de l'appareil respiratoire chez les femmes, 2004-2006 (pour 10 000 femmes)
p 29	Carte 17 - Taux standardisés de mortalité par causes non naturelles chez les hommes, 2004-2006 (pour 10 000 hommes)
p 30	Carte 18 - Taux standardisés de mortalité par causes non naturelles chez les femmes, 2004-2006 (pour 10 000 femmes)
p 31	Carte 19 - Proportion de décès masculins attribuables à l'alcool, 2004-2006 (en %)
p 32	Carte 20 - Proportion de décès féminins attribuables à l'alcool, 2004-2006 (en %)
p 33	Carte 21 - Répartition des arrondissements au sein des clusters

Introduction

Les sciences sociales ont investi depuis de nombreuses années déjà le champ des déterminants sociaux, dont il est communément admis aujourd'hui qu'ils influent sur la santé d'un individu, voire de populations entières. Cette influence s'observe, notamment, sur les capacités des personnes à s'informer pour rester en bonne santé, mais, également, dans leur capacité à accéder individuellement au système de santé.

Malgré l'optimisme que peut induire le constat d'une amélioration continue depuis plusieurs décennies de l'état de santé et surtout de l'espérance de vie globale des habitants des pays d'Europe occidentale - et donc des Français et des Belges - des inégalités sociales de santé grèvent le tableau de façon indubitable. Au cœur de cette inquiétude se trouve par exemple une différence d'espérance de vie de sept ans en défaveur des ouvriers par rapport aux cadres [1] alors que les valeurs de cet indicateur n'ont cessé de croître depuis 1960 dans les pays de l'OCDE [2].

Depuis la publication en 1980 du rapport Black [3] qui pointait déjà que, quel que soit l'âge, la mortalité des citoyens des classes les moins favorisées était toujours significativement supérieure à celle de toutes les autres classes sociales. Jusqu'à la Déclaration de Rio du 21 octobre 2011 [4], les experts ont attiré l'attention non seulement sur l'observation mais aussi sur le caractère impérieux de porter des remèdes structurels à cet état de choses.

En effet, le texte de la Déclaration de Rio souligne que « les inégalités en matière de santé sont le fruit des déterminants sociaux de la santé, c'est-à-dire des conditions sociétales dans lesquelles les individus naissent, grandissent, vivent, travaillent et vieillissent. Ces déterminants englobent les expériences vécues dans les premières années de la vie, l'éducation, le statut économique, l'emploi, le travail décent, le logement et l'environnement, et l'efficacité des systèmes de prévention et de traitement des maladies. »

En 1976, Berthoud, avait introduit, [5] le terme de "déprivation" qui couvrait toutes les infortunes que peut endurer une population ; il s'agit selon lui, et les auteurs anglo-saxons qui se sont inscrits dans cette lignée, comme Townsend, de conditions socialement inacceptables, sous le minimum standard, même si des disparités sont inévitables.

Townsend lui-même précisait qu'il s'agissait d'un « état observable et démontrable de désavantage relatif face à la communauté locale ou à l'ensemble de la société à laquelle appartient l'individu, la famille ou le groupe. » [6]

Plus récemment, en se penchant plutôt sur l'accès aux soins et services (qui n'est qu'un des aspects des déterminants), Starfield définit l'inéquité comme la présence de différences systématiques et potentiellement réversibles au sein de groupes de population socialement, économiquement et géographiquement définis [7].

Qu'on emploie le terme « défavorisation » ou « déprivation » il est classique d'en distinguer les aspects matériels (ressources personnelles ou collectives, revenus, logements, environnement...) et les aspects sociaux (lien social, monoparentalité, problématiques de santé mentale ...) ; ce qui n'a toutefois pas été opéré de manière systématique dans ce travail d'ensemble.

Par ailleurs, les inégalités sociales de santé ne sont pas à confondre avec des disparités de santé comme peuvent en engendrer l'âge, ou le genre.

En décembre 2009, le Haut Conseil de la santé publique (France) publiait un important rapport intitulé « Les inégalités sociales de santé : sortir de la fatalité » [8]. Il y est affirmé que « *Les inégalités sociales de santé sont systématiques (les différences ne sont pas distribuées au hasard mais selon un schéma constant dans la population), socialement construites et donc injustes et modifiables. On jugera injustes les inégalités qui résultent de circonstances indépendantes de la responsabilité des personnes* ».

En Belgique, tout aussi récemment, le rapport fédéral 2010 sur la pauvreté [9] et une étude spécifique de l'Institut de Santé Publique publiée en 2011 présentent des constats analogues en soulignant que « *de nombreuses études ont établi que les taux de mortalité et de morbidité suivent systématiquement un gradient socio-économique prononcé : les groupes qui se situent en haut de l'échelle, soit les plus instruits, ainsi que ceux qui disposent d'un revenu plus élevé et qui ont un statut professionnel plus élevé, ont des taux de mortalité et de morbidité moins élevés que leurs concitoyens d'un statut social moins élevé* » [10].

Lorsque l'on parle d'inégalités sociales de santé, on vise précisément des différences de valeurs observées au sein des indicateurs qui, même si elles s'améliorent pour l'ensemble de la population, le font plus lentement pour les groupes sociaux plus défavorisés ; dans certains cas ou territoires, force est de constater qu'un écart se creuse.

Mais plus encore que la juxtaposition de différences chiffrées entre groupes, on constate que ce phénomène traverse la population comme le ferait un gradient, sans donc séparer pauvres et riches de manière binaire.

On peut donc définir ce gradient comme « *le fait que dans une population, on observe que la catégorie sociale la plus favorisée se caractérise par des indicateurs sanitaires plus favorables que la catégorie immédiatement inférieure* » [11].

Ce gradient d'inégalités sociales se retrouve dans les taux de mortalité générale ou les indicateurs de l'état de santé général, mais également dans la présentation des déterminants sociaux que sont entre autres le logement, le niveau d'instruction ou les revenus sociaux (reflétant la distribution inégale dans les indicateurs socio-économiques tout comme les disparités territoriales déjà mises en exergue par la publication récente de la Fnors) [12].

Pour ce qui est de l'analyse des mécanismes et des déterminants des inégalités sociales de santé, on se référera par exemple à l'étude de Doumont et Feulien qui en montrent les intrications complexes [13].

« Il est courant de distinguer deux effets à cet égard : un phénomène d'amplification, où l'effet produit par la survenue d'un facteur de risque ou un désavantage physique ou social est démultiplié lorsqu'on se situe dans un groupe marqué par des formes de vulnérabilité, et un effet d'augmentation ou de maintien des inégalités » [14].

Sans connotation morale ni visée stigmatisante, les experts ont de longue date tenté de caractériser les individus et les groupes de population selon leur statut socio-économique afin d'identifier les interventions les plus pertinentes en faveur des groupes les plus touchés.

Dès 1956, Marcel Graffar proposa - pour l'étude du développement de l'enfant - de situer les familles sur une échelle variant de 1 à 5, du niveau social le plus élevé au niveau le moins favorisé. [15] C'est dans cet esprit qu'on peut être amené à parler de « classes sociales » comme le fit ensuite le rapport Black cité plus haut.

Il fut impossible de réunir dans ce chapitre toutes les données propres à reconstruire, pour la zone étudiée, les différents indices classiques de défavorisation (Pampalon, Carstairs, Rey ...) dans la mesure où celles-ci sont, soit inaccessibles à l'échelle des territoires concernés, soit non comparables entre les deux pays. Par ailleurs, la classification des catégories socioprofessionnelles utilisée en France n'est pas directement transposable en Belgique. De même, le niveau d'occupation des logements ou la possession d'une voiture (composante de l'indice de Townsend) ne sont pas aisément accessibles partout sur base de statistiques publiées pour une année récente. Il faut observer que les indices en question, quoique particulièrement fins et pertinents sont rarement construits en ayant pour base les populations mais plus souvent à l'échelle de petits territoires lors d'enquêtes ciblées. Il en va de même pour le score EPICES (Évaluation de la précarité et des Inégalités de santé dans les centres d'examen de santé) développé dans les centres de l'Assurance maladie (France) et s'appuyant sur un questionnaire individuel [16] qui est particulièrement corrélé avec les indicateurs de santé ou ses déterminants. Une étude a récemment démontré que ce score (construit sur onze questions binaires) était en mesure d'améliorer l'identification des personnes en situation de précarité présentant un risque accru de problèmes de santé et non reconnues par les critères de la définition socio-administrative qui repose principalement sur des critères liés à l'emploi [17].

L'ensemble des experts s'accorde autour de quelques indicateurs, cernés également dans ce chapitre, à l'échelle des territoires de la zone, dessinant ainsi, une vision des disparités spatiales et permettant de mieux comprendre la complexité du lien entre environnement, milieu social et santé [12] [18].

Ainsi la situation de la zone est présentée au travers d'indicateurs classiques (démographie, vieillissement, mortalité, espérance de vie) complétés par une série d'autres indicateurs qui sont autant de déterminants de la santé : niveau d'instruction, revenu médian, emploi, allocations sociales ...

Au-delà du choix pertinent des indicateurs standardisés présentés dans ce chapitre sur les inégalités sociales de santé, le recours à une typologie (voir Méthodologie) a permis de rendre plus lisible la démonstration de la corrélation socio-géographique des indicateurs. Le territoire est donc soit un déterminant des inégalités soit la localisation matérielle d'inégalités d'autres natures.

Le présent travail s'est donc également penché sur l'apparition d'un effet frontière mis en évidence lors de la présentation cartographique des indicateurs retenus ; les éventuels biais (récolte, codage, choix des définitions...) ont été recherchés afin de caractériser au mieux la zone étudiée. Tout comme pour la sélection des indicateurs des choix ont été opérés lors du traitement des données et le recours à une typologie territoriale a été retenue.

Sans anticiper sur les conclusions, il est apparu très rapidement une tendance globale à la défavorisation que masquent mal certaines hétérogénéités entre les arrondissements étudiés.

Des indicateurs

Afin de caractériser la zone, il est utile de commencer par exposer certains indicateurs socio-démographiques « afin de planter le décor ». Ensuite, il a été choisi d'exposer, afin d'aborder la problématique des inégalités sociales de santé, d'une part les indicateurs socio-économiques et, d'autre part, ceux de santé.

Les indicateurs socio-économiques et démographiques repris ici peuvent sembler réducteurs au regard de la problématique traitée. Cependant, le travail transfrontalier impose que les indicateurs soient accessibles à la fois en France et en Belgique et soient déclinables à une même échelle (la plus petite possible). Le souhait de réaliser une typologie au niveau des arrondissements a imposé le choix du niveau à considérer.

Les indicateurs de santé sont représentés, en grande majorité, par les taux standardisés de mortalité. En effet, au niveau de l'arrondissement, il n'a pas été possible de trouver des données sur les comportements de santé ou la prévalence de certaines pathologies classiquement associées aux inégalités sociales.

Contexte : les variables explicatives socio- démographiques

Les arrondissements selon leur degré de ruralité

De multiples études sur l'influence du milieu rural ou urbain sur la santé et les inégalités ont été réalisées notamment aux USA, en Angleterre [19] ou bien en France [20]. Leurs conclusions sont diverses voire opposées.

Malgré cette absence de consensus, il semble important de présenter cet indicateur, dans la mesure où il constitue une caractéristique importante du milieu de vie (liens sociaux, offre de services, accessibilité,...).

Pour définir la ruralité, la définition de l'OCDE a été choisie. Elle se base sur des critères facilement applicables aux différents arrondissements de la zone étudiée :

- une commune est une collectivité rurale, si sa densité de population est inférieure à 150 habitants par km² (h/km²).
- les arrondissements se différencient par leur degré de ruralité, c'est-à-dire par la proportion de leur population vivant dans des communes rurales.

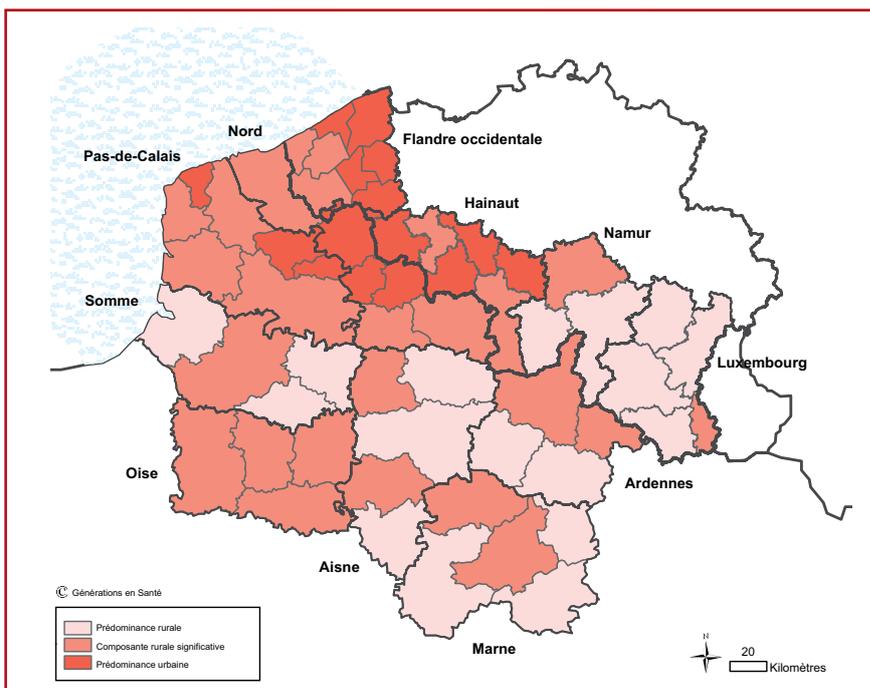
On distingue trois types d'arrondissements :

- les arrondissements à prédominance rurale (plus de 50 % de la population vit dans des collectivités rurales) ;
- les arrondissements à composante rurale significative (entre 15 % et 50 % de la population vit dans des collectivités rurales) ;
- les arrondissements à prédominance urbaine (moins de 15 % de la population vit dans des collectivités rurales).

Cependant, bien que cette définition soit utilisée lors des enquêtes sur les forces du travail ou sur les conditions de vie, la notion de commune en France et en Belgique ne recouvre pas la même réalité depuis la fusion des communes (en 1976) qui a eu lieu côté belge. Ainsi le territoire communal représente aujourd'hui une entité plus vaste côté belge que côté français. De plus, cette fusion a vu des entités rurales rejoindre des communes urbaines. Le critère de densité les classant alors également comme urbaines sans pour autant voir le cadre de vie changé.

Néanmoins, au niveau des arrondissements, l'image renvoyée par cette classification reste un bon reflet de la réalité.

Les arrondissements à prédominance urbaine se situent dans le nord-ouest de la zone. On les retrouve, côté belge, dans les provinces de Flandre occidentale et de Hainaut et, côté français dans les départements du Nord et du Pas-de-Calais. Sur les seize arrondissements concernés, dix sont belges.



Source : Insee, Recensement de la population 2007
Source : SPF Economie 2008

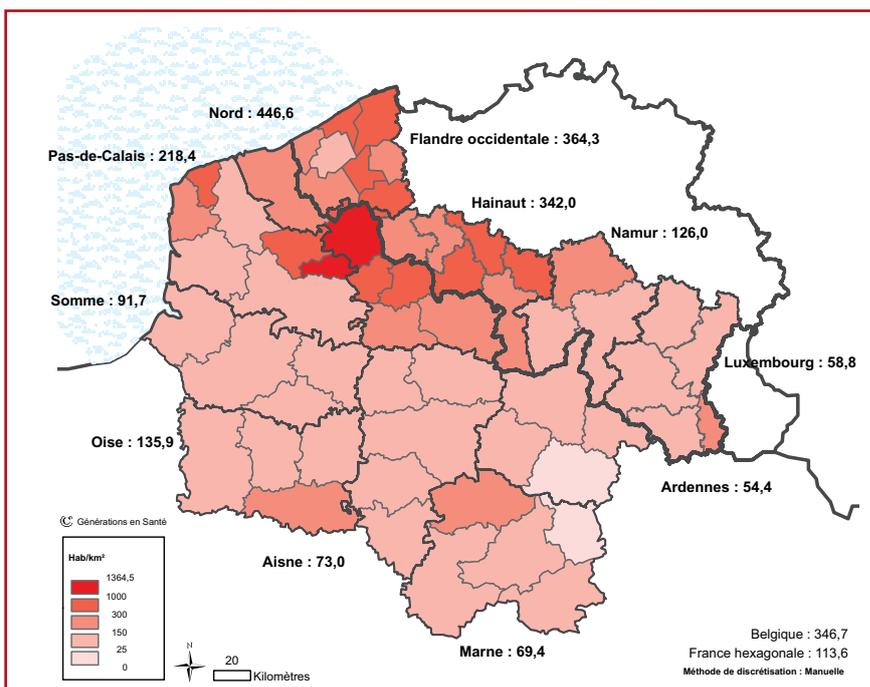
On remarque clairement que la zone étudiée est caractérisée par une composante rurale significative, voire même prédominante pour seize arrondissements dont six sont situés en Belgique. Les arrondissements à prédominance urbaine chevauchent la frontière et couvrent l'axe industriel traditionnel (sidérurgie - charbon) ainsi que les villes côtières.

La densité de population

La **densité de population** se définit comme le nombre d'habitants d'un territoire rapporté à la superficie de ce dernier (habitants/km²).

En France hexagonale, la densité de population est de 113,6 habitants au km² ; elle est légèrement inférieure à la densité de l'Europe des vingt-sept selon les estimations d'Eurostat¹ (115,5 h/km²) au 1^{er} janvier 2007. À l'inverse, la densité belge est particulièrement élevée : 346,7 habitants au km², soit près de trois fois celle de l'Europe.

Sur la zone étudiée, la densité est de 154,0 habitants par km² soit un peu plus élevée que celle de la France. Il y a peu de différences entre les densités des parties belge (169,7 h/km²) et française (149,8 h/km²) de la zone en comparaison de la différence observée entre les deux pays.



Source : Insee, Recensement de la population 2007
Source : SPF Economie 2007

¹ <http://epp.eurostat.ec.europa.eu>

La zone étudiée peut être scindée en trois secteurs :

- un secteur très densément peuplé (densité supérieure à 300 h/km²) où l'on retrouve le Nord et le Hainaut. À eux deux, ils représentent plus de la moitié des habitants de la zone étudiée ;
 - un secteur moyennement peuplé (entre 150 h/km² et 300 h/km²) comprenant les départements du Pas-de-Calais (218,4 h/km²) et de l'Oise (135,9 h/km²) ;
 - un secteur peu peuplé (densité inférieure à 150 h/km²) dans lequel se trouvent la province de Namur (126,0 h/km²), la Somme (91,7 h/km²), l'Aisne (73,0 h/km²), la Marne (69,4 h/km²), la province de Luxembourg (58,8 h/km²) et les Ardennes (54,4 h/km²).
- Le pic de densité se situe toutefois au niveau de la métropole lilloise.

La Flandre occidentale présente une densité élevée de population (364,3 h/km²), supérieure aux provinces belges de la zone. C'est l'arrondissement de Courtrai qui est le plus densément peuplé (690,5 h/km²) alors que celui de Dixmude (134,0 h/km²) est près de cinq fois moins dense.

L'indice de vieillissement

Indice de vieillissement = $\frac{\text{nombre de personnes âgées de 65 ans et plus}}{\text{nombre de moins de 20 ans dans la population}}$

On compare ainsi le nombre de personnes de 65 ans et plus pour 1 personne de moins de 20 ans.

Les chiffres présentés ci-dessous se retrouvent dans le chapitre n°1 (Seniors) du Tableau de bord transfrontalier de la santé où ils ont fait l'objet d'un développement plus approfondi.

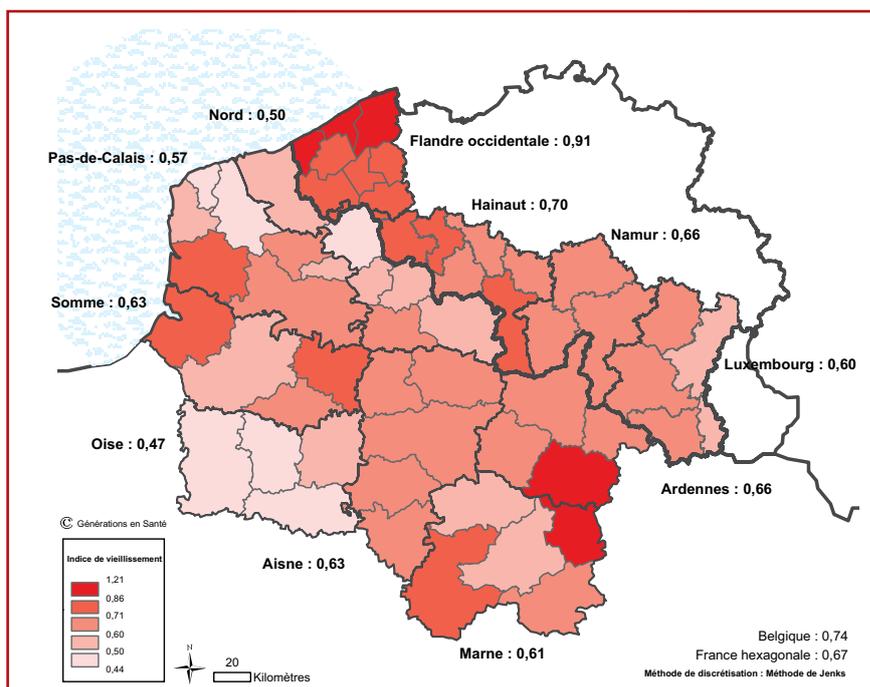
L'indice de vieillissement est supérieur en Belgique par rapport à la France. En 2006, on compte 0,74 personne de 65 ans et plus pour une personne de moins de 20 ans en Belgique contre 0,67 en France hexagonale. La zone présente en revanche un indice plus faible (0,57) et donc une population plus jeune. Il faut cependant remarquer que seuls trois départements/provinces présentent un indice de vieillissement inférieur ou identique à la zone (le Nord, l'Oise et le Pas-de-Calais).

Bien que peu visible sur la carte, l'effet frontière existe avec un indice de vieillissement plus important dans les arrondissements belges. Cet effet frontière a tendance à s'atténuer à l'extrême est de la zone, les arrondissements de Vouziers et Sainte-Ménéhould ayant eux-aussi un indice de vieillissement élevé.

Carte
4

L'indice de vieillissement, 2006

La Flandre occidentale présente un indice de vieillissement particulièrement élevé (0,91) : la province compte pratiquement autant de personnes de plus de 65 ans que de personnes de moins de 20 ans. Dans les arrondissements de Furnes et d'Ostende, les 65 ans et plus sont même plus nombreux que les moins de 20 ans.



Source : Insee, Recensement de la population 2006

Source : SPF Economie 2006

Les indicateurs socio-économiques

Le niveau d'instruction

Dans les dernières décennies, la mortalité a chuté dans les pays industrialisés. Cependant, plusieurs études tendent à prouver que, même si cette baisse a été observée dans toutes les classes de la population, la mortalité a baissé de façon plus marquée dans les groupes les plus instruits, augmentant de fait les inégalités entre les personnes moins diplômées et celles l'étant le plus. Ainsi, une étude norvégienne [21] conclut que la différence des taux de mortalité entre les groupes les plus et les moins instruits a doublé chez les hommes et a augmenté d'un tiers chez les femmes. Aujourd'hui, en prenant en compte les taux de mortalité actuels, une femme de 25 ans disposant d'un diplôme de l'enseignement supérieur peut espérer vivre 18 ans de plus en bonne santé qu'une femme du même âge sans qualification. Des résultats similaires concernant l'écart grandissant entre les différentes classes socio-économiques de la population (pour lequel le niveau d'instruction est un proxy²) ont été démontrés en France [22] comme en Belgique [10]. Ainsi dans un rapport de la politique scientifique belge sur les inégalités sociales de santé, il est également exposé qu'entre 1991 et 2001, l'espérance de vie a augmenté pour tous les niveaux d'instruction, mais de façon plus marquée parmi les plus instruits avec, pour conséquence, une augmentation des inégalités [10].

De plus, l'état de santé déclaré est également corrélé avec le niveau d'instruction : plus les personnes interrogées déclarent un haut niveau d'études et plus la proportion d'entre-elles se déclarant en bonne santé est importante [23-24].

Ce qui a semblé le plus comparable, en matière de niveaux d'instruction, entre la France et la Belgique, est le pourcentage de personnes titulaires d'un diplôme de l'enseignement supérieur³.

Le choix aurait pu se porter sur la proportion de personnes non ou faiblement diplômées⁴ mais les différences, pour cet indicateur, entre les deux pays, posent question. En effet, selon les données des recensements nationaux de 2001 en Belgique et 2006 en France, chez les personnes ayant entre 25 et 34 ans en 2001 et sortis du système scolaire à la date du recensement, ce taux ne dépasserait pas 5,6 % dans les arrondissements belges alors qu'il varierait de 13 % à 26 % côté français. Or cette différence n'apparaît pas dans les enquêtes européennes (SILC - Statistics on Income and Living Conditions⁵). Parmi les explications qui pourraient être avancées, il faut noter le taux de non réponse élevé à cette question dans le recensement côté belge, par exemple.

Il a également été choisi de ne considérer qu'une tranche d'âge donnée de 25-34 ans. En effet, les proportions de diplômés de l'enseignement supérieur sont évidemment variables en fonction de l'âge : plus l'âge est élevé, moins nombreux sont les diplômés. En effet la durée moyenne des études s'allonge, permettant à un plus grand public d'accéder à des études supérieures. Ainsi, à titre d'exemple, la durée de scolarisation, en France hexagonale, est passée de 17,1 années en 1985-86 à 19,0 années en 1995-96 (Source : MENJVA, Insee).

² Bien que l'instruction permette, en principe, un meilleur accès à l'information (et donc à l'information sur la santé) et une plus grande assertivité, le niveau de diplôme est ici utilisé comme un proxy du statut socio-économique (c'est à dire une variable corrélée aux différentes dimensions socio-économiques - sans doute en partie parce que les conditions de vie des personnes plus diplômées sont plutôt meilleures tout au long de leur existence et permettent peut-être d'éviter une partie des accidents de vie ayant une répercussion sur la santé. Ce ne serait donc que partiellement le fait de posséder un diplôme en lui-même qui en est la cause.

³ En France, ceci correspond à des diplômes universitaires de 1^{er} cycle, BTS, DUT, diplôme des professions sociales ou de santé, d'infirmier(ère) ainsi les diplômes universitaires de 2^e ou 3^e cycle (y compris médecine, pharmacie, dentisterie), diplôme d'ingénieur, d'une grande école, doctorat, etc. En Belgique, cela correspond, selon la nouvelle dénomination, au diplôme de baccalauréat ou de master.

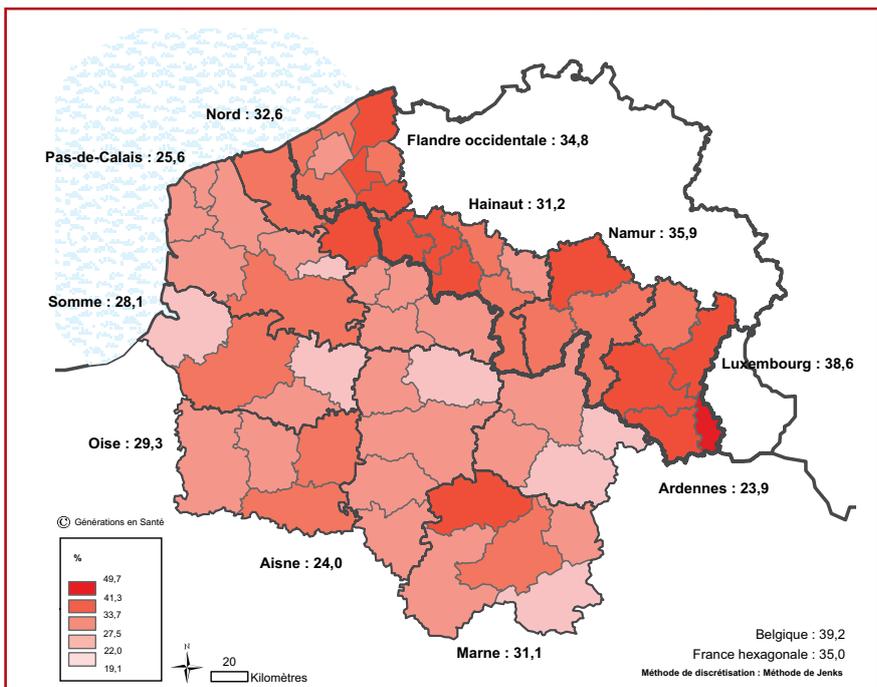
⁴ Par faiblement diplômées, il faut entendre sans diplôme ou avec diplôme du primaire au maximum

⁵ <http://epp.eurostat.ec.europa.eu>

Les données présentées ci-dessous proviennent d'enquêtes et sont donc déclaratives. En Belgique, elles sont issues de l'enquête socio-économique de 2001⁶ et concernent les 25-34 ans. En effet, il est raisonnable d'affirmer qu'à cet âge, la grande majorité des personnes interrogées sont sorties du système scolaire et donc éligibles pour répondre à cette question. En France, les données datant de 2006, la tranche d'âge reprise est celle des 30-39 ans (qui avaient donc 25 à 34 ans en 2001). Pour plus de facilité, dans la suite de ce chapitre, nous parlerons toujours des 25-34 ans.

Au niveau national, la Belgique (39,2%) présente un taux de diplômés de l'enseignement supérieur supérieur à celui de la France (35,0%). Dans la zone étudiée, ce taux est inférieur aux moyennes belge et française puisqu'un peu moins d'une personne sur trois (30,0%) des tranches d'âge considérées est titulaire d'un diplôme du supérieur.

Carte 5 Proportion de diplômés de l'enseignement supérieur chez les 25-34 ans (Belgique 2001) et 30-39 ans (France 2006)



Source : Insee, Recensement de la population 2006
Source : SPF Economie - ESE - 2001

Quel que soit le territoire concerné, la proportion de diplômés de l'enseignement supérieur est plus importante chez les femmes que chez les hommes comme l'illustre le tableau 1.

Tab 1 Proportion de diplômées de l'enseignement supérieur en Belgique (25-34 ans en 2001) et en France (30-39 ans en 2006) selon le sexe (en %)

Tant au niveau national que départemental/provincial, les écarts entre les genres sont plus importants côté belge que côté français.

	Proportion de femmes diplômées de l'enseignement supérieur	Proportion d'hommes diplômés de l'enseignement supérieur
Belgique	44,0	34,4
Hainaut	36,4	25,9
Luxembourg	43,7	33,6
Namur	42,1	29,8
Flandre occidentale	39,0	30,7
France	38,0	31,9
Aisne	27,2	20,8
Ardennes	26,6	21,2
Marne	34,8	27,4
Nord	34,3	30,9
Oise	32,6	26,1
Pas-de-Calais	28,0	23,2
Somme	31,5	24,7

Source : Insee, Recensement de la population 2006
Source : SPF Economie - ESE - 2001

⁶ Dernière année disponible pour la Belgique

Provinces et départements

Au niveau des départements/provinces, les taux varient entre 23,9 % (Ardennes) et 32,6 % (Nord) côté français et entre 31,2 % (Hainaut) et 38,6 % (Luxembourg) côté belge. Ils sont donc, pour tous les départements/provinces, inférieurs à leur taux national respectif. On observe un effet frontière reflétant la différence au niveau des moyennes nationales avec des taux de diplômés plus élevés côté belge.

Arrondissements

En France hexagonale, les arrondissements de Reims (36,3 %) et Lille (39,2 %) ainsi que ceux de Tournai (35,8%), Namur (38,6%), Virton (41,2 %) et Arlon (49,7 %) en Belgique présentent des niveaux d'instruction élevés avec plus de 35 % des résidents ayant entre 25 et 34 ans en 2001 possédant un diplôme de l'enseignement supérieur. La concentration de diplômés particulièrement importante dans l'arrondissement belge d'Arlon peut s'expliquer par la présence du Grand-Duché du Luxembourg qui attire de nombreux diplômés traversant la frontière quotidiennement pour leurs activités professionnelles dans les secteurs bancaire et financier. Alors que côté français, la concentration de diplômés dans les arrondissements de Reims et de Lille s'explique par le fait que ces villes concentrent un grand nombre de fonctions économiques et administratives et nécessitent donc un plus grand nombre d'employés qualifiés. De plus, Lille est un pôle universitaire important.

D'autres arrondissements offrent une situation opposée : des taux de diplômés de l'enseignement supérieur bas, avec un quart ou moins des 25-34 ans déclarant avoir réussi une formation dans l'enseignement supérieur. C'est le cas pour l'ensemble des arrondissements de l'Aisne (à l'exception de celui de Saint-Quentin), de la Somme (sauf pour celui d'Amiens) et des Ardennes (à l'exception de Rethel), ainsi que dans les arrondissements d'Epernay, de Vitry-le-François, Avesnes-sur-Helpe, de Calais, Montreuil et Lens en France. Ce n'est le cas dans aucun arrondissement belge, le minimum se retrouvant à Charleroi (25,8 %).

En Flandre occidentale, tous les arrondissements présentent des taux supérieurs similaires à ceux observés dans la partie belge de la zone. Les extrêmes se retrouvant dans les arrondissements de Dixmude (26,9 %) et Bruges (38,1 %).

Le revenu médian

Le revenu médian est le revenu qui partage exactement en deux la population : la moitié de la population dispose d'un revenu plus élevé que le revenu médian, l'autre moitié d'un revenu moins élevé. Cet indicateur est moins sensible à l'influence des extrêmes que le revenu moyen.

La relation entre inégalités de santé (et plus spécifiquement concernant la mortalité) et revenus apparaît dans de nombreuses publications [25-27].

La santé subjective est également liée au revenu. Ainsi, la proportion de personnes se déclarant en bonne ou très bonne santé est corrélée avec l'augmentation de ce dernier [23-24].

Tab
2

Revenu médian pour l'année 2008 (en €)

En raison de systèmes d'imposition très différents, il n'était pas possible de comparer les données françaises et belges telles quelles (elles sont cependant présentées, à titre indicatif, dans le tableau ci-contre).

Le parti a été pris de les exprimer en pourcentage du revenu médian national respectif. Ainsi, les données illustrées par la carte 5 indiquent le rapport entre le revenu médian de l'arrondissement et celui du pays dans lequel il se trouve.

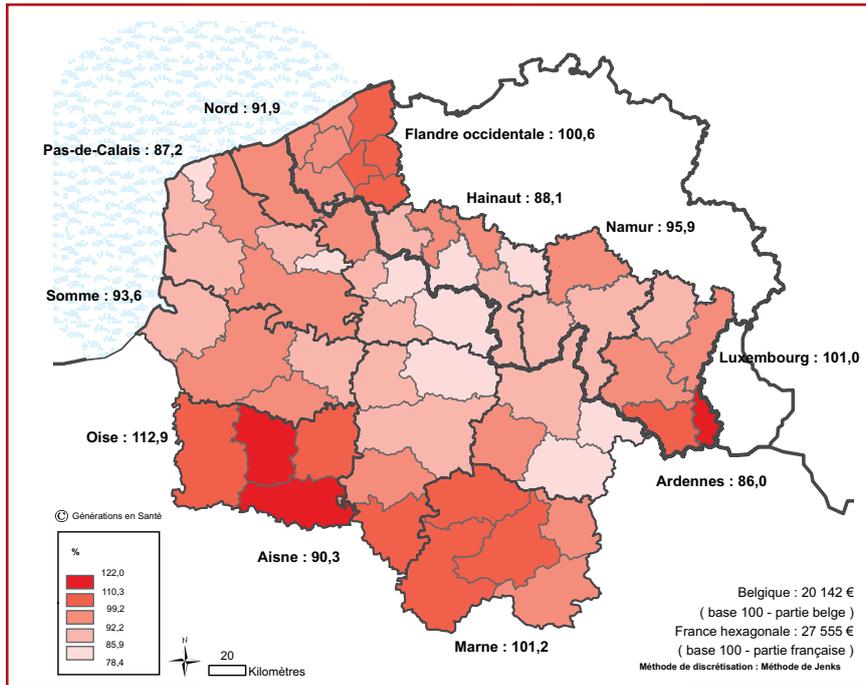
Provinces et départements

De manière générale, tous les arrondissements de la Somme, du Nord, du Pas-de-Calais, des Ardennes, du Hainaut et de Namur se caractérisent par des revenus inférieurs au revenu médian national respectif.

Côté belge, dans la zone étudiée, le revenu est comparable (Luxembourg - 101 %) ou inférieur au revenu national (Namur - 96 % et le Hainaut - 88 %).

	Revenu médian absolu pour l'année 2008
Belgique	20 142 €
Hainaut	17 749 €
Luxembourg	20 338 €
Namur	19 310 €
Flandre occidentale	20 265 €
France	27 555 €
Aisne	24 891 €
Ardennes	23 706 €
Marne	27 891 €
Nord	25 322 €
Oise	31 093 €
Pas-de-Calais	24 033 €
Somme	25 775 €

Source : Insee-DGFIP Revenus fiscaux localisés des ménages 2008
Source : SPF Economie 2008



Source : Insee-DGFIP Revenus fiscaux localisés des ménages 2008
Source : SPF Economie 2008

Sur la carte, on peut distinguer clairement la présence de trois pôles économiques sur la zone :

- la Flandre, dont l'influence sur les territoires adjacents est sans doute réduite en raison de la barrière linguistique
- le Luxembourg qui attire une grande partie des Belges résidant dans la province du même nom⁷. Ils peuvent ainsi bénéficier des conditions salariales très avantageuses de ce pays tout en vivant en Belgique, où les prix de l'immobilier restent plus raisonnables, ceci expliquant le revenu médian élevé observé dans les arrondissements proches de la frontière luxembourgeoise.
- l'Île-de-France dont l'influence est visible pour les départements du sud et plus particulièrement sur l'Oise qui se démarque avec 112,9 % du revenu médian national en 2008 alors que les autres départements ont des revenus médians égaux (Marne - 101,2 %) ou inférieurs.

Le département des Ardennes présente quant à lui le revenu médian le plus faible de la partie française de la zone avec 86 % du revenu médian national.

La Flandre occidentale a un revenu médian comparable au revenu national belge (100,6 % en 2008).

Arrondissements

En France, la disparité entre les arrondissements est importante, allant de 116,9 % pour l'arrondissement de Senlis, proche de l'Île-de-France, à 78,4 % pour celui de Vervins en 2008. En Belgique, si l'on exclut l'arrondissement d'Arlon (122,0 % - revenu médian le plus important), les situations extrêmes se retrouvent dans les arrondissements de Charleroi (84,2 %), d'une part, et dans celui de Virton (105,7 %), d'autre part.

Le revenu médian pour l'ensemble de la France hexagonale est par ailleurs fortement relevé par les revenus observés en Île-de-France.

Cette remarque pourrait être également formulée, dans une moindre mesure, pour le revenu belge, tiré vers le haut par les revenus flamands, plus importants qu'en Wallonie.

En Flandre occidentale, c'est dans l'arrondissement de Dixmude que le revenu médian est le plus faible (94,7 %) alors que celui de Courtrai (103,8 %) présente le revenu médian le plus élevé.

⁷ À titre informatif, selon les statistiques de l'INAMI, en 2007, quelques 24 644 habitants de la Province traversaient la frontière pour aller travailler au Grand Duché du Luxembourg

Une **famille monoparentale** est une famille constituée d'un seul adulte et d'au moins un enfant domicilié sous le même toit. La proportion de familles monoparentales est calculée comme suit :

$$\frac{\text{Nombre de familles monoparentales}}{\text{Nombre de couples avec ou sans enfant} + \text{Nombre de familles monoparentales}}$$

En **Belgique**, les familles monoparentales sont définies comme « un père ou une mère seul(e) avec enfant(s) sans âge limite pour ces derniers ». Les enfants mariés ou l'ayant été sont considérés comme faisant partie du noyau familial des parents lorsqu'ils habitent avec leurs parents sans leur époux et sans leur(s) propre(s) enfant(s) éventuel(s) [28].

En **France**, la définition est en partie semblable : une famille monoparentale est définie comme « un parent isolé avec un ou plusieurs de ses enfants ». L'enfant de la famille est compté comme tel, quel que soit son âge, s'il n'a pas de conjoint ou d'enfant vivant dans le ménage avec lequel il constituerait alors une famille en tant qu'adulte (une limite d'âge était fixée à 25 ans jusqu'en 1982) [28].

Bien que l'inclusion des couples sans enfant dans la définition d'une famille puisse paraître contre-intuitive, elle répond à la définition de ce qu'est une famille [29].

En France comme en Belgique, les revenus de remplacement tels que les allocations sociales ou le chômage sont calculés en fonction de la charge de famille. Certaines familles monoparentales peuvent donc l'être « de façade » afin de toucher des revenus plus importants qu'en cas de cohabitation.

Il est généralement admis que les familles monoparentales sont plus fragiles surtout lorsque le parent isolé est une femme, car ces familles vivent souvent avec des budgets réduits. Ainsi, les études montrent que la monoparentalité, le divorce ou la séparation sont des facteurs de risque de pauvreté⁸ : « *Les aspects non économiques interagissent avec un moindre accès aux soins et à la santé, à la scolarisation, les difficultés scolaires [...]. Les liens avec la pauvreté, les modes de vie, le logement, la gestion du temps, l'emploi, le transport, l'impact sur les enfants, le moindre réseau familial, ont un effet cumulatif de difficultés, accentuant la vulnérabilité* » [28].

En Belgique, 69 % des familles monoparentales ont une femme comme chef de famille. En France, cette proportion est encore plus importante puisque 84% des familles monoparentales ont une femme à leur tête en 2008.

Le service insertion professionnelle de la Fédération des CPAS (Centre public d'action sociale) de Wallonie a par ailleurs réalisé une étude [30] dressant le portrait-robot de « *l'homme le plus pauvre de Wallonie* ». Selon cette étude, le profil de ce dernier serait une femme belge (55 %), chômeuse (36 %), âgée de 34 ans et à la tête d'un ménage monoparental (38 %). Toujours selon cette étude, cette femme a un niveau scolaire bas, un niveau de santé et une espérance de vie faibles et des relations sociales également faibles.

On observe une grande différence entre la France (2006) et la Belgique (2008) pour cet indicateur alors-même que sa définition ne diverge pas entre les deux pays. En France, un peu plus d'un ménage sur huit est monoparental (13,3 %). Ce chiffre est près de deux fois supérieur en Belgique où presque une famille sur quatre (24,5 %) est une famille monoparentale.

La différence entre les deux pays est plus marquée côté wallon que flamand. En effet, la proportion de familles monoparentales en Flandre occidentale se rapproche plus de la valeur française (18,2 %).

Cependant, en Belgique, les données sont issues du registre national et le SPF Economie, en charge de la constitution de ses statistiques estime qu'il y a une surestimation importante des familles monoparentales (particulièrement des familles monoparentales avec un homme comme chef de famille dont le nombre a augmenté très rapidement ces dernières années). Cette constatation a également été relayée par Kind en Gezin.

⁸ À titre indicatif, selon Eurostat, les familles monoparentales déclarent des revenus de 11 % inférieurs à ceux des ménages avec enfants d'un seul actif, et de 23 % par rapport à celui de l'ensemble des ménages avec enfants (13).

Familles monoparentales	
Belgique	24,5 %
Hainaut	33,1 %
Luxembourg	24,9 %
Namur	30,2 %
Flandre occidentale	18,2 %
France	13,4 %
Aisne	13,0 %
Ardennes	13,0 %
Marne	12,4 %
Nord	15,3 %
Oise	12,4 %
Pas-de-Calais	13,9 %
Somme	12,9 %

F - Insee (2006)
B - SPF Economie (2008)

L'effet frontière entre les départements/provinces est à ce point marqué (voir tableau 2) qu'il masque les différences au sein des pays pour ne plus faire apparaître que la frontière entre la France et la Belgique, d'une part, et entre les parties wallonne et flamande, d'autre part.

Or, le souhait était d'également présenter ces différences internes. De plus, vu le biais possible exposé ci-dessus par rapport aux données belges, il semblait pertinent de procéder à une normalisation comme pour le revenu médian (la proportion de familles monoparentales est donc présentée par rapport au pourcentage national respectif).

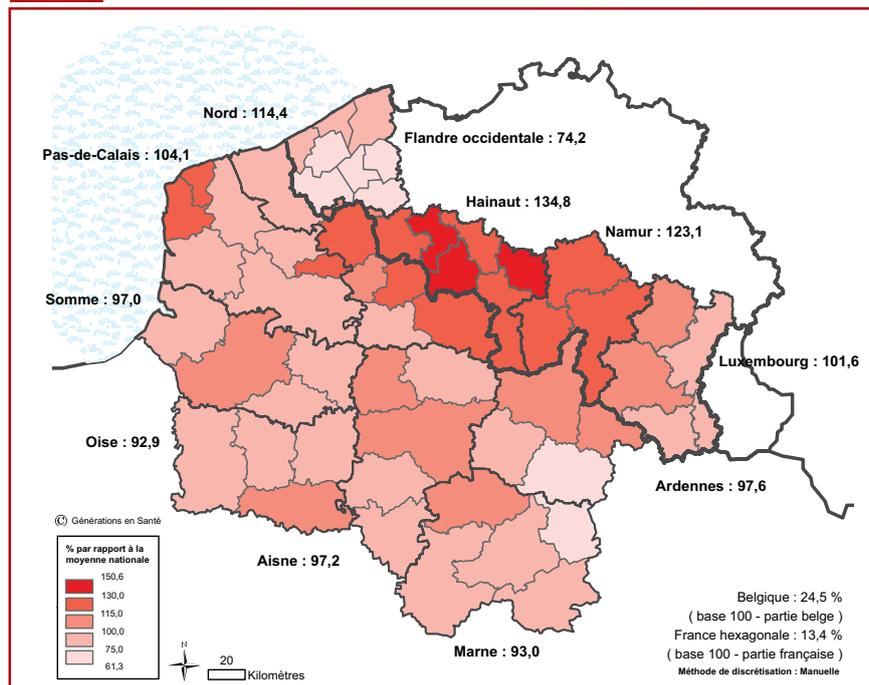
On voit se dessiner, au sein de la zone, un gradient nord-sud, avec des proportions de familles monoparentales plus importantes au nord, particulièrement élevées le long de la frontière avec le Hainaut.

Provinces et départements

Toutes les provinces belges de la zone ont une proportion de familles monoparentales plus importante qu'au niveau national alors que ce n'est le cas que pour deux départements français (le Nord et le Pas-de-Calais).

C'est en Belgique, et plus précisément dans le Hainaut, que la proportion de familles monoparentales est la plus élevée : elles y sont 1,3 fois plus nombreuses qu'au niveau national. À l'inverse, c'est en France, et plus précisément dans l'Oise que cette proportion est la plus petite en 2006 : 92,9 % de la moyenne nationale française.

Carte 7 Familles monoparentales, exprimées en pourcentage du taux national (France 2006, Belgique 2008)



Source : Insee recensement de la population 2006
Source : SPF Economie 2008

La Province de Flandre occidentale présente, quant à elle, une proportion plus basse que tous les autres départements/provinces de la zone : 74,2 % de la moyenne belge.

Arrondissements

Les arrondissements de Virton, Arlon et Bastogne sont l'exception côté wallon puisqu'ils présentent un taux de familles monoparentales inférieur à la moyenne nationale, ce qui est aussi le cas pour 60 % des arrondissements français de la zone. C'est dans les arrondissements du Nord - Pas-de-Calais, du Hainaut et de la province de Namur que les valeurs sont les plus élevées (avec un maximum de 150,6 % de la moyenne nationale dans l'arrondissement de Mons).

Les arrondissements de Flandre occidentale présentent des proportions fortement variables, entre 61,3 % (Tielt) et 89,1 % (Ostende) de la moyenne belge.

Selon les critères internationaux du **BIT (Bureau international du travail)**, un **chômeur** est défini comme une personne en âge de travailler (15 ans ou plus) qui répond simultanément à trois conditions :

- être sans emploi, c'est-à-dire ne pas avoir travaillé, ne serait-ce qu'une heure, durant une semaine de référence ;
- être disponible pour prendre un emploi dans les 15 jours ;
- avoir cherché activement un emploi dans le mois précédent ou en avoir trouvé un qui commence dans moins de trois mois.

À titre illustratif, les données issues de l'Enquête sur les Forces du Travail (EFT) réalisée au niveau européen sont présentées dans le tableau ci-dessous.

C'est la définition du BIT qui est prise en compte pour calculer les taux de chômage qui sont alors comparables d'un pays à l'autre.

Tab
4

**Taux de chômage,
par département/province**

Seuls la Marne, la Somme et la province de Luxembourg ont des taux de chômage, au sens du BIT, inférieurs à leur moyenne nationale respective. C'est également le cas de la Flandre occidentale.

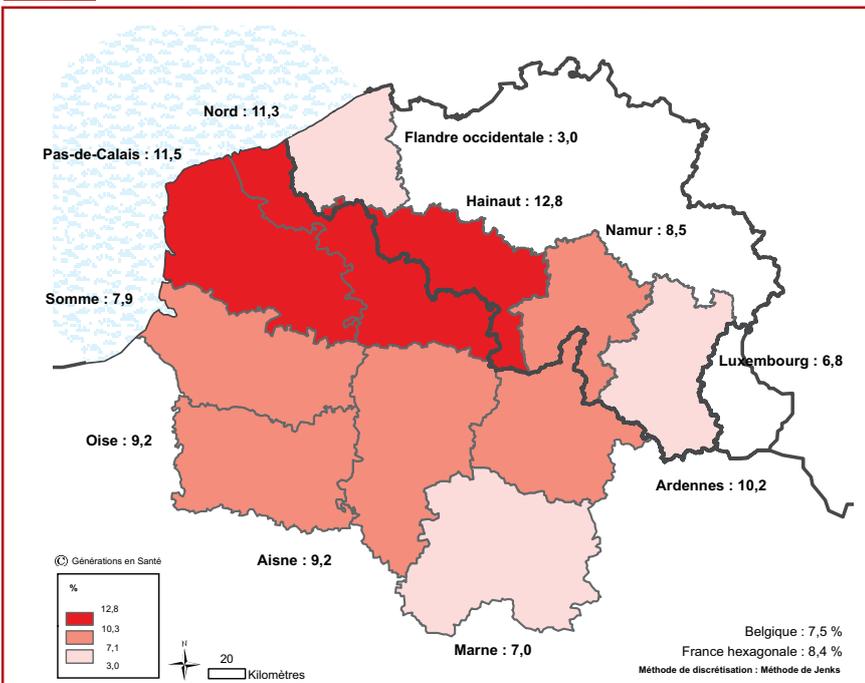
Malheureusement, ces données harmonisées ne sont pas disponibles au niveau des arrondissements. Il a donc fallu considérer les définitions nationales. Or, les résultats diffèrent en fonction des chiffres retenus et de la méthode de calcul (l'annexe 1 illustre ce propos en présentant les résultats de différentes méthodes de calcul du chômage sur un même territoire).

Taux de chômage (BIT)	
Belgique	7,5 %
Hainaut	12,8 %
Luxembourg	6,8 %
Namur	8,5 %
Flandre occidentale	3,0 %
France	8,4 %
Aisne	9,2 %
Ardennes	10,2 %
Marne	7,0 %
Nord	11,3 %
Oise	9,2 %
Pas-de-Calais	11,5 %
Somme	7,9 %

Source : Enquête EFT (2007)

Carte
8

Taux de chômage selon la définition du BIT (2007)



Source : Enquête sur les forces du travail (2007)

Il est important de garder à l'esprit que les femmes sont plus au chômage que les hommes, en France comme en Belgique.

Bien que les taux de chômage français et belge ne soient pas comparables, il apparaît que le terme « demandeur d'emploi » recouvre des réalités semblables des deux côtés de la frontière. C'est pourquoi il a été décidé de présenter cet indicateur plutôt qu'un taux de chômage.

En France, il s'agit des demandeurs d'emploi en fin de mois (DEFM) catégorie 1 (les demandeurs d'emploi à plein temps). En Belgique, des demandeurs d'emploi de catégories 1 et 2 (c'est-à-dire les demandeurs d'emploi après études ou après travail).

Bien que les définitions soient similaires, les conditions d'accès et de maintien sont différentes d'un pays à l'autre, ce qui peut expliquer la grande différence observée entre les deux côtés de la frontière. De plus, ceci expliquerait l'inversion du rapport entre les pays lorsque l'on considère les chiffres issus de l'EFT qui utilise la définition internationale du BIT.

Taux de demandeurs d'emploi par rapport à la population active (31/12/2007) (en %)

	DEI/Pop.active
Belgique	9,1 %
Hainaut	17,2 %
Luxembourg	9,6 %
Namur	13,4 %
Flandre occidentale	4,4 %
France	7,1 %
Aisne	9,6 %
Ardennes	8,9 %
Marne	6,4 %
Nord	9,4 %
Oise	6,8 %
Pas-de-Calais	9,6 %
Somme	8,3 %

Source : FOREM, Actiris, VDAB (31/12/2007)
DBSL (31/12/2007)

Ces données datant de décembre 2007, il est important de garder à l'esprit qu'elles ne reflètent donc pas les effets de la crise survenue l'année suivante.

Pour essayer de minimiser au maximum l'impact des différences exposées ci-avant, il a été décidé de présenter les données normalisées par rapport à la moyenne nationale.

Provinces et départements

Ainsi, on observe une zone centrale, bordant la frontière où les taux de demandeurs d'emploi sont particulièrement importants par rapport aux taux nationaux. Ainsi, les départements de l'Aisne, des Ardennes, du Nord, du Pas-de-Calais, de la Somme et l'ensemble des provinces belges présentent des taux de demandeurs d'emploi supérieurs à leur situation nationale respective. Lorsque les valeurs sont présentées par rapport à la moyenne nationale, l'effet frontière disparaît et l'on voit se dessiner une zone bordant la frontière où les taux de demandeurs d'emploi sont largement supérieurs aux chiffres nationaux.

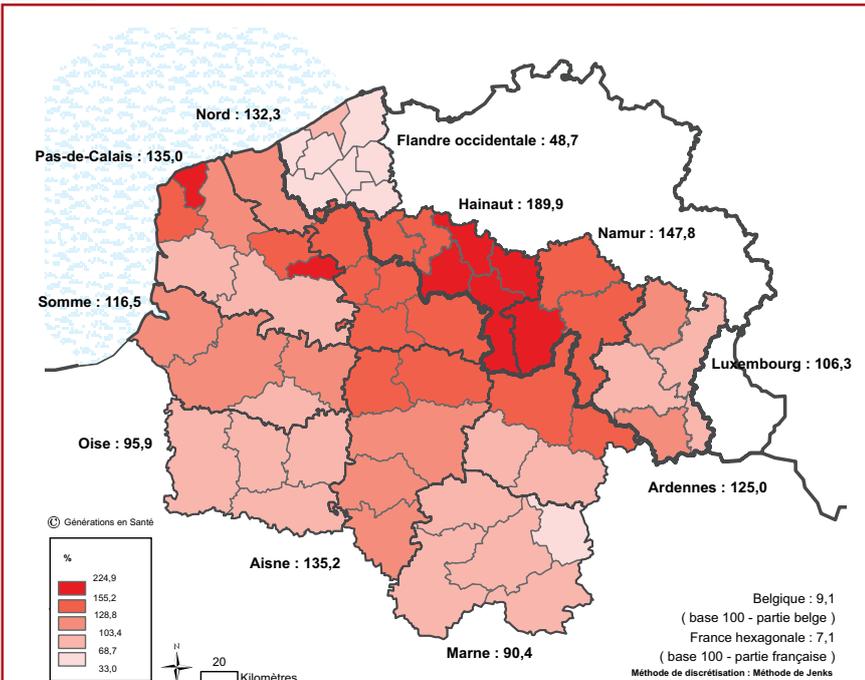
La Flandre occidentale présente, elle, un taux de demandeurs d'emploi particulièrement bas puisqu'il est deux fois inférieur au taux national (48,7 %).

Taux de demandeurs d'emploi par rapport à la population active, exprimé en pourcentage du taux national (31/12/2007)

Arrondissements

C'est dans les arrondissements de Charleroi (224,9 %), Mons (214,4 %) et de Calais (185,8 %) que l'on retrouve le rapport entre le taux de demandeurs d'emploi de l'arrondissement et le taux national le plus élevé. Ce rapport est également supérieur à 150 % dans les arrondissements de Lens (167,7 %), Vervins (152,4 %) et Saint-Quentin (155,1 %) côté français et dans ceux de Mouscron (151,1 %), Soignies (166,5 %), Thuin (176,9 %) et Philippeville (178,8 %) côté belge.

À l'inverse, les arrondissements français de Vouziers (74,2 %) et Sainte-Menehould (68,6 %) ont des taux de demandeurs d'emploi largement inférieurs à leur moyenne nationale. En Belgique, seul l'arrondissement d'Arlon (97,2 %) présente un taux de demandeurs d'emploi inférieur au taux belge.



Source : BDSL – 31-12-2007
Source : FOREM – Actiris – VDAB – 31-12-2007

L'ensemble des arrondissements de Flandre occidentale présente des taux de demandeurs d'emploi inférieurs aux taux nationaux. Ce rapport allant cependant du simple : 33,0 % (Tielt) au double : 73,8 % (Ostende).

Le terme « **bénéficiaire** » définit ici une personne recevant une allocation et non comme toute personne vivant dans un ménage en bénéficiant.

Les conditions d'octroi, la forme et le montant des allocations sociales varient d'un côté à l'autre de la frontière. Cependant, elles s'adressent toujours à des populations fragilisées. Étant donné les nombreuses différences entre les deux pays, il a été décidé d'analyser le revenu minimum d'insertion (ou RMI⁹) en France et le revenu d'intégration (ou RI¹⁰) en Belgique. Bien que n'existant plus sous ces dénominations, ils étaient équivalents en 2007, année choisie pour la majorité des indicateurs.

Le revenu minimum d'insertion (RMI) était une allocation française, en vigueur entre le 1^{er} décembre 1988 et le 31 mai 2009. Il était versé aux personnes sans ressource ou ayant des ressources inférieures à un plafond fixé par décret.

Le bénéficiaire du RMI devait remplir les conditions suivantes :

- résider en France ;
- être âgé d'au moins 25 ans, ou avoir un ou plusieurs enfants à charge (ou être enceinte) ;
- pour les étrangers (non ressortissants de l'UE), être titulaire d'une carte de résident ou d'un titre de séjour justifiant d'un séjour régulier en France depuis au moins cinq ans ;
- ne pas avoir de revenu ou avoir des revenus dont le montant total est inférieur au RMI ;
- ne pas être élève, étudiant, stagiaire, sauf si la formation suivie constitue une activité d'insertion prévue par le contrat d'insertion.

L'allocation en elle-même était complémentaire aux éventuels revenus des bénéficiaires, leur permettant d'atteindre le montant du RMI calculé sur base de la composition du ménage.

L'équivalent en Belgique porte le nom de revenu d'intégration (RI). Son octroi est lié à une série de conditions dont six sont cumulatives :

- avoir sa résidence effective en Belgique ;
- être majeur ou assimilé ;
- être de nationalité belge (ou soit bénéficiaire en tant que citoyen de l'Union européenne, ou en tant que membre de sa famille qui l'accompagne ou le rejoint, d'un droit de séjour de plus de trois mois, soit être inscrit comme étranger au registre de la population, soit être un apatride, ou encore être un réfugié au sens de l'article 49 de la loi du 15 décembre 1980 sur l'accès au territoire, le séjour, l'établissement et l'éloignement des étrangers) ;
- ne pas disposer de ressources suffisantes, ni pouvoir y prétendre, ni être en mesure de se les procurer, soit par ses efforts personnels, soit par d'autres moyens ;
- être disposé à travailler, à moins que des raisons de santé ou d'équité ne l'en empêchent ;
- faire valoir ses droits aux prestations en vertu de la législation sociale belge et étrangère.

Les conditions d'octroi différant d'un pays à l'autre, il est plus approprié d'utiliser la même approche que pour le revenu médian : le taux de bénéficiaires de l'allocation est exprimé en pourcentage de la moyenne nationale. En effet, sans cette normalisation, seul l'effet frontière apparaît, au détriment des différences, pourtant existantes, au sein de la zone. Cet effet frontière résulte sans doute plus des conditions d'octroi que d'une pauvreté monétaire, plus importante côté français. À titre d'information, le taux brut de bénéficiaires est bien plus élevé en France (30,4 bénéficiaires pour 1 000 personnes de 18 à 65 ans) qu'en Belgique (20,5 pour 1 000)¹¹ (tableau 6).

Cette différence peut peut-être trouver une explication dans le chapitre précédent : un taux de chômage plus élevé mais des bénéficiaires des allocations moins nombreux en Belgique et une situation inversée en France. Cette dernière observation résulte sans doute des politiques sociales différentes entre les deux pays.

Les bénéficiaires sont les plus nombreux dans le département du Nord : près d'une personne sur vingt (45,1 pour 1 000) bénéficie de cette aide en 2007-2008. Côté belge, le taux le plus élevé se retrouve en Hainaut (28,2 pour 1 000). Le minimum est retrouvé dans le département de la Marne (18,5 pour 1 000) et en province de Luxembourg (18,8 pour 1 000).

⁹ Actuel Revenu de Solidarité Active (RSA)

¹⁰ La législation de 2002 qui a introduit le R.I. a par là même modifié le revenu appelé antérieurement « minimex »

¹¹ Alors même que la population au dénominateur est plus large que celle éligible pour la France puisque le choix a porté sur la tranche d'âge 18-65 ans. En effet, bien que le critère d'âge soit fixé, en France, à 25 ans, de nombreux bénéficiaires sont plus jeunes. En Belgique, le RI est accordé aux 18-65 ans.

Lorsque l'on normalise au moyen de la technique exposée ci-dessus, on observe une surreprésentation des populations les plus fragilisées le long de la frontière. On observe cependant une répartition plus uniforme, avec des bénéficiaires d'allocations RMI/RI plus nombreux sur la ligne frontalière, proportion qui diminue au fur et à mesure que l'on s'en éloigne.

**Tab
6**

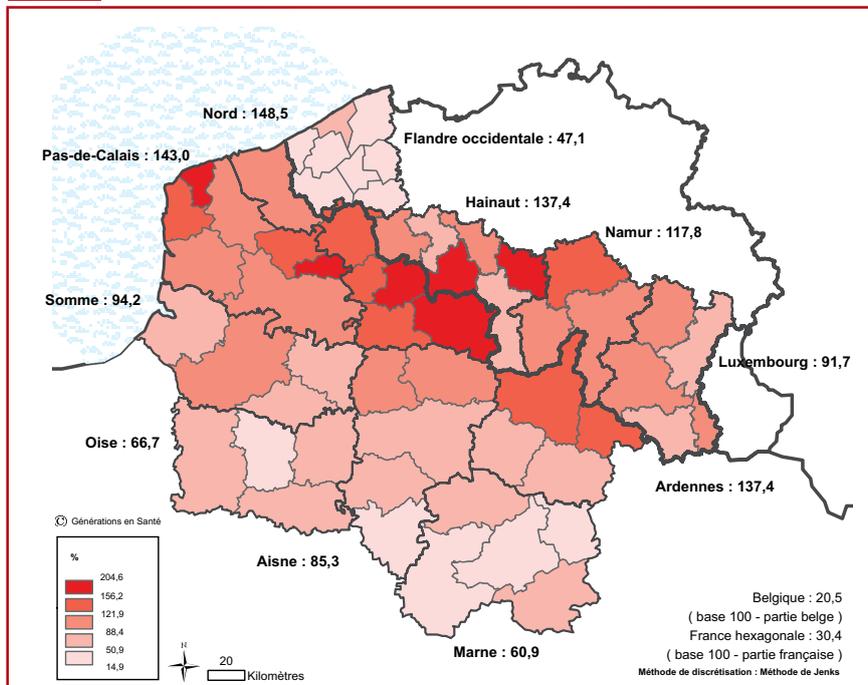
**Proportion de bénéficiaires
du RMI / RI (2007-2008)**

Proportion de bénéficiaires du RMI / RI (pour 1 000 hab.)	
Belgique	20,5
Hainaut	28,2
Luxembourg	18,8
Namur	24,2
Flandre occidentale	9,7
France	30,4
Aisne	25,9
Ardennes	41,8
Marne	18,5
Nord	45,1
Oise	20,3
Pas-de-Calais	43,5
Somme	28,6

Source : Caf, MSA, données (moyenne 2007-2008)
Source : SPF Intégration sociale (moyenne 2007-08)

**Carte
10**

**Bénéficiaires du RMI/RI exprimés en pourcentage
de la moyenne nationale (moyenne 2007-2008)**



Source : Caf, MSA, données (moyenne 2007-2008)
Source : SPP Intégration sociale (moyenne 2007-08)

Un **logement social** est un logement destiné, suite à une initiative publique ou à un partenariat public-privé, à des personnes à revenus modestes qui ont des difficultés à se loger au prix du marché. L'indicateur présenté ici est le nombre de logements pour 1 000 habitants.

En France, les barèmes de loyers des logements sociaux et plafonds de revenus des locataires sont fixés chaque année par décret et diffèrent selon la localisation, le type de conventionnement et la composition des ménages locataires¹² [31].

La loi relative à la solidarité et au renouvellement urbains (SRU) de décembre 2000 rend obligatoire la présence de 20 % de logements sociaux dans les communes de plus de 3 500 habitants comprises dans une agglomération de plus de 50 000 habitants, comprenant au moins une commune de plus de 15 000 habitants¹³.

En Belgique, les logements sociaux sont destinés aux ménages ayant des revenus modestes¹⁴ ou aux personnes isolées. Les logements sociaux relèvent de la compétence des régions ; les conditions d'attribution varient de l'une à l'autre.

Par une circulaire datée du 3 mai 2007, le Gouvernement wallon vise à encourager les communes à atteindre l'objectif des 10 % de logements sociaux sur leur territoire. Les communes qui se trouvent sous le seuil de 10 % auront un accès prioritaire aux aides à l'investissement, mais elles feront l'objet de pénalités, si elles ne fournissent pas de programme communal de logement en vue d'accroître leur parc de logements sociaux¹⁵.

Les conditions d'attribution et les obligations légales en matière de logements sociaux diffèrent des deux côtés de la frontière et nécessitent d'interpréter les chiffres à la lumière de ces différences.

Sur la zone, on observe 70 logements sociaux pour 1 000 habitants. C'est un chiffre similaire à la situation française mais près de trois fois supérieur à ce qui est observé en Belgique (27 logements pour 1 000 habitants).

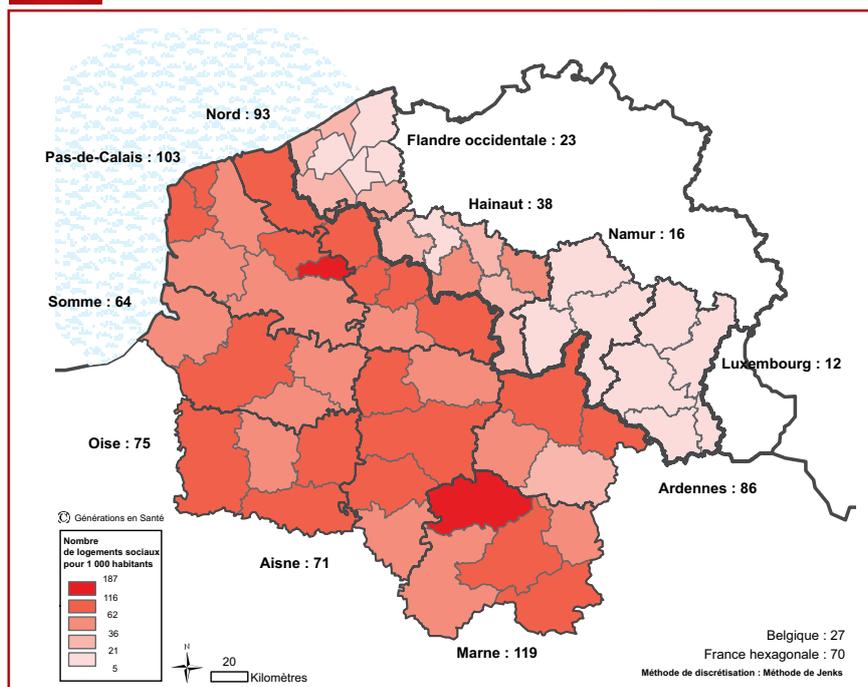
Cette disparité nationale, relevant de choix en matière de politique des logements, se retrouve dans la zone. Ainsi, on constate clairement l'existence d'un effet frontière, avec des logements sociaux plus nombreux côté français. Côté belge, le nombre de logements sociaux est le plus élevé dans le Hainaut (3,8 pour 1 000 habitants) alors que la province de Luxembourg présente le taux le plus bas (1,2 pour 1 000 habitants).

¹² Les conditions d'accès inhérentes aux revenus varient selon trois territoires (Paris ; Île-de-France hors Paris et communes limitrophes ; Autres communes) et selon le type de logement (PLUS - Prêt locatif à usage social – ou d'intégration). À titre, d'exemple, pour une personne seule, elle varie entre 22 113 (PLUS à Paris) et 10 572 (PLA, autres communes). Pour plus d'informations : <http://www.anil.org/fr/analyses-et-commentaires/analyses-juridiques/2009/logement-hlm-plafonds-de-ressources/index.html>

¹³ Les critères de revenu pour l'attribution d'un logement social rendent une partie importante de la population française éligible.

¹⁴ Pour ce qui est de la Wallonie par exemple, les revenus annuels imposables (3 ans auparavant ou actuels si ceux-ci en diffèrent de 15 % au moins), ne doivent pas dépasser 25 700 euros pour une personne isolée (augmentés de 2 400 euros par enfant à charge) ou 32 100 euros pour un ménage composé de plusieurs personnes, augmentés de 2 400 euros par enfant à charge (règle valable au 1^{er} janvier 2012).

¹⁵ Les données présentées ici ne peuvent donc encore avoir été influencées par cette circulaire vu le délai pour la construction de nouveaux logements



Source : Chaf, CCMSA (2007-2008), Insee (2006)
Source : SWL, VMSW, SLRB - 2007

En France, les extrêmes se retrouvent dans la Marne (119 pour 1 000 habitants) et la Somme (64 pour 1 000 habitants), ce dernier département ayant la seule proportion inférieure au chiffre national.

Au niveau des arrondissements, celui de Lens présente le taux de logements sociaux le plus élevé, avec près d'un logement social pour cinq habitants (187 logements pour 1 000 habitants) - en Belgique, c'est à Charleroi que ce taux est le plus élevé (50 pour 1 000 habitants).

Inversement, l'arrondissement de Philip-peville ne compte que 5 logements sociaux pour 1 000 habitants. En France, le minimum revient à l'arrondissement de Vouziers, où l'on retrouve proportionnellement le moins de logement sociaux (35 pour 1 000 habitants).

Que ce soit en France hexagonale ou en Belgique, les proportions sont donc fortement variables selon les départements/provinces et au sein de leurs arrondissements.

Les logements sociaux sont particulièrement nombreux, au regard de la moyenne de leur pays respectif, sur la ligne allant de l'arrondissement de Calais à celui de Charleroi. Le sud de la zone, et plus particulièrement la Marne, présente également des chiffres plus élevés.

Les indicateurs de santé

L'espérance de vie à la naissance¹⁶

L'espérance de vie à la naissance est le nombre moyen d'années que peut espérer vivre un individu s'il reste soumis toute sa vie aux conditions de mortalité de l'année d'étude. L'espérance de vie à la naissance est un indicateur universel de l'état de santé général de la population [32].

De manière générale, il existe des différences significatives d'espérance de vie entre les hommes et les femmes. Même si ces différences tendent à se réduire sur une période récente, les femmes vivent encore, en moyenne, plus longtemps que les hommes.

De plus, de nombreuses études et notamment depuis le rapport Black [3], montrent que des différences apparaissent également en fonction du niveau d'instruction, du revenu [33] ou de la classe (ou catégorie) sociale [21]. Malgré les politiques mises en place, ces inégalités ont tendance à augmenter entre les différents groupes socio-économiques.

Dans une publication de 2008, Cambois et al. [34] montrent que « *les ouvriers et les ouvrières ne sont pas seulement désavantagés face à la mort : au sein d'une vie plus courte, ils passent aussi plus de temps que la moyenne en situation d'incapacité* ».

Déjà importants, les écarts d'espérance de vie par catégorie sociale ont également tendance à croître au fil du temps [35]. En France, au milieu des années 90, les hommes cadres avaient une espérance de vie à 35 ans de 47 années contre seulement 39 années pour les ouvriers. L'écart était deux fois moindre entre les femmes cadres et ouvrières (respectivement 50 et 47 années). Qui plus est, l'écart d'espérance de vie pour les hommes, entre cadres et ouvriers s'est amplifié depuis le début des années 80 [36].

L'espérance de vie de la zone est plus basse que celle des pays respectifs et ce, tant pour les hommes (74,0 ans en 2005-2007) que pour les femmes (81,4 ans) et cette différence est plus élevée qu'en France où l'on peut espérer vivre plus longtemps qu'en Belgique.

Cette différence entre Belgique et France est plus importante chez les femmes (respectivement 81,6 ans et 83,5 ans d'espérance de vie à la naissance en 2005-2007 que chez les hommes - 76,0 ans et 76,7 ans).

Chez les hommes comme chez les femmes, les écarts entre les provinces sont moins importants en Belgique qu'ils ne le sont entre départements français.

L'espérance de vie est la plus basse dans la province de Hainaut (73,0 ans chez les hommes et 80,1 ans pour les femmes) alors que c'est dans la Marne (83,1 ans pour les femmes) et dans l'Oise (75,9 ans pour les hommes) que, respectivement les femmes et les hommes vivent le plus longtemps.

¹⁶ La méthode utilisée pour le calcul de l'espérance de vie se trouve en annexe 3

Les hommes

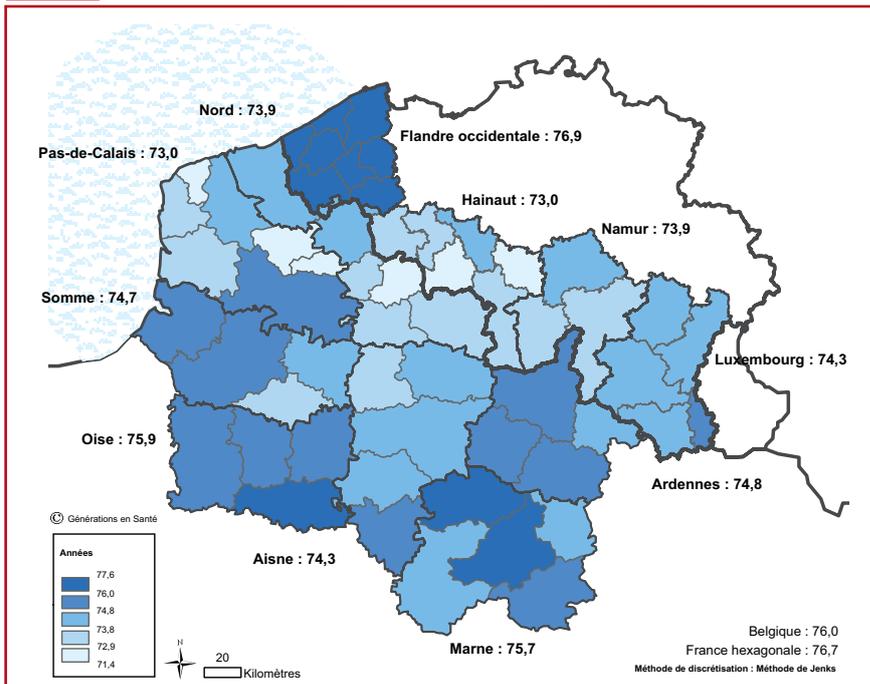
Les cartes ne permettent pas de distinguer un effet frontière même s'il apparaît que, les espérances de vie masculines sont plus élevées dans le sud de la zone. Ce constat est plus franc chez les hommes que chez les femmes.

C'est dans l'arrondissement de Senlis que les hommes vivent en moyenne le plus longtemps (76,3 ans en 2005-2007). L'espérance de vie y est supérieure de presque 5 ans par rapport à l'arrondissement de Lens (71,4 ans) où l'espérance de vie des hommes est la plus basse.

En Flandre occidentale, l'espérance de vie des hommes (76,9 ans en 2005-2007) est similaire à celle du pays. Pour les hommes, la Flandre occidentale présente une espérance de vie supérieure à toutes celles observées dans les départements/provinces de la zone, ce qui n'est pas le cas pour les femmes.

Carte
12

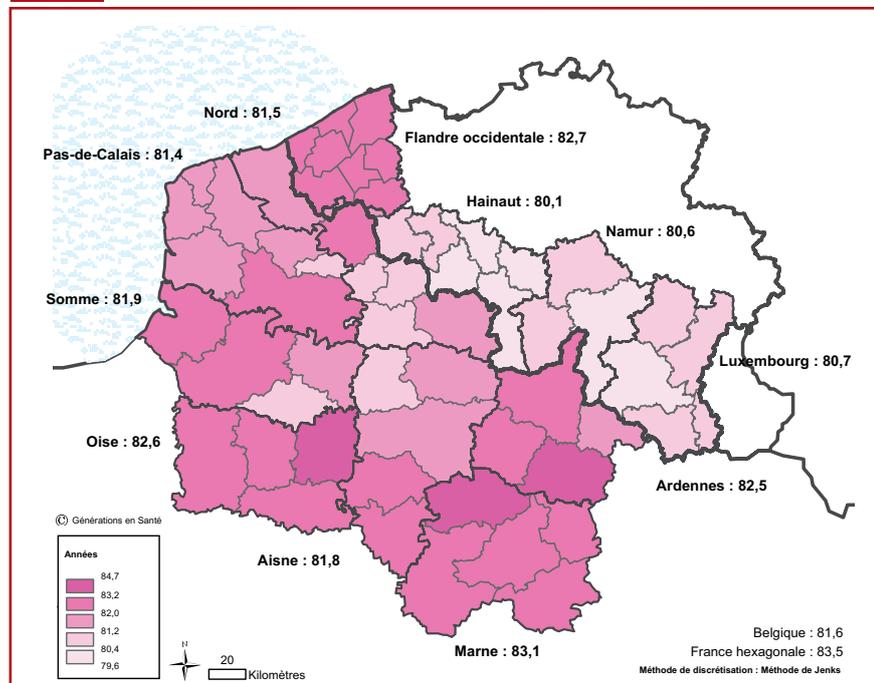
Espérance de vie à la naissance pour les hommes (2005-2007)



Source : Inserm (CépiDc), Insee (2005-2007)
Source : ISSP, SPF Economie (2005-2007)

Carte
13

Espérance de vie à la naissance pour les femmes (2005-2007)



Source : Inserm (CépiDc), Insee (2005-2007)
Source : ISSP, SPF Economie (2005-2007)

Les femmes

Un écart similaire d'un peu plus de cinq années est observé chez les femmes entre l'arrondissement de Vouziers, où elles vivent en moyenne 84,7 ans en 2005-2007, et celui de Charleroi où l'espérance de vie des femmes est la plus basse (79,6 ans).

On observe un léger effet frontière entre la Belgique et la France hexagonale. L'espérance de vie féminine est plus élevée dans la partie française de la zone étudiée que dans la partie belge.

En Flandre occidentale, l'espérance de vie des femmes est de 82,7 ans, ce qui est significativement supérieur à l'espérance de vie d'une femme de la zone ou d'une belge (respectivement 81,4 ans et 81,6 ans).

Taux de fécondité chez les 14-17 ans

Le **taux de fécondité par classe d'âge (pour 1 000)** est égal au nombre de naissances vivantes selon l'âge de la mère rapporté au nombre de femmes de cette classe d'âge * 1 000.

La classe d'âge considérée ci-dessous reprend les jeunes filles âgées de 14 à 17 ans. Afin d'augmenter les effectifs, neuf années consécutives sont utilisées ici¹⁷.

Les taux de fécondité varient avec la « défavorisation » matérielle [37], et ces écarts sont encore plus marqués chez les femmes de moins de 20 ans où le taux de fécondité dans les milieux les plus défavorisés est jusque dix fois supérieur à celui des plus favorisés si l'on considère la tranche d'âge des 15-19 ans [37]. De plus, les grossesses chez les jeunes mères augmentent le risque de prématurité, celui de petit poids de naissance ou d'enfants mort-nés [37-38].

Entre 2000 et 2008¹⁸, on a observé en moyenne 3,1 naissances pour 1 000 jeunes filles âgées de 14 à 17 ans en Belgique. En France, ce chiffre était proche quoique légèrement inférieur (2,9 naissances pour 1 000 chez les femmes entre 14 et 17 ans).

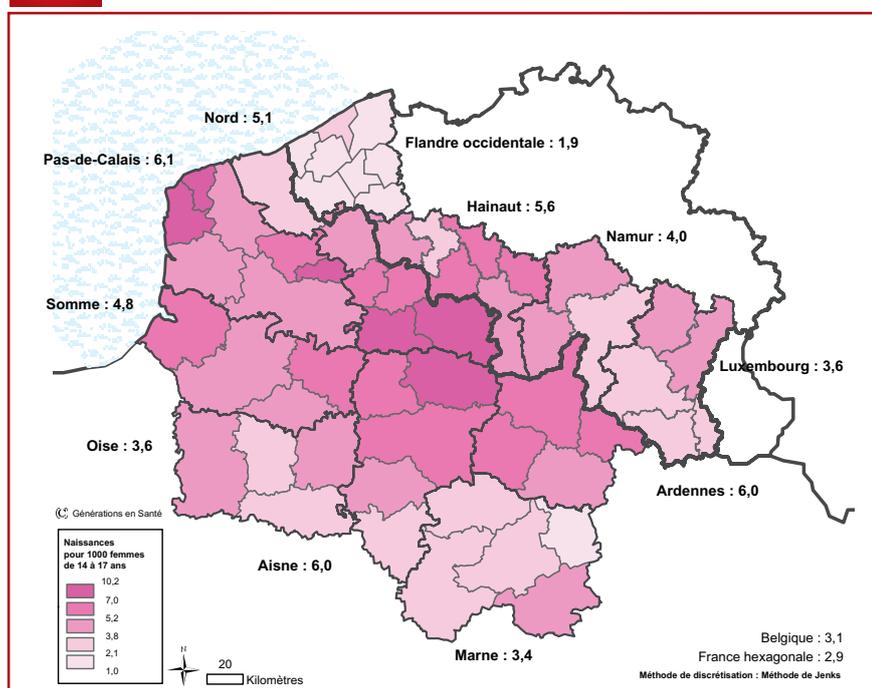
Dans la zone étudiée, ce chiffre est bien plus élevé puisqu'en moyenne on a observé 5,1 naissances pour 1 000 jeunes filles chez les 14-17 ans. La différence entre les parties belge (4,9 pour 1 000) et française (5,1 pour 1 000) de la zone est faible.

Les taux de fécondité chez les 14-17 ans sont les plus élevés dans le centre de la zone. Au niveau départemental et provincial, le Pas-de-Calais présente le taux de fécondité des mineures le plus élevé (6,1 naissances pour 1 000 jeunes filles de 14 à 17 ans en 2000-2008). L'Aisne (6,0 pour 1 000), les Ardennes (6,0 pour 1 000) ainsi que le Hainaut (5,6 pour 1 000) présente également des taux élevés.

C'est dans la Province du Luxembourg et le département de l'Oise que le chiffre est le plus bas : 3,6 naissances pour 1 000 femmes âgées de 14 à 17 ans. Ce chiffre reste cependant plus élevé que les moyennes nationales française et belge.

Carte
14

Taux de fécondité chez les 14-17 ans pour 1 000 femmes (2000-2008)



Source : Insee (2000-2008)

Source : ISSP, SPF Economie, P.M.E., Classes moyennes et Energie (2000-2008)

Sur la zone, les taux de fécondité des mineures présentent des variations importantes. Les taux de fécondité des mineures côté français varient de 1,8 naissances pour 1 000 femmes dans l'arrondissement Sainte-Menehould à 10,2 pour 1 000 dans celui de Vervins entre 2000 et 2008. Côté belge, les chiffres varient dans une moindre proportion : de 2,8 pour 1 000 dans l'arrondissement d'Arlon à 6,9 pour 1 000 jeunes filles dans l'arrondissement de Charleroi.

En Flandre occidentale, les taux de fécondité chez les 14-17 ans sont particulièrement bas, ce que reflète le taux provincial (1,9 naissance pour 1 000 jeunes filles de 14 à 17 ans en 2000-2008), qui est inférieur aux taux observés dans l'ensemble des départements et des provinces de la zone. Les taux varient de 1,0 pour 1 000 dans l'arrondissement de Tiel à 3,6 pour 1 000 dans celui d'Ostende.

¹⁷ Il faut cependant constater que pour certains arrondissements, les naissances, même sur neuf années, sont inférieures à 20 unités et ceci pour les arrondissements de Sainte-Ménéhould (5), Dixmude (17), Furnes et Tielte (19).

¹⁸ La population considérée est donc celle des jeunes femmes de 14 à 17 ans à mi-année sauf pour l'année 2008 en France où il s'agit, pour des questions de disponibilité des données, de la population des femmes de 14 à 17 ans au 1^{er} janvier 2008.

Mortalité générale

Les taux de mortalité présentés dans cette partie sont des taux standardisés. C'est à dire qu'ils sont calculés en ajustant l'observation sur une population de référence afin de gommer l'effet de l'âge et de pouvoir comparer les résultats obtenus. Il ne s'agit donc pas d'une proportion réelle de la population. Dans cette étude, la population de référence est la population de la zone étudiée au 1^{er} janvier 2006, ce qui permet d'optimiser la mise en évidence des différences par rapport à la zone étudiée et à l'intérieur de celle-ci, tout en proposant des taux standardisés peu éloignés des taux bruts (proportion réelle). Pour les lecteurs qui souhaitent comparer les taux de mortalité avec d'autres publications, les taux standardisés sur la population européenne sont disponibles sur le site internet de Générations en santé¹⁹.

Si l'on a coutume de dire que la seule chose devant laquelle les hommes sont tous égaux, c'est la mort, force est de constater que cet adage n'est pas tout à fait vrai. Ainsi, nombre d'études ont démontré l'existence de gradient de mortalité suivant les positions socio-économiques [39-42].

Les chiffres détaillés se retrouvent dans le chapitre « Mises à jour » du Tableau de bord transfrontalier de la santé (2002) où ils ont fait l'objet d'un développement plus approfondi. C'est également le cas des taux standardisés de mortalité prématurée, de mortalité par cancer et par maladie cardiovasculaire.

Ainsi, seuls quelques constats sont présentés en commentaires des cartes reprenant l'ensemble des chiffres.

Éléments marquants

Le taux de mortalité générale est plus élevé en Belgique qu'en France hexagonale et le taux de mortalité générale dans la zone étudiée lui est encore supérieur. Les hommes présentent des taux de mortalité générale bien plus élevés que les femmes, que ce soit en Belgique ou en France.

Pour les hommes comme pour les femmes, les plus hauts taux de mortalité se trouvent dans les provinces belges de Hainaut et de Namur. La Flandre Occidentale côté belge ainsi que l'Oise et la Marne côté français présentent en revanche des taux de mortalité masculins et féminins faibles en comparaison du reste de la zone.

Excepté la Flandre occidentale, pour les hommes et pour les femmes, aucun département ou province de la zone ne présente un taux de mortalité générale inférieur à celui de son pays respectif.

Quel que soit le territoire concerné, le taux de mortalité des hommes est supérieur à celui des femmes. Le taux standardisé de mortalité masculine de la zone (128,6 décès pour 10 000 hommes en 2001-2007) est plus élevé qu'en France hexagonale (106,5 pour 10 000 hommes) ou en Belgique (120,2 décès pour 10 000 hommes).

Sur la zone, les taux de mortalité belges sont supérieurs aux taux français ; ainsi on observe un effet frontière entre les deux pays, reflétant la situation observée au niveau national.

Tous les départements et les provinces de la zone étudiée ont des taux standardisés de mortalité supérieurs à leur taux national respectif (pour les hommes comme pour les femmes). La province de Hainaut présente le taux de mortalité le plus élevé (145,1 décès pour 10 000 hommes en 2001-2007) côté belge, et le Pas-de-Calais (133,3 pour 10 000) côté français. Le taux le plus faible de la zone se retrouve dans la Marne (113,7 pour 10 000) côté français, et dans la province de Luxembourg (128,9 pour 10 000) côté belge.

Mortalité prématurée

La **mortalité prématurée** correspond à l'ensemble des décès survenus avant l'âge de 65 ans.

Tout comme pour la mortalité générale, on constate, pour la mortalité prématurée, un gradient social par ailleurs plus marqué chez les hommes [1] [35] [42-43]. Ainsi, en France, 10 000 décès prématurés par an pourraient être évités si les ouvriers et employés avaient une mortalité comparable à celle des cadres supérieurs et des professions libérales [44].

Éléments marquants

De manière générale, la mortalité prématurée est plus importante chez les hommes que chez les femmes : dans la zone étudiée, elle lui est plus de deux fois supérieure.

Le taux de mortalité prématurée est plus élevé en France hexagonale qu'en Belgique pour les hommes, et inversement pour les femmes. Le taux de la zone étudiée est significativement supérieur aux taux nationaux pour les hommes.

À l'intérieur de la zone, le taux de mortalité prématurée des hommes est presque identique de chaque côté de la frontière. Chez les hommes comme chez les femmes, les plus hauts taux de mortalité prématurée se trouvent au centre-nord de la zone ; la répartition se fait ensuite en couronne.

Excepté la Flandre occidentale, pour les hommes et pour les femmes, aucun département ou province de la zone ne présente un taux de mortalité prématurée inférieur à celui de son pays respectif.

¹⁹ www.generationsensante.eu

Taux standardisé de mortalité par cancer

Les cancers, comme d'autres causes de mortalité, contribuent aux inégalités sociales devant la mort. Ainsi, selon l'Agence internationale de recherche contre le cancer [45], les facteurs sociaux interviennent de façon particulièrement importante pour certaines localisations (poumon, foie, œsophage, estomac, utérus). Cependant, le risque est inversé (plus élevé dans les classes socio-économiquement favorisées) en ce qui concerne les cancers du côlon et de la peau, ainsi que certaines tumeurs du cerveau pour les hommes et les tumeurs du sein et des ovaires chez les femmes.

Les chiffres présentés ci-dessous se retrouvent dans le chapitre n°2 (Cancers) du Tableau de bord transfrontalier de la santé où ils ont fait l'objet d'un développement plus approfondi.

En 2004-2006 la mortalité par cancers est plus élevée en France hexagonale qu'en Belgique pour les hommes. C'est l'inverse pour les femmes. Pour les deux genres, l'incidence est plus élevée dans la zone étudiée que les moyennes nationales.

Éléments marquants

Chez les hommes, en France comme en Belgique, l'ensemble des départements et provinces de la zone étudiée présentent des taux de mortalité par cancer plus élevés qu'à leur niveau national respectif ; et ce, de manière significative à l'exception de la province de Luxembourg.

Le taux standardisé de mortalité féminine par cancer, au sein de la zone est statistiquement plus élevé qu'en France hexagonale. Ce n'est pas le cas en Belgique.

Un effet frontière est observé sur la zone étudiée, reflétant la situation au niveau national, avec une mortalité plus importante côté belge tandis qu'il s'estompe, voire s'inverse au niveau de la frontière avec la Flandre occidentale.

En France hexagonale comme en Belgique, l'ensemble des départements et provinces présentent des taux de mortalité par cancer chez les femmes plus élevés que leur taux national respectif, même si cette différence n'est pas toujours significative.

Taux standardisé de mortalité par maladies cardiovasculaires

Tout comme pour les précédentes causes exposées, on constate un gradient socio-économique dans le cas de la mortalité cardiovasculaire [39] [41-43] [46].

Comme le rappelle l'Aide-mémoire de l'OMS, les maladies cardiovasculaires représentent la première cause de mortalité dans le monde. Les principaux facteurs de risque associés à ces pathologies sont l'alimentation déséquilibrée (excès de graisses...), le manque d'activité physique, le tabagisme et l'usage nocif d'alcool [47].

Or, comme le démontrent les enquêtes de santé [10] [23-24], ces comportements se retrouvent plus fréquemment dans les populations plus fragiles au niveau socio-économique, ce qui pourrait expliquer une partie de ce gradient. Une étude portant sur la cohorte de Whitehall II [39] va d'ailleurs dans ce sens, montrant que l'association entre mortalité et position socio-économique est atténuée de manière non négligeable (42 %) lorsque les comportements de santé sont pris en considération.

Les chiffres présentés ci-dessous se retrouvent dans le chapitre « Maladies cardiovasculaires » du Tableau de bord transfrontalier de la santé 2012 où ils ont fait l'objet d'un développement plus approfondi.

Quel que soit le territoire concerné, les taux de mortalité par maladies cardiovasculaires des hommes sont supérieurs à ceux des femmes.

Éléments marquants

Chez les hommes, la zone étudiée présente un taux de mortalité par maladies cardiovasculaires plus élevé qu'en France mais inférieur au taux belge et ce, de manière significative.

Entre la France et la Belgique, il existe un effet frontière important.

L'ensemble des départements et provinces de la zone étudiée présentent des taux standardisés de mortalité par maladies cardiovasculaires significativement supérieurs à leur taux national respectif (pour les hommes comme pour les femmes) à l'exception de la province de Luxembourg, de la Marne et de l'Oise.

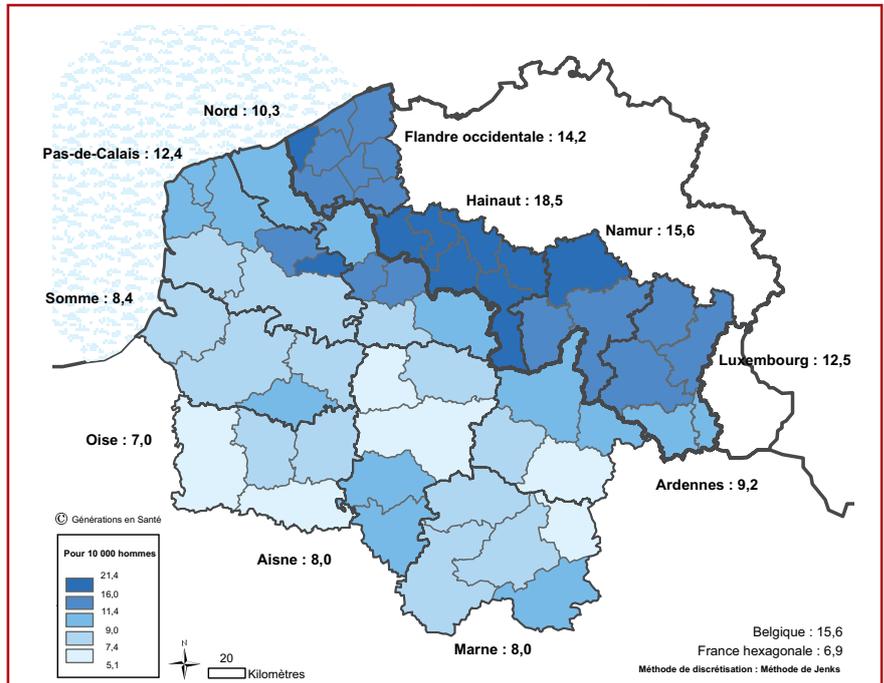
Taux standardisé de mortalité par maladies de l'appareil respiratoire

Les maladies respiratoires figurent également parmi les causes de décès pour lesquelles un gradient social en matière de mortalité est observé. Ainsi, la mortalité par causes respiratoires semble fortement liée au niveau d'instruction tant chez les hommes que chez les femmes [48].

Tout comme pour la mortalité par maladies cardiovasculaires, quel que soit le territoire concerné, le taux de mortalité d'origine respiratoire des hommes est supérieur à celui des femmes et est significativement plus élevé en Belgique qu'en France. Pour contextualiser cette différence importante entre les deux pays, il peut être éclairant de consulter le dernier rapport d'Eurostat sur les causes de mortalité en Europe [46]. Il met en évidence que la France est l'un des pays d'Europe où le taux de mortalité d'origine respiratoire est le plus bas, à l'inverse de la Belgique, où l'on retrouve un des taux les plus élevés.

Carte
15

Taux standardisés de mortalité par maladies de l'appareil respiratoire chez les hommes, 2004-2006 (pour 10 000 hommes)

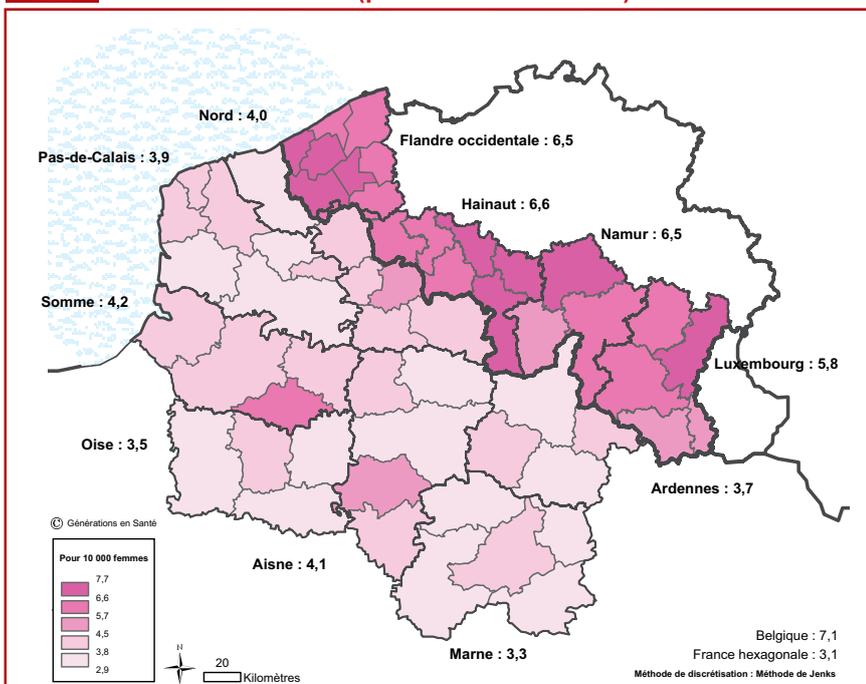


Source : Inserm (CépiDc), Insee (2004-2006)

Source : ISSP, SPF Economie, P.M.E., Classes moyennes et Energie (2004-2006)

Carte
16

Taux standardisés de mortalité par maladies de l'appareil respiratoire chez les femmes, 2004-2006 (pour 10 000 femmes)



Source : Inserm (CépiDc), Insee (2004-2006)

Source : ISSP, SPF Economie, P.M.E., Classes moyennes et Energie (2004-2006)

Éléments marquants

Le taux de mortalité par maladies de l'appareil respiratoire est plus élevé en Belgique qu'en France hexagonale pour les hommes comme pour les femmes. Le taux de la zone étudiée est compris pour les deux sexes entre le taux belge et le taux français.

À l'intérieur de la zone, le taux de mortalité par maladies de l'appareil respiratoire des hommes et des femmes est nettement plus élevé du côté belge de la frontière. Chez les hommes comme chez les femmes, les plus hauts taux de mortalité se trouvent dans la province de Hainaut. On distingue à chaque fois un effet frontière très net.

Pour les hommes et pour les femmes, tous les départements français présentent des taux de mortalité par maladies de l'appareil respiratoire supérieurs au taux national (6,9 pour 10 000 hommes et 3,1 pour 10 000 femmes). À l'inverse, toutes les provinces belges présentent des taux inférieurs au taux national (15,8 pour 10 000 hommes et 7,1 pour 10 000 femmes).

La province de Flandre occidentale a un taux de mortalité attribuable aux maladies de l'appareil respiratoire significativement plus faible qu'en Belgique et plus élevé qu'en France hexagonale pour les hommes et similaire à la situation nationale pour les femmes.

Taux standardisé de mortalité par causes non naturelles

Dans son récent rapport [49], le bureau européen de l'OMS pointe un gradient socio-économique entre pays pour les décès d'origine non naturelle et plus spécifiquement pour les accidents de la route, les empoisonnements et les chutes, avec des taux plus importants dans les pays à faibles revenus (le rapport s'inverse pour les chutes accidentelles chez les femmes de plus de 70 ans).

Tout comme pour la mortalité par maladies cardiovasculaires ou respiratoires, quel que soit le territoire concerné, le taux de mortalité par causes non naturelles des hommes est supérieur à celui des femmes alors que les taux sont similaires dans les deux pays.

L'ensemble des départements et provinces présente des taux standardisés de mortalité par causes non naturelles supérieurs à leur taux national respectif (à l'exception de l'Aisne pour les femmes). La zone étudiée présente donc des taux de mortalité par causes non naturelles plus élevés que les moyennes nationales, tant pour les hommes que pour les femmes.

Les trois principales causes de mortalité non naturelle sont les chutes, les suicides et les accidents de la route. Le tableau ci-dessous illustre, à titre indicatif, la répartition des causes dans les parties belges et françaises de la zone ainsi qu'au niveau national. La différence est importante entre les deux côtés de la frontière.

Tab
7

Répartition des causes de mortalité non naturelle

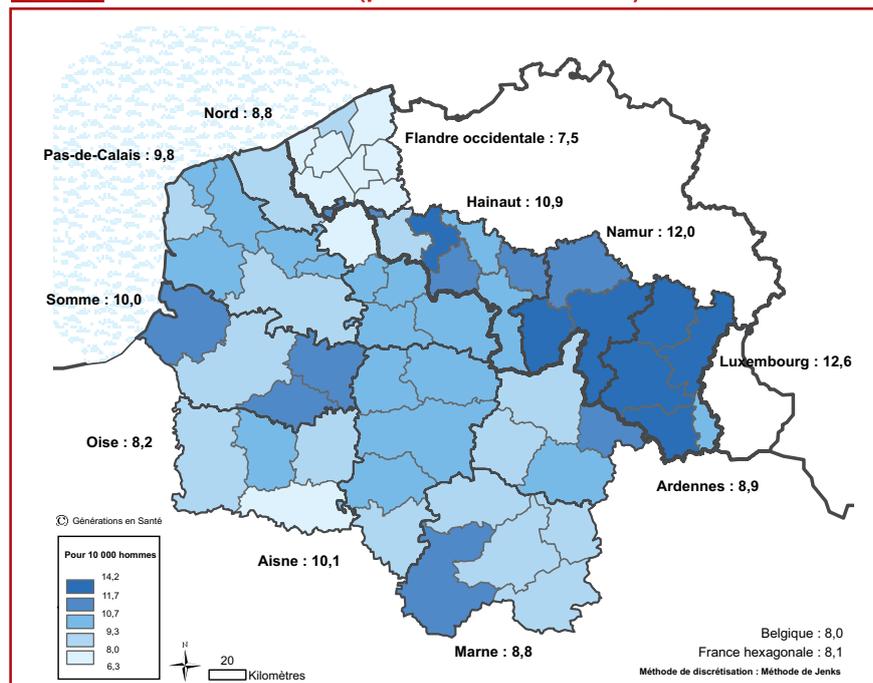
Répartition des causes de mortalité non naturelle (%)	Hommes					Femmes				
	Fr	Be	P.fr	P.be	Zone	Fr	Be	P.fr	P.be	Zone
Accidents de la route	16,4	22,1	15,5	25,7	18,3	8,3	11,7	7,7	13,7	9,3
Chutes	11,5	14	10,4	15,9	11,9	18,5	25	18,8	33,3	22,7
Suicide	34,9	36,7	39,6	33,9	38	19,4	22,5	21,8	16,7	20,5
Autres causes non naturelles	37,2	27,2	34,5	24,5	31,8	53,8	40,8	51,7	36,3	47,5

Source : Inserm (CépiDc), Insee (2004-2006)

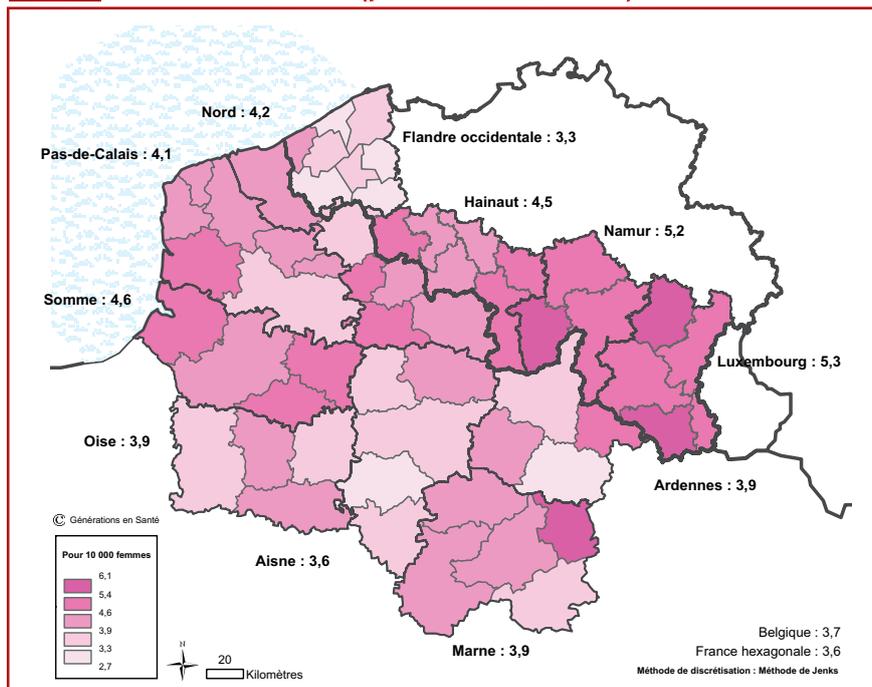
Source : ISSP, SPF Economie, P.M.E., Classes moyennes et Energie (2004-2006)

Carte
17

Taux standardisés de mortalité par causes non naturelles chez les hommes, 2004-2006 (pour 10 000 hommes)



Taux standardisés de mortalité par causes non naturelles
chez les femmes, 2004-2006
(pour 10 000 femmes)



Source : Inserm (CépiDc), Insee (2004-2006)

Source : ISSP, SPF Economie, P.M.E., Classes moyennes et Energie (2004-2006)

Éléments marquants

Le taux de mortalité des hommes de la zone étudiée (9,6 décès pour 10 000 hommes) en 2004-2006 est supérieur à celui de la France hexagonale (8,1 pour 10 000) et de la Belgique (8,0 pour 10 000) et la moitié des départements/provinces présentent des taux supérieurs ou égaux à 10 pour 10 000. On peut ainsi observer un effet frontière entre les deux parties de la zone malgré des taux nationaux semblables et qui reflètent la différence significative observée entre le côté belge et le côté français.

La Flandre occidentale présente un taux de mortalité par causes non naturelles plus bas que tous les départements/provinces de la zone.

Chez les femmes, le taux de mortalité dans la zone est de 4,2 décès pour 10 000 femmes, c'est plus qu'en France hexagonale ou en Belgique.

Au niveau départemental/provincial, les chiffres les plus élevés, supérieurs à 5 décès pour 10 000 femmes, se retrouvent côté belge, dans les provinces de Namur et de Luxembourg. Ici, un effet frontière n'est observable que dans le sud, au niveau des deux provinces belges précitées.

La Flandre occidentale présente un taux de mortalité féminine par causes non naturelles plus faible que tous les départements/provinces de la zone ou que celui observé au niveau belge.

Part des décès liés à l'alcool

Les effets délétères de l'alcool sur la santé sont largement documentés [50]. En France, l'Institut de recherche et documentation en économie de la santé (Irdes) estime, sur base de l'Enquête santé et protection sociale (ESPS) 2002 et de l'Enquête décennale de santé (ES-2002/03 – Insee) que le risque d'alcoolisation excessive, ponctuelle ou chronique, concerne majoritairement les hommes [51]. Sur base de cette publication, quatre hommes sur dix et plus d'une femme sur dix, seraient concernés par cette problématique. Entre 25 et 64 ans, ils seraient encore plus nombreux : un homme sur deux aurait un risque de consommation excessive.

Les facteurs socio-économiques jouent également un rôle dans la consommation d'alcool. Ainsi, ces comportements sont moins fréquents chez les personnes vivant au sein d'une famille, sauf si un de ses membres présente un usage à risque. Le lien avec le niveau socio-économique apparaît en revanche moins clair : chez les femmes, le risque est plus élevé pour les cadres alors que chez les hommes, le risque apparaît tant pour les cadres que pour les ouvriers.

Sur base de ces enquêtes, il ressort également que le risque est moins souvent ponctuel et plus souvent chronique chez des personnes ayant dû faire face à des incidents de précarité au cours de leur vie, ou chez les hommes à faibles revenus par exemple.

En 1985, Pignon et Hill [52] ont proposé une méthode pour estimer le nombre de décès pouvant être imputables à l'alcool. Outre les causes évidentes (cirrhose, psychoses alcooliques...), dix-neuf pathologies sont prises en compte (voir tableau 2 en annexe) et une fraction attribuable à l'alcool a été calculée pour chacune d'entre-elles. Ces dernières ont été revues récemment par Hill et Moussanif [53] pour ce qui est des cancers. Les fractions les plus récentes ont donc été considérées dans le calcul des proportions de décès attribuables à l'alcool.

Éléments marquants

Dans la zone étudiée, 7 % des décès survenus entre 2004 et 2006 peuvent être attribués à l'alcool avec une grande différence entre les femmes et les hommes : chez ces derniers, plus d'un décès sur dix (11,2 %) pourrait être attribué à une consommation excessive d'alcool. Chez les femmes, ce chiffre est bien moindre puisque moins de 3 % (2,7 %) des décès seraient attribuables à l'alcool.

Cette différence entre les hommes et les femmes se retrouve sur tout le territoire quelle que soit l'échelle géographique considérée.

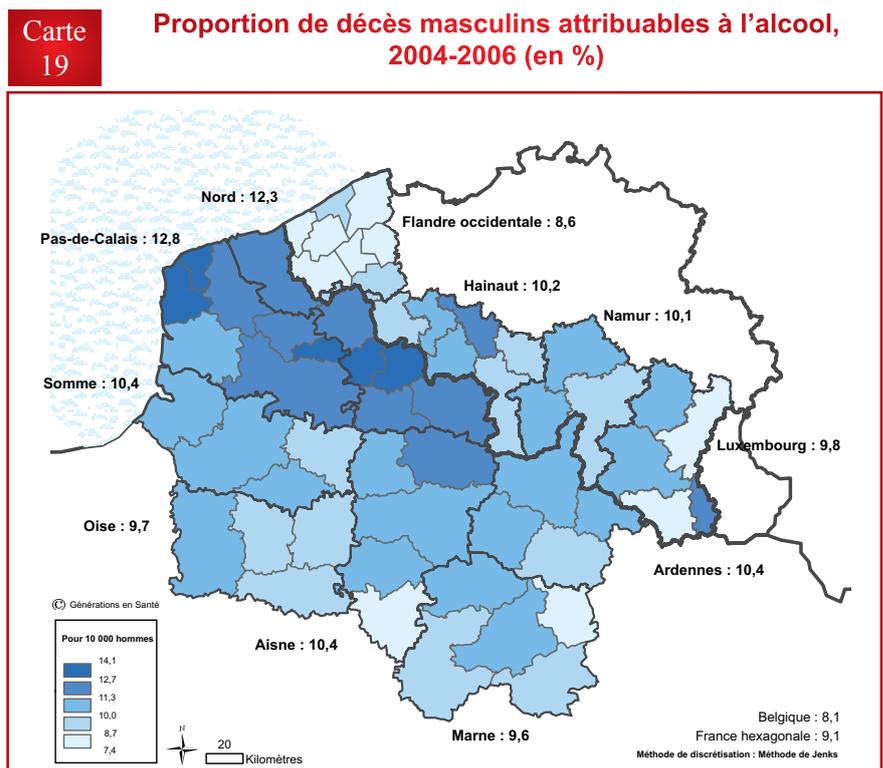
On observe, sur la zone, une proportion de décès liés à l'alcool significativement plus élevée qu'en Belgique ou en France hexagonale et ce, pour les hommes (respectivement 8,1 % et 9,1 %) comme pour les femmes (respectivement 1,5 % et 1,6 %).

Une différence significative existe également entre le côté belge et français et ce, tant chez les hommes (respectivement 10,2 % et 11,5 %) que chez les femmes (respectivement 2,3 % et 2,9 %).

Les hommes

Dans le Pas-de-Calais, le Nord, les Ardennes, l'Aisne, la Somme, le Hainaut et la province de Namur, plus d'un décès sur dix est attribuable à la consommation d'alcool.

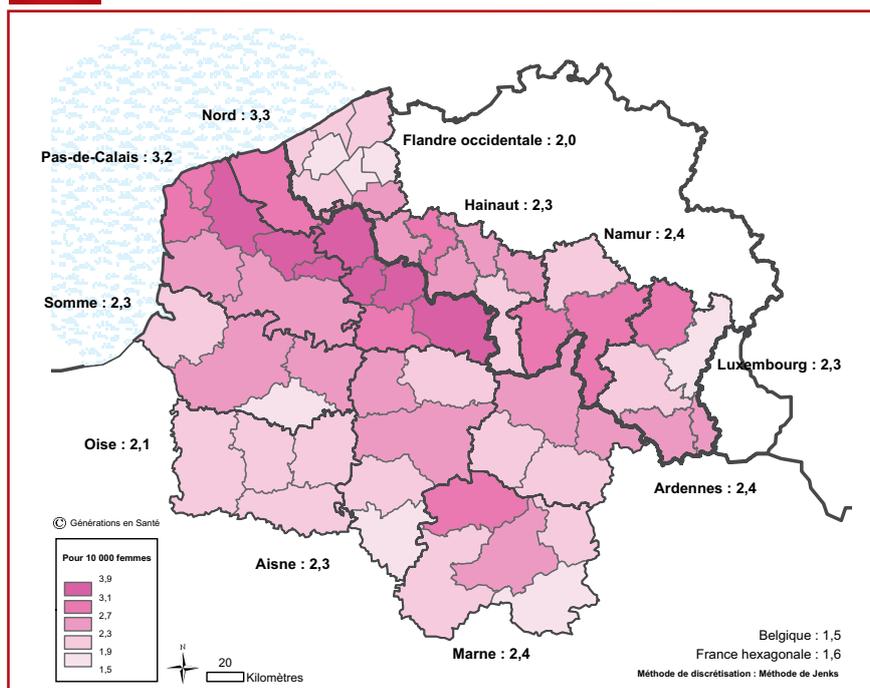
En Flandre occidentale, cette proportion (8,6 % en 2004-2006) est moins élevée que dans la zone mais semble rester supérieure à la proportion observée sur l'ensemble de la Belgique, même si cette différence n'est pas significative.



Source : Inserm (CépiDc), Insee (2004-2006)

Source : ISSP, SPF Economie, P.M.E., Classes moyennes et Energie (2004-2006)

Proportion de décès féminins attribuables à l'alcool,
2004-2006 (en %)



Source : Inserm (CépiDc), Insee (2004-2006)

Source : ISSP, SPF Economie, P.M.E., Classes moyennes et Energie (2004-2006)

Les femmes

Les départements du Pas-de-Calais et du Nord sont les deux départements dont les proportions de décès féminins liés à l'alcool sont significativement supérieures à la valeur observée dans la zone. Cependant, tous les départements/provinces présentent des taux supérieurs à 2,0 % et donc comparables à ce qui est observé au niveau national, tant français que belge.

En Flandre occidentale, cette proportion (2,0 %) est moins élevée que dans la zone mais reste significativement supérieure à la situation observée en Belgique.

Tout comme pour les hommes, l'effet frontière entre les deux pays est apparent.

La typologie

Les clusters et leurs arrondissements

Afin de « classer » les arrondissements, une typologie portant sur les facteurs sociaux a été réalisée : revenu médian, proportion de familles monoparentales, pourcentage de demandeurs d'emploi par rapport à la population active, bénéficiaires d'allocations sociales (RMI, RI) et pourcentage de diplômés de l'enseignement supérieur.

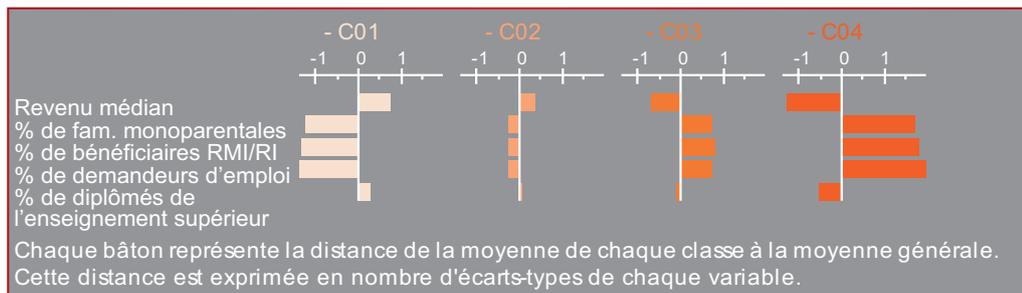
Sur l'ensemble de ces indicateurs, quatre ont été utilisés sous leur forme normalisée (c'est-à-dire exprimé en pourcentage de la moyenne nationale) : le revenu médian, la proportion de demandeurs d'emploi dans la population active, les bénéficiaires d'allocations sociales et les familles monoparentales. Ceci se justifie, pour le premier, par des conditions d'imposition très différentes entre les pays, pour les deux suivants, par des conditions d'octroi et de maintien qui sont peu comparables. Le biais de l'indicateur explicité ci-dessus ne permet pas de comparer les données des familles monoparentales sans les rapporter à la moyenne nationale.

Le choix de présenter les logements sociaux sans les intégrer dans la typologie a été pris étant donné que cet indicateur ne représente pas, en tant que tel, une image de la situation socio-économique du territoire mais le reflet de choix politiques. Il était cependant intéressant d'en donner un aperçu à titre indicatif.

L'analyse complète est disponible en annexe 3 mais le schéma ci-dessous reprend les caractéristiques principales des clusters obtenus :

Figure 1

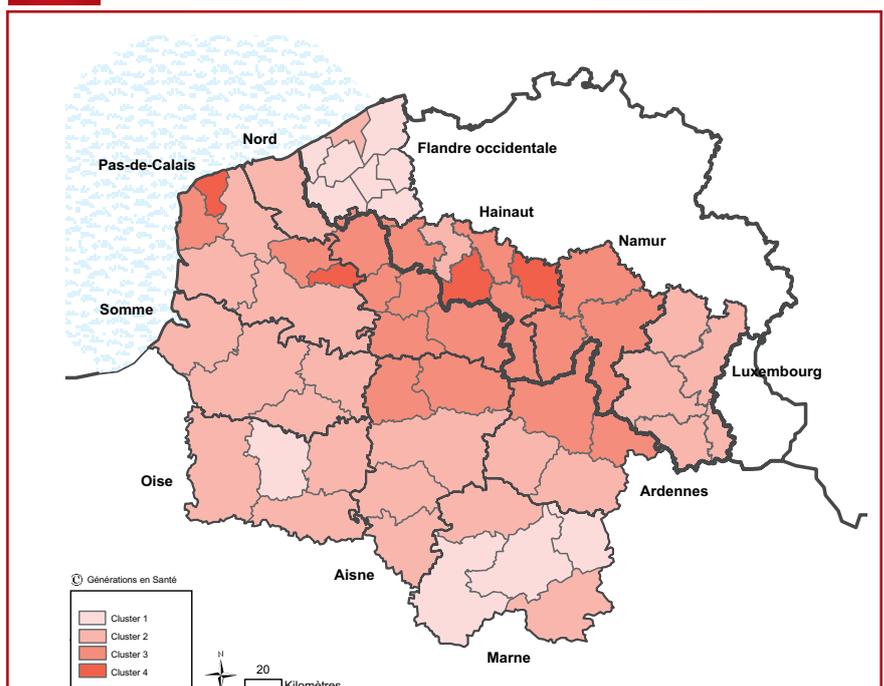
Caractéristiques des clusters



Carte 21

Répartition des arrondissements au sein des clusters

La répartition des arrondissements au sein des clusters bien que ne reflétant pas les contours des frontières est déséquilibrée. Ainsi les clusters « extrêmes » sont composés d'un petit nombre d'arrondissements au contraire des deux autres.



Source : Insee (2004-2006), CAF, MSA (moyenne 2007-2008), BDSL - 31-12-2007
 Source : ISSP, SPF Economie, P.M.E., Classes moyennes et Energie (2004-2006), SPP Intégration sociale (moyenne 2007-08), FOREM - Actiris - VDAB - 31-12-2007

Description des clusters

Au sein du cluster n°1, on retrouve l'ensemble des arrondissements de Flandre occidentale à l'exception de celui d'Ostende ainsi que quatre arrondissements français : Clermont, Épernay, Châlons-en-Champagne et Sainte Menehould. Le revenu médian y est supérieur à la moyenne de la zone tout comme le pourcentage de diplômés de l'enseignement supérieur. À l'inverse, les demandeurs d'emploi, les familles monoparentales et les bénéficiaires du RMI/RI y sont largement moins nombreux.

Tab
8

Répartition des arrondissements dans les clusters

N° cluster	Nombre arrondissements	Arrondissements membres
1	11 (7 Be & 4 Fr)	Furnes, Tielt, Ypres, Bruges, Dixmude, Roulers, Courtrai, Clermont, Épernay, Châlons-en-Champagne, Sainte-Menehould
2	25 (7 Be & 18 Fr)	Ostende, Virton, Arlon, Bastogne, Neufchâteau, Marche, Ath, Beauvais, Senlis, Compiègne, Montdidier, Château-Thierry, Vitry-le-François, Vouziers, Reims, Rethel, Dunkerque, Saint-Omer, Montreuil, Arras, Abbeville, Amiens, Laon, Soissons, Péronne
3	18 (7 Be & 11 Fr)	Philippeville, Dinant, Namur, Mouscron, Thuin, Soignies, Tournai, Boulogne-sur-Mer, Béthune, Lille, Douai, Valenciennes, Cambrai, Saint-Quentin, Vervins, Avesnes-sur-Helpe, Charleville-Mézières, Sedan
4	4 (2 Be & 2 Fr)	Mons, Charleroi, Calais, Lens

Les arrondissements du cluster n°2 se distinguent par un revenu médian supérieur à la moyenne mais dans une proportion moindre que pour les arrondissements du cluster n°1. Le nombre de bénéficiaires du RMI/RI y est moindre que dans la zone tout comme la proportion de demandeurs d'emploi ou de familles monoparentales mais de façon moins importante que dans le cluster n°1. C'est le cluster qui se rapproche le plus des moyennes de la zone.

Le cluster n°3 regroupe les arrondissements où le revenu médian est inférieur à la moyenne alors que la proportion de familles monoparentales, de demandeurs d'emploi et de bénéficiaires du RMI/RI y est supérieure à la moyenne.

Enfin, on retrouve dans le cluster n°4 les arrondissements présentant un profil socio-économique nettement défavorable : un revenu médian largement inférieur à la moyenne, une moindre proportion de diplômés de l'enseignement supérieur qui se conjugue avec des demandeurs d'emploi et surtout des bénéficiaires du RMI/RI plus nombreux. Les arrondissements présents dans ce cluster sont des arrondissements densément peuplés.

Les taux de mortalité générale, prématurée et spécifiques à certaines causes ont été recalculés pour chaque cluster et standardisés sur la population de la zone étudiée.

Une synthèse des résultats est présentée dans le tableau 9 ci-dessous :

Tab
9

Les indicateurs de santé selon les clusters

Taux de mortalité	Hommes				Femmes			
	C1	C2	C3	C4	C1	C2	C3	C4
Pour 100.000								
Générale	111,0	120,7	130,6	147,8	65,8	68,3	73,7	80,9
Prématurée	26,9	34,5	38,7	43,8	14,4	15	16,9	19
Cancer	30,9	36,1	38,9	39,9	16,1	16,5	17,4	17,9
Appareil circulatoire	34,3	31,5	34,3	38,1	20	22	21,7	24,8
Appareil respiratoire	12,8	8,9	12	19,2	5,8	4,1	4,7	5,8
Non naturelle	7,9	9,4	9,5	10,7	3,5	4,0	4,2	4,5
Fraction de la mortalité								
Attribuable à l'alcool (%)	8,7	10,9	11,6	11,6	2	2,6	2,9	2,8
Espérance de vie								
À la naissance (années)	76,6	74,9	73,8	72,2	82,6	82,1	81,2	80,1
Taux de fécondité								
Pour 1 000 filles de 14 à 17 ans	-	-	-	-	2	4,1	5,4	7

Le rapport des taux standardisés (RTS) ou indice de surmortalité (ISM) a également été calculé en prenant pour référence le cluster n°1. Lorsque les résultats sont significativement différents de ce dernier, ils sont marqués par un astérisque.

Tab
10

Rapport des taux standardisés (RTS)

RTS	Hommes				Femmes			
	C1	C2	C3	C4	C1	C2	C3	C4
Générale	1,00	1,09*	1,18*	1,33*	1	1,04*	1,12*	1,23*
Prématurée	1,00	1,29*	1,44*	1,63*	1	1,04	1,17*	1,32*
Cancer	1,00	1,17*	1,26*	1,29*	1	1,02	1,08*	1,11*
Appareil circulatoire	1,00	0,92	1,00	1,11*	1	0,91*	0,99	1,12*
Appareil respiratoire	1,00	0,69*	0,93*	1,50*	1	0,71*	0,81*	1,00
Non naturelle	1,00	1,18*	1,20*	1,35*	1	1,15*	1,22*	1,28*

La mortalité générale

On observe un gradient significatif au niveau de la mortalité générale. Ainsi, les taux sont plus élevés dans les clusters où l'on retrouve les indicateurs socio-économiques les moins favorables et ce, chez les hommes comme chez les femmes. Cette tendance est significative à travers tous les clusters chez les hommes comme chez les femmes.

La mortalité prématurée

Tout comme pour la mortalité générale, on observe une tendance significative au niveau de la mortalité prématurée. Ainsi, les taux sont plus élevés dans les clusters où l'on retrouve les indicateurs socio-économiques les moins favorables et ce, chez les hommes comme chez les femmes. En comparaison avec le cluster n°1, la mortalité prématurée est 1,6 fois plus élevée dans le cluster n°4 chez les hommes alors que chez les femmes, la surmortalité est 1,3 fois plus élevée.

La mortalité par cancer

Ici, la situation diffère si l'on considère les femmes ou les hommes. Ainsi, chez ces derniers, on observe une tendance à la surmortalité beaucoup plus marquée lorsqu'on s'éloigne du cluster n°1.

Chez les femmes, les différences entre les clusters sont moins marquées. Néanmoins, les clusters n°3 et n°4 présentent une surmortalité significative par rapport au cluster n°1.

Appareil circulatoire

Lorsque l'on observe les taux standardisés de mortalité par maladies cardiovasculaires au regard des clusters de la typologie, on n'observe pas de tendance particulière mais bien une sous-mortalité dans le cluster n°2 et une surmortalité dans le cluster n°4.

Cependant, au vu de l'effet frontière existant pour cet indicateur, il apparaît vraisemblable que cette absence de tendance résulte de l'effet frontière observé dans la valeur des taux. Or, une partie de celui-ci est sans doute attribuable à une différence de codage entre les pays. Il semble en effet probable que le « mélange » des arrondissements français et belges présente des taux variant plus haut ou plus bas au prorata de la répartition entre les populations française et belge au sein du cluster.

Ainsi, si l'on se penche sur les clusters, on peut remarquer que le cluster n°1, où la majorité des habitants (74 %) sont situés en territoire belge, présente des taux de mortalité par maladies cardiovasculaires significativement plus bas que ceux de la partie belge de la zone et le constat est identique pour les arrondissements français du cluster par rapport à la partie française de la zone.

Il est donc difficile de conclure quoi que ce soit par rapport à cet indicateur, la différence entre les populations françaises et belge pourrait masquer un gradient social (souvent retrouvé dans la littérature [42]) concernant les décès attribuables aux maladies cardiovasculaires.

Appareil respiratoire

Chez les hommes comme chez les femmes, on observe une surmortalité dans les arrondissements du cluster n°1 par rapport aux clusters n°2 et 3 et chez les hommes une surmortalité du cluster 4 par rapport au cluster 1.

On observe un gradient significatif entre les clusters n°2, 3 et 4 et ce, pour les hommes comme pour les femmes. Pour les femmes, la mortalité dans le cluster n°1 est similaire à celle observée dans le cluster n°4. La même explication que précédemment pourrait être apportée en ce qui concerne le cluster n°1, l'effet frontière étant encore plus important dans ce dernier cas (les taux varient du simple au double entre les deux pays).

Il est donc difficile de conclure à l'absence ou non de gradient entre les clusters par rapport à cet indicateur.

Causes non naturelles

Concernant la mortalité par causes non naturelles, on constate, chez les hommes comme chez les femmes, un gradient.

Part des décès liés à l'alcool

La part des décès liés à l'alcool présente, comme pour la mortalité générale ou prématurée, un gradient chez les hommes comme chez les femmes. Ainsi plus les indicateurs socio-économiques sont favorables et moins la part des décès attribuables à l'alcool est importante.

Espérance de vie

Chez les hommes comme chez les femmes, on constate un gradient social pour l'espérance de vie. Elle est maximale pour le cluster n°1 et diminue ensuite progressivement dans les clusters suivants. Dans le cluster n°1, les hommes vivent, en moyenne, plus de quatre ans de plus que ceux du cluster n°4. Chez les femmes, cette différence est moins importante puisqu'elle est d'un peu plus de deux ans.

Fécondité chez les 14-17 ans

Le taux de fécondité des jeunes filles de 14 à 17 ans présente également un gradient : le plus faible dans le cluster n°1 (qui présente les indicateurs socio-économiques les plus favorables), il augmente progressivement dans les clusters suivants.

Conclusion

On ne saurait trop insister sur la nécessité de disposer, pour ce genre d'exercice, de données comparables entre les pays. Déjà en 2008, l'équipe qui a conduit le groupe ECHIM (*European Community Health Indicators monitoring*) avait recommandé qu'en raison des différences d'accès et de comparabilité des données de santé en Europe, la première priorité soit de mettre en place des collectes de données suffisamment complètes et comparables entre les différents pays [54].

Or, que ce soit en matière d'aide sociale, de marché du travail, de comportements de santé ou de revenus, les données harmonisées au travers des différentes enquêtes menées au niveau de l'Union (SILC, BIT...) ne sont pas disponibles à l'échelle des arrondissements. Il a donc été très complexe et délicat de trouver un set d'indicateurs minimum aisément accessible à ce niveau géographique. C'est ainsi qu'il n'a été possible d'approcher le concept de santé que par les statistiques de mortalité. Bien que réductrices et discutables sur certains points (ex : pratiques de codage pouvant être différentes entre pays), elles étaient les seules utilisables selon nos critères territoriaux.

À cela s'ajoute la complexité de l'association entre facteurs sociaux et de santé. Si, aujourd'hui, il serait vain de nier le lien qui les unit, il est également extrêmement difficile de caractériser et de quantifier la manière dont ils interagissent. Ainsi, comme il a été précédemment abordé, les comportements à risque se retrouvent plus fréquemment dans les populations fragilisées, expliquant en partie une mortalité plus importante en leur sein sans pour autant offrir une explication causale claire et univoque. Néanmoins, à partir de ces indicateurs disponibles et comparables entre les deux pays, cette analyse a permis de montrer que face aux inégalités sociales et sanitaires, c'est bien toute la zone étudiée qui est en difficulté. Elle a aussi permis de mettre en exergue les inégalités internes à la zone.

La typologie utilisée a permis de distinguer quatre clusters selon la situation sociale et économique des arrondissements de la zone étudiée. Il s'agit alors d'observer les indicateurs de santé à travers cette typologie.

Ainsi, les taux de mortalité prématurée ou générale, à l'inverse de l'espérance de vie, sont plus élevés dans les territoires dont le profil socio-économique est moins favorable et cette constatation est également valable en ce qui concerne les cancers ou la mortalité attribuable à l'alcool.

À l'heure où les études récentes montrent une augmentation des inégalités sociales de santé, il est encore plus interpellant de constater que la grande majorité de la population de la zone étudiée réside dans les territoires les plus fragiles au niveau social et économique.

Méthodologie

Recueil des données

Les indicateurs présentés dans cette fiche ont été retenus sur plusieurs critères :

- leur lien démontré avec les inégalités sociales de santé ;
- la disponibilité et la comparabilité des indicateurs des deux côtés de la frontière ;
- la disponibilité de l'information au niveau des arrondissements (nécessaire pour pouvoir les inclure dans la typologie).

Pour ce chapitre « Inégalités sociales de santé », les données de mortalité ont été collectées sur base de l'encodage des certificats de décès et ce, des deux côtés de la frontière. Les causes de décès sont encodées sur base de la classification internationale des maladies dans sa dixième révision (CIM-10).

Les codes retenus sont les suivants :

Pathologies	Code CIM-10
Cancers	C00-C097
Maladies de l'appareil circulatoire	I00-I99
Maladies de l'appareil respiratoire	J00-J99
Causes externes de morbidité et de mortalité	V01-Y98

Standardisation

Le taux standardisé de mortalité est un taux obtenu en appliquant le taux de mortalité de chaque groupe d'âge et de sexe d'une zone étudiée à une population de référence. Dans ce cas-ci, la population de la zone étudiée au 1er janvier 2006. Le taux de mortalité est standardisé par âge selon la méthode directe.

Cette méthode consiste à éliminer les différences de structures d'âge entre populations à l'intérieur de la zone géographique étudiée et permet de produire un taux de mortalité global comparable dans le temps et entre les entités géographiques. La structure de la population doit être prise en compte lorsque des comparaisons entre départements/provinces sont effectuées. En effet, à 25 ou 95 ans, le risque de mourir n'est pas le même. La valeur des taux standardisés est artificielle mais permet des comparaisons entre populations alors que la valeur des taux bruts permet de connaître la dimension réelle d'un problème. Les analyses sont réalisées séparément pour les hommes et pour les femmes. Les écarts de mortalité entre les genres restent importants. Des tests statistiques proposés par Jougla [55] ont été réalisés afin de vérifier si les différences entre les taux standardisés d'incidence, les taux standardisés de mortalité et les taux standardisés d'hospitalisation sont statistiquement significatives.

Calcul de l'espérance de vie

L'espérance de vie à la naissance est calculée par la formule suivante :

$$\text{Espérance de vie à la naissance} = \left(\sum_{x=0}^{\infty} \left[(0,5 * 100\,000 * \sum(\text{décès}) / (\text{pop. étudiée}) \right] \right) / (100\,000)$$

Calcul des indices de surmortalité

Le rapport des taux standardisés (RTS), ou indice de surmortalité (ISM), a été utilisé pour comparer les taux comparatifs de mortalité entre les clusters. Cet indice a été calculé en rapportant le taux comparatif de décès de la population des clusters n°2 ou n°3 ou n°4 au taux comparatif de décès de la population de cluster n°1, retenu comme référence.

Il s'agit d'un indice permettant d'identifier une sur ou sous-mortalité des populations des clusters dits « moyens ou moins favorisés » par rapport à la population plus favorisée. La surmortalité est présente lorsque l'indice est supérieur à 1.

Il permet également d'identifier l'existence d'un gradient de la classe plus favorisée à la classe moins favorisée.

L'intervalle de confiance de l'indice a été calculé. Il n'y a pas de différence significative entre les classes lorsque la valeur 1,00 est comprise dans l'intervalle.

Normalisation

La normalisation des indicateurs a pour but de faire abstraction des différences artificielles. Il s'agit ici de dissemblances inhérentes à des politiques nationales différentes. La méthode utilisée ici consiste à rapporter le chiffre brut au chiffre national et à exprimer ce rapport en pourcentage.

Cartographie

Différentes méthodes de discrétisation existent. La méthode de Jenks (aussi appelée méthode des seuils naturels) est la plus souvent employée. Fondée sur la notion de variance, cette méthode présente l'avantage de proposer un découpage où les objets d'une même classe sont les plus semblables possibles (faible variance intra-groupe) tout en maximisant les différences entre les classes (forte variance intra-classe).

Typologie

La typologie a été effectuée à partir d'une Classification Ascendante Hiérarchique (CAH) sur le logiciel Philcarto. Son but est de répartir l'ensemble des individus dans un certain nombre de clusters présentant des observations aussi semblables que possible. Cette classification itérative se base sur les dissimilarités entre les groupes. Elle est dite ascendante car elle considère à la base chaque observation comme étant un cluster contenant une seule observation. Ensuite, elle réunit les deux observations les plus proches dans un cluster à deux observations. Puis la classification continue de la même manière jusqu'à obtenir le nombre de clusters voulu.

Dans ce chapitre, l'objectif était d'obtenir quatre clusters :

- cluster n°1 : la population la plus favorisée,
- cluster n°2 : la population légèrement favorisée,
- cluster n°3 : la population légèrement défavorisée,
- cluster n°4 : la population la plus défavorisée.

Glossaire

- BIT - Bureau International du Travail
- BDSL - Base de Données Sociales Localisées (F)
- BFP - Bureau Fédéral du Plan (B)
- CCI - Chômeurs complets indemnisés (B)
- CIM - Classification Internationale des Maladies
- DEDA - Demandeurs d'allocations (B)
- DEI - Demandeurs d'emploi inoccupés (B)
- DEFM - Demandeurs d'emploi en fin de mois (F)
- EFT - Enquête sur les Forces du Travail
- ESPS - Enquête Santé et Protection Sociale (F)
- Insee - Institut National de la Statistique et des Études Économique (F)
- IRDES - Institut de Recherche et documentation en Économie de la Santé (F)
- Kind en Gezin - Office de l'enfance et de la famille (B) (Flandre)
- MENJVA - Ministère de l'Éducation nationale, de la jeunesse et de la vie associative (F)
- OCDE - Organisation de coopération et de développement économique
- OMS - Organisation mondiale de la Santé
- ONEM - Office national de l'Emploi (B)
- ORSCA - Observatoire régional de la Santé – Champagne-Ardenne (F)
- RI - Revenu d'intégration (B)
- RMI - Revenu minimum d'insertion (F)
- RTS - Rapport des taux standardisés
- SWL - Société Wallonne du Logement (B)
- SRLB - Société du Logement de la Région de Bruxelles-Capitale (B)
- VDAB - Vlaamse Dienst voor Arbeidsbemiddeling en Beroepsopleiding (B) - (Office Régional pour l'emploi et la formation professionnelle)
- VMSW - Vlaamse Maatschappij voor Sociaal Wonen (B) - (Société Régionale pour le Logement social)
- UE - Union européenne

Bibliographie

- [1] Leclerc A, Kaminski M, Lang T - **Inégaux face à la santé**, Paris 2008, Inserm, La Découverte, 298 p.
- [2] Eco-Santé OCDE 2009, d'après données Eurostat NewCronos --- <http://www.irdes.fr/EspaceEnseignement/ChiffresGraphiques/Cadrage/IndicateursEtatSante/EsperanceVie/EsperanceVieFranceEtOCDE.htm> [consultation le 20 mars 2012].
- [3] Black D et al - **Inequalities in health : report of a research working group**, London, Department of health and social security, 1980.
- [4] OMS, **Conférence Mondiale sur les déterminants de santé**, Rio de Janeiro, Brésil, 19-21 octobre 2011.
- [5] Berthoud R - **The disadvantage of inequality, a study of social deprivation**, PEP Report, MacDonald and Janes, London, 1976.
- [6] Townsend P, Phillimore P, Beattie A. **Health and deprivation: inequality and the north**. Croom Helm, Beckenham, Kent 1988.
- [7] Starfield B., The hidden inequity in health care, International Journal for Equity in Health, 2011, 10:15.
- [8] **Les inégalités sociales de santé : sortir de la fatalité**, La Documentation française, collection Avis et rapports, 2009.
- [9] Willems S et Vyncke V – **Différences sociales de santé, Pauvreté en Belgique**, 2010, Leuven, Acco, p. 153-189.
- [10] Van Oyen et al - **Les inégalités sociales de santé en Belgique**, Politique scientifique fédérale, série Société et Avenir, Gent 2010, Academia press, 200p.
- [11] Humblet P - **Inégalités sociales de santé et politiques publiques**, Santé conjugulée, 2007, n° 40, p. 22-24.
- [12] Trugeon A, Thomas N, Michelot F, Lemery B - **Inégalités socio-sanitaires en France**, Paris Masson, 2010.
- [13] Doumont D, Feulien C - **En quoi la promotion de la santé peut-elle être un outil de réduction des inégalités de santé ?** Fondements des inégalités et stratégies d'intervention, Série de dossiers techniques, UCL-RESO ; (2010). 10-61.
- [14] Gras E, Bourdillon F, dir.- **Quelle politique pour lutter contre les inégalités sociales de santé ?** Editions de Santé & Presses de Sciences Po, collection « séminaires », Paris 2012.
- [15] Graffar M - **Une méthode de classification sociale d'échantillons de population**, Courrier VI; 1956:445-9.
- [16] CETAF, 1998 et 2005.
- [17] C. Sas et al - **Comparaison du score individuel de précarité des centres d'examens de santé, EPICES, à la définition socio-administrative de la précarité**, Santé publique, 2006/4 vol 18, 513-522.
- [18] Valdes-Lao D, Declercq C, Cicoella A et al - **Approche spatiale des inégalités d'exposition environnementale et socio-économiques. Quelle influence sur les inégalités de cancer ?** Projet Cancer inégalités régionales, cantonales et environnement (CIRCE), Congrès national des Observatoires régionaux de la santé 2008, Les inégalités de santé, Marseille, 16-17 octobre 2008.

- [19] Peters J, Jackson R - **The Impact of Rurality on Health : Systematic Review**, Section of Public Health School of Health and Related Research, University of Sheffield, 2005.
- [20] GRIMAUD et al - **Mortalité urbaine et rurale en Bretagne**, Santé publique, 2004/3 Vol.16, p.499-508.
- [21] Strand et al - **Educational inequalities in mortality over four decades in Norway : prospective study of middle aged men and women followed for cause specific mortality, 1960-2000**, BMJ 2010; 340 (Published 23 February 2010).
- [22] Menviell et al - **Évolution temporelle des inégalités sociales de mortalité en France entre 1968 et 1996. Étude en fonction du niveau d'études par cause de décès**, Revue d'épidémiologie et de santé publique, Volume 55, Issue 2, April 2007, p. 97-105.
- [23] Allonier et al - **Enquête sur la santé et la protection sociale 2006 (rapport d'étude)**, Irdes 2008 - <http://www.irdes.fr/Publications/Rapports2008/rap1701.pdf>
- [24] Enquête de Santé par Interview 2008, Institut de Santé publique, analyse interactive - <https://www.wiv-isp.be/epidemiо/hisia/index.htm>
- [25] Jusot F - **Revenu et mortalité : Analyse économique des inégalités sociales de santé en France**, thèse de doctorat en sciences économiques de l'Ecole des hautes études en sciences sociales, 2003.
- [26] Avalosse H. et al - **Inégalités sociales de santé : observation à l'aide des données mutualistes**, MC-Information, 233, septembre 2008
- [27] Judge K, Paterson L - **Poverty, Income Inequality and Health**, Treasury Working Paper Series 01/29, New Zealand Treasury, 2001
- [28] David O, Eydoux L, Sechet R - **Les familles monoparentales en Europe**, Université Rennes 2, LAPSS – ENSP Rennes, Dossier d'étude, n°54 – Partie 1, mars 2004.
- [29] Dictionnaire de Sociologie, Le Robert-Seuil, 1999.
- [30] Chernti R - **Mesure anthropométrique de l'Homme le plus pauvre de Wallonie**, Fédération des CPAS, UVCW, janvier 2010.
- [31] Agence nationale pour l'Information sur le Logement (ANIL) <http://www.anil.org/fr>
- [32] Deboosere P, Desmaret S, Lorant V, Miermans P-J, Portet M-I, Van Oyen H - **Enquête Socio-démographique 2001** - Monographie : Santé et soins informels, Bruxelles : SPF Economie, P.M.E., Classes moyennes et Energie Direction générale Statistique et Information économique ; 2006.
- [33] Willems S et al - **Problématique des inégalités socio-économique de santé en Belgique**, Santé conjugée, n°40, avril 2007.
- [34] Cambois E, Laborde C, Robine J-M - **La « double peine » des ouvriers**, Populations et Sociétés, Ined, n°441, janvier 2008
- [35] Pampalon et al - **Les inégalités de santé augmentent-elles au Québec ?**, Institut national de santé publique du Québec, 2008.
- [36] Monteil C, Robert-Bobée I - **Les différences sociales de mortalité : en augmentation chez les hommes, stables chez les femmes**. Insee Première, 2005 Juin ; n°1025.

- [37] Guillemette A, Leclerc B - **Naître égaux et en santé ? Effets des inégalités sociales sur la fécondité et la santé périnatale**, Joliette, Agence de la santé et des services sociaux de Lanaudière (Québec), Direction de la santé publique et d'évaluation, Service de surveillance, recherche et évaluation, mars 2008, 12 p.
- [38] Beghin D et al - **Adolescentes : sexualité & santé de la reproduction. Etat des lieux en Wallonie et à Bruxelles**, Bruxelles, février 2006.
- [39] Stringhini S, Sabia S, Shipley M, Brunner E, Nabi H, Kivimaki M, Singh-Manoux A - **Association of Socioeconomic Position With Health Behaviors and Mortality**. *Jama* 2010; 303:12.
- [40] Saurel-Cubizolles M-J, Chastang J-F, Menvielle G, Leclerc A, Luce D, for the EDISC group. *JECH*, 2009 ; 63: 197-202.
- [41] Singh K, Siahpush M. - **Increasing inequalities in all-cause and cardiovascular mortality among US adults aged 25-64 years by area socioeconomic status, 1969-1998**, *International Journal of Epidemiology*, 2002 ; 31:600-613.
- [42] Cambois E, Jusot F - **Ampleur, tendance et causes des inégalités sociales de santé et de mortalité en Europe : une revue des études comparatives**. *InVS, BEH*, 2005 ; 2-3.
- [43] Eames M, Ben-Shlomo Y, Marmot MG - **Social deprivation and premature mortality : regional comparison across England**, *BMJ*, 1993 ; 307:1097.
- [44] Leclerc et al - **Les inégalités sociales de santé**, La Découverte, juillet 2010.
- [45] Faggiano F, Partanen T, Kogevinas M, Boffeta P - **Social Inequalities and Cancer**. International Agency for Research on Cancer, Lyon 1997. IARC Scientific Publication No. 138.
- [46] **Causes of death statistics** - Statistics Explained (2012/3/3) http://epp.eurostat.ec.europa.eu/statistics_explained/index.php/Causes_of_death_statistics
- [47] Maladies cardio-vasculaires – Aide mémoire, OMS, Septembre 2011
- [48] Prescott E, Godtfredsen N, Vestbo J, Osler M - **Social position and mortality from respiratory diseases in males and females**. *Eur Respir J* 2003; 21: 821–826.
- [49] World Health Organization, Regional Office for Europe. **Environmental Inequalities in Europe**. Danemark : OMS 2012, 190 p.
- [50] Expertise collective. **Alcool effets sur la santé**, Edition Inserm, 2001
- [51] Com-Ruelle L, Dourgnon F, Jusot F, Lengagne P - **Les problèmes d'alcool en France : quelles sont les populations à risque ?**, *Questions d'économie de la santé*, n°129, Janvier 2008.
- [52] Pignon JP, Hill C - **Nombre de décès attribuables à l'alcool, en France, en 1985**. *Gastroenterol Clin Biol*, 1991 ; 15 : 51-56.
- [53] Hill C, Moussanif A - **Évolution de la mortalité par cancer en France de 1950 à 2006**, *Institut de veille sanitaire*, mai 2009, 272 p.
- [54] European Community Health Indicators Monitoring, ECHIM, 2008 (<http://www.echim.org/index.html>)
- [55] Jouglu E - **Tests statistiques relatifs aux indicateurs de mortalité en population** - *Revue d'épidémiologie et de santé publique*, 1997, 45, 78-83.

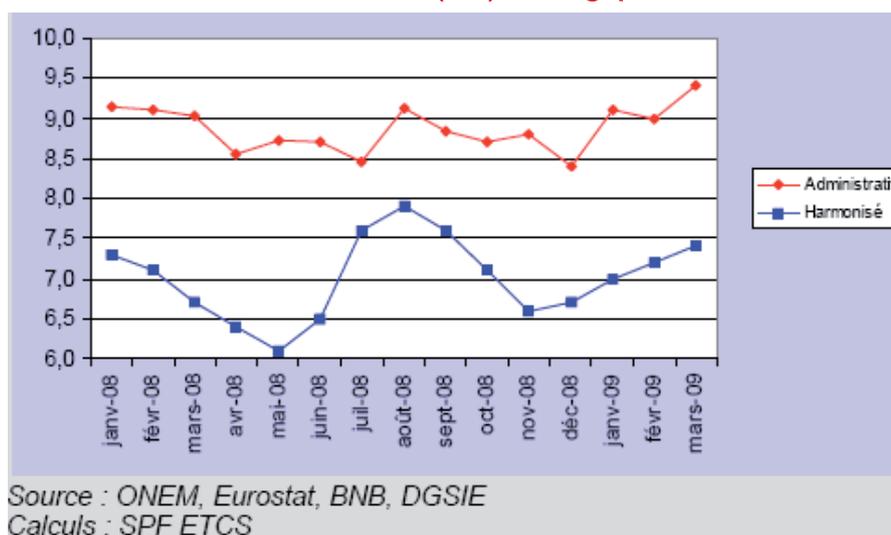
Annexes

Différentes méthodes pour le calcul des taux de chômage

Bien qu'utilisée dans des enquêtes internationales (mais dont les données ne sont pas disponibles au niveau de l'arrondissement), cette définition ne recouvre pas celle de la France ou de la Belgique. Ainsi, en France, un chômeur est une personne inscrite au « Pôle emploi ». Côté belge, on comptabilise le nombre de chômeurs complets indemnisés, c'est-à-dire le nombre de personnes percevant des allocations de l'Office national de l'emploi (Onem).

Figure
2

Différence entre taux de chômage administratif (définition nationale) et harmonisé (BIT) en Belgique



Ainsi, selon les définitions, les taux de chômage peuvent grandement varier : le dénominateur pouvant également changer, certains considérant la population active, d'autres uniquement celle assurée contre le chômage²⁰.

Figure
3

Exemples des variations dans les taux de chômage en fonction de la méthode de calcul adoptée en Région wallonne^{21, 22}

Source	Concept de chômage	Nombre de chômeurs en 2009	Taux de chômage en 2009
Enquêtes sur les forces de travail	Chômeurs au sens du BIT	163,452	11,2 %
Forem-lweps	DEI	252,344	16,3 %
Onem-lweps	DEI	252,344	16,9 %
Onem	CCI-DE	200,649	17,3 %
Forem	DEDA+jeunes	226,089	14,6 %
BFP	Chômage concept BFP	283,800	17,5 %

De plus, les conditions d'accès et de maintien des allocations de chômage varient entre les pays, la France et la Belgique ne faisant pas exception en la matière (pour des informations complémentaires sur le sujet, consulter l'annexe 5²³).

²⁰ C'est la méthode de calcul de l'ONEM par exemple

²¹ DEI pour Demandeur d'Emploi Indemnisé ; CCI-DE pour Chômeur Complet Indemnisé –Demandeur d'Emploi ; DEDA pour DEmandeurs D'Allocations ; BFP pour Bureau Fédéral du Plan

²² Le chômage concept BFP comprend le chômage officiel augmenté des chômeurs âgés non demandeurs d'emploi.

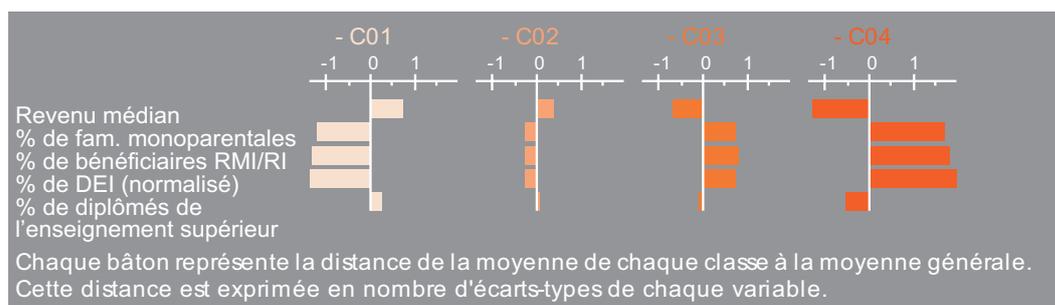
²³ Le gouvernement belge ayant décidé de réformer le système d'allocation de chômage, ces conditions sont susceptibles d'avoir été modifiées au moment de la publication de ce chapitre.

Fraction des décès attribuables à l'alcool (d'après Pignon JP, Hill C, Moussanif A)

	Hommes	Femmes
Maladies liées à l'alcool	Fraction attribuable	Fraction attribuable
Cancers		
Cavité buccale, pharynx	71 %	25 %
Œsophage	55 %	17 %
Colorectal	11 %	3 %
Foie	32 %	8 %
Larynx	57 %	18 %
Sein	-	9 %
Troubles mentaux		
Psychose et syndrome de dépendance alcoolique	100 %	100 %
Cardiovasculaires		
Cardiopathie ischémique (avant 75 ans)	39 %	7 %
Cardiomyopathie alcoolique	100 %	100 %
Maladies cérébro-vasculaires (avant 75 ans)	26 %	8 %
Respiratoires		
Pneumonie, Grippe	36 %	7 %
Digestives		
Cirrhose du foie	91 %	69 %
Pancréatite aiguë (avant 75 ans)	40 %	40 %
Pancréatite chronique	70 %	55 %
Traumatismes et empoisonnements		
Accidents de la circulation	34 %	33 %
Chutes accidentelles (avant 75 ans)	49 %	11 %
Suicide	53 %	13 %
Homicide	50 %	50 %

Résultats de la CAH

Tracé des profils de classe



Ce tracé du profil des classes permet de visualiser la valeur des indicateurs sélectionnés pour chaque cluster.

Ainsi on peut voir que le revenu médian et la part de titulaires de diplômes de l'enseignement supérieur est très faible dans le cluster 4, faible dans le cluster 3, moyen dans le cluster 2 et fort dans le 1. De la même manière la part de familles monoparentales, de personnes au RMI et de demandeurs d'emplois en fin de mois est très forte dans le cluster 4, forte dans le cluster 3, moyenne dans le cluster 2, et infime dans le cluster 1.

Les taux de mortalité standardisés sur base de la population européenne de référence

Afin de faciliter la comparaison avec d'autres parutions, les taux de mortalité sont également présentés sur base d'une standardisation effectuée avec la population européenne de référence.

Néanmoins, ces taux ne sont représentés ici que pour les indicateurs n'ayant pas été développés dans d'autres fiches (ainsi, pour cancer et maladies cardiovasculaires, le lecteur est encouragé à consulter les fiches du même nom dans lesquelles il pourra trouver mention de ces taux).

Conditions d'accès au chômage

Pour la Belgique :

Les conditions d'admission

Les conditions d'admission sont les conditions qui doivent être remplies pour être admis au bénéfice des allocations de chômage. Ceci ne signifie pas que le chômeur va effectivement bénéficier des allocations. Pour cela, plusieurs conditions d'octroi doivent aussi être remplies.

Le chômeur peut être admis au bénéfice des allocations de chômage de trois manières :

- soit sur base de prestations de travail effectuées comme travailleur salarié.

Dans ce cas, le demandeur d'allocations de chômage doit prouver, selon son âge, un certain nombre de jours de travail salarié (stage) au cours d'une certaine période (période de référence) précédant immédiatement la demande d'allocations ;

- soit sur base des études ;
- soit parce qu'il a déjà bénéficié des allocations par le passé.

Les conditions d'octroi

Les conditions d'octroi ou d'indemnisation sont les conditions que doit remplir le chômeur pendant toute la durée de son chômage pour recevoir effectivement ses allocations de chômage. Pour que les allocations de chômage soient payées, il faut :

- avoir été privé involontairement de travail et de rémunération ;
- être et rester inscrit comme demandeur d'emploi auprès du service régional de l'emploi compétent (FOREM, Actiris, Arbeitsamt ou VDAB) ;
- être et rester disponible pour le marché de l'emploi ;
- être apte au travail ;
- résider en Belgique.

Source : SPF Emploi, Travail et Concertation sociale (www.emploi.belgique.be/) consulté le 13 juin 2012

En France :

Les conditions d'affiliation pour une ouverture de droits :

Le demandeur d'emploi doit justifier de 122 jours d'affiliation ou 610 heures de travail au cours des :

- 28 mois qui précèdent la fin du contrat de travail (terme du préavis) pour les moins de 50 ans ;
- 36 mois qui précèdent la fin du contrat de travail (terme du préavis) pour les 50 ans et plus .

Le nombre d'heures pris en compte pour la recherche de la durée d'affiliation requise est au maximum de 260 heures par mois.

Les périodes de suspension du contrat de travail sont retenues à raison d'une journée d'affiliation par journée de suspension.

Toutefois, ne sont pas prises en compte les périodes de suspension du contrat de travail donnant lieu à l'exercice d'une activité professionnelle exclue du champ d'application du régime, à l'exception de celles exercées dans le cadre des articles L. 3142-78 à L. 3142-80 et L. 3142-91 du code du travail.

Il faut :

- être inscrit comme demandeur d'emploi ou accomplir une action de formation inscrite dans le projet personnalisé d'accès à l'emploi (PPAE) ;
- être à la recherche effective et permanente d'un emploi (l'âge minimum pour l'obtention de la dispense de recherche d'emploi est porté à 60 ans en 2011 et supprimé à compter du 1^{er} janvier 2012) ;

- ne pas avoir atteint l'âge légal de départ à la retraite (60 ans pour les personnes nées avant le 30/06/1951, 60 ans et 4 mois ou plus selon l'année de naissance). Toutefois, si les personnes ayant atteint l'âge ainsi défini ne justifient pas du nombre de trimestres d'assurance requis pour percevoir une pension à taux plein, au sens des articles L. 351-1 à L. 351-5 du code de la sécurité sociale, tous régimes confondus, elles peuvent bénéficier des allocations jusqu'à justification de ce nombre de trimestres, au plus tard jusqu'à l'âge de 65 ans (65 ans et 4 mois si la personne est née au second semestre 1951) ;

- être physiquement apte à l'exercice d'un emploi ;
- être en situation de chômage involontaire ;
- résider sur le territoire relevant du champ d'application du régime d'assurance chômage visé à l'article 4, alinéa 1, de la convention.

Source : Pôle emploi (www.pole-emploi.fr/) consulté le 13 juin 2012

Calcul de l'espérance de vie à la naissance

L'espérance de vie à la naissance représente la durée de vie moyenne estimée (ou âge moyen au décès) d'une génération de nouveau-nés.

L'espérance de vie à la naissance de la nouvelle génération est calculée en imposant à la nouvelle génération les conditions de mortalité, probabilités de décéder observées à chaque âge, de la population actuelle.

Considérons une cohorte de nouveaux-nés en année N. Considérons les taux de décès cette même année N des 0-1 ans (t1), des 1-2 ans (t2), etc...

A chaque année supplémentaire, la cohorte perd des représentants, si bien que le groupe de « survivants » diminue d'année en année jusqu'à ce qu'il n'y ait plus personne. A partir, de cette évolution fictive, il est possible de calculer une espérance de vie moyenne à la naissance.

L'espérance de vie à la naissance est calculée par ce rapport :

$$E = \sum_{i=0}^n \frac{S_n(i)}{nb \text{ de nouveau-nés}} = \sum_{i=0}^n \frac{S(0) + S(0)(1-t_1) + S(1)(1-t_2) + \dots}{nb \text{ de nouveau-nés}}$$

Avec S le nombre de survivants, t les taux de décès connus en année N et i la tranche d'âge. S(0) est égal au nombre de nouveau-nés.



Avec le soutien des partenaires associés



Visitez le site Internet :

www.generationsensante.eu

Pour de plus amples informations sur Interreg, visitez le site Internet :

www.interreg-fwvl.eu

Pour tous contacts ou renseignements complémentaires
info@generationsensante.eu