

Facteurs contextuels et soignants informels à Bruxelles

Rapport pour l'Observatoire de la santé et du social de
la Commission Communautaire Commune de la Région de Bruxelles-Capitale

Maria-Isabel Portet Farfán
Vincent Lorant



UNITE SESA – SOCIO-ECONOMIE DE LA SANTE

SESA - Clos Chapelle-aux-Champs 30.41 - 1200 Bruxelles, Belgique □

E-Mail: sesa@sesa.ucl.ac.be

Tél: +32 (0)2 764 32 63 - Fax: +32 (0)2 764 31 83

Table des matières

Introduction.....	5
Chapitre 1 : Les facteurs contextuels de la santé subjective	9
1.1 Introduction.....	9
1.2 Méthode.....	13
1.2.1 Les données.....	13
1.2.2 Les variables.....	14
1.2.3 Stratégie pour une analyse multivariée	16
1.3 Résultats	18
1.4 Conclusion.....	23
Chapitre 2 : Analyse contextuelle : comparaison du recensement et de l'enquête de santé ...	24
2.1 Introduction.....	24
2.2 Résultats	25
2.3 Conclusion.....	30
Chapitre 3 : Soins Informels	32
3.1 Caractéristiques des soignants informels résidant à Bruxelles.....	32
3.1.1 Caractéristiques socio-économiques des soignants informels	33
3.1.2 Bénéficiaires des soins et caractéristiques des soignants informels.....	39
3.2 Soins informels et demande de soins	41
3.2.1 Demande de soins et autres variables contextuelles.....	42
3.2.2 Résultats	43
3.2.3 Conclusion et discussion.....	46
3.3 Relation entre les soins formels et informels à Bruxelles	49
3.3.1 Offre de soins professionnels : offre réelle et perçue	50
3.3.2 Résultats	51
3.3.3 Conclusion et discussion.....	52
Chapitre 4 : Conclusion générale	56

Table des figures, tableaux et cartes

<i>Figure 1 : Sélection des observations du recensement : nombre d'observations sélectionnées à chaque étape.....</i>	<i>14</i>
<i>Figure 2. Formulation des questions de santé dans le recensement : Belgique, 2001.</i>	<i>15</i>
<i>Figure 3. Formulation des questions sur les soins informels dans le recensement : Belgique, 2001.....</i>	<i>15</i>
<i>Figure 4 : Facteurs contextuels et probabilité de sélection dans HIS 2001 : différence de la fréquence relative dans HIS et de la fréquence relative dans le recensement.....</i>	<i>26</i>
<i>Figure 5 : Pourcentage des personnes donnant des soins informels selon l'âge et le sexe</i>	<i>38</i>
<i>Figure 6 : Soignants informels et population ayant une mauvaise santé subjective.....</i>	<i>41</i>
<i>Figure 7 : Soignants informels et population ayant des maladies de longue durée</i>	<i>41</i>
<i>Figure 8 : Nombre de médecins généralistes et population ayant une mauvaise santé subjective</i>	<i>49</i>
<i>Figure 9 : Nombre de médecins généralistes et population ayant des maladies de longue durée</i>	<i>49</i>
<i>Tableau 1. Statistiques descriptives des variables contextuelles.</i>	<i>16</i>
<i>Tableau 2 : Composantes de variance du secteur statistique : résultats des effets randoms de l'analyse multiniveaux pour les hommes et les femmes et pour différents modèles.</i>	<i>18</i>
<i>Tableau 3 : Risque de mauvaise santé subjective chez les hommes et les femmes par décile de facteurs contextuels : Odds ratios issus des régressions logistiques multiniveaux,.....</i>	<i>20</i>
<i>Tableau 4. Résultats des facteurs individuels : odds ratios de la régression logistique du modèle 6.</i>	<i>22</i>
<i>Tableau 5 : Fréquence de la population du recensement et fréquence de l'échantillon de HIS par décile de quartier (%).</i>	<i>25</i>
<i>Tableau 6 : Composants de variance intra-quartier : comparaison de HIS et du recensement.....</i>	<i>28</i>
<i>Tableau 7 : Déciles de facteurs contextuels de la mauvaise santé subjective : comparaison de HIS et du recensement pour le modèle non contrôlé pour les caractéristiques individuelles, Odds ratios issus des régressions logistiques du modèle contrôlé pour l'âge.</i>	<i>29</i>
<i>Tableau 8 : Facteurs contextuels de la mauvaise santé subjective : comparaison de HIS et du recensement pour le modèle contrôlé pour les caractéristiques individuelles, odds ratios issus des régressions logistiques du modèle complet (modèle 6).</i>	<i>29</i>
<i>Tableau 9 : Total des personnes (en %) âgées de plus de 20 ans donnant des soins informels</i>	<i>35</i>
<i>Tableau 10 : Probabilité de devenir soignant informel, odds ratio et intervalle de confiance par caractéristique socio-démographique.....</i>	<i>37</i>
<i>Tableau 11 : Distribution des soignants informels selon le bénéficiaires de soins et les caractéristiques des soignants informels (% parmi les soignants informels).....</i>	<i>40</i>
<i>Tableau 12 : Nombre moyen d'heures de soins prestées par les soignants informels selon le type de bénéficiaire.</i>	<i>40</i>
<i>Tableau 13 : Modèle zéro.....</i>	<i>44</i>
<i>Tableau 14 : Associations entre la demande de soins et autres variables contextuelles et individuelles avec la prestation de soins informels.....</i>	<i>47</i>
<i>Tableau 15 : Associations entre l'offre de soins formels et la prestation de soins informels à Bruxelles : odds ratios des régressions logistiques.</i>	<i>54</i>

<i>Carte 1 : Prévalence de mauvaise santé subjective à Bruxelles : Odds ratio standardisée pour l'âge et le sexe (Bruxelles= 1).....</i>	<i>10</i>
<i>Carte 2 : Taux de sondage (1 pour mille) par quartier, à Bruxelles : rapport entre le nombre d'observations dans HIS 2001 et le nombre d'observations dans le recensement 2001.....</i>	<i>27</i>
<i>Carte 3 : Prévalence de soignants informels à Bruxelles (% des soignants par quartier).....</i>	<i>33</i>

INTRODUCTION

Depuis 1997, les autorités fédérales et fédérées en charge de la santé financent l'enquête de santé par interview. Actuellement, trois enquêtes ont eu lieu : en 1997, 2001 et 2004. Ces enquêtes fournissent de précieuses informations sur divers aspects de la santé et des soins : santé subjective, morbidité, recours et consommation de soins, comportements de santé et comportements à risques, prévention, nutrition.

Lors d'un précédent rapport (Lorant and Dauphin 2004), notre unité s'était penchée sur l'enquête de 2001 afin de comparer les résultats de l'enquête de santé de 2001 avec ceux du recensement de la même année (autrement appelé « Enquête socio-économique »). La recherche visait alors à valider l'enquête de santé de 2001 dans une perspective globale : l'enquête de santé 2001 donne-t-elle une image correcte de la réalité bruxelloise ?

Ce deuxième rapport vise à affiner l'analyse antérieure de la santé des Bruxellois dans une perspective contextuelle, en particulier en s'intéressant à la distribution de la santé dans les quartiers de Bruxelles. Plusieurs raisons motivent ce travail.

En premier lieu, Bruxelles, comme beaucoup de villes européennes, présente d'importants problèmes d'intégration sociale tel que chômage, problèmes de logements, ségrégation spatiale ; cependant, ces problèmes n'affectent pas la ville de manière uniforme. Par exemple, Bruxelles présente une inégalité dans la distribution du revenu qui est plus élevée que dans le reste du pays.

En ce qui concerne la santé, les enquêtes de santé privilégient le plus souvent une perspective individuelle sur les facteurs de santé tel que facteurs de comportement ou facteurs socio-économiques. Après tout, la santé se mesure chez un individu. Néanmoins, les premières études épidémiologiques de population ont fréquemment mis en évidence l'importance de la dimension collective de la santé, par exemple via l'infrastructure sanitaire, les mécanismes de contagion ou l'importance des représentations sociales de la santé et de la maladie. Il est certes important de mettre en évidence des déterminants individuels de la santé. Mais ces derniers opèrent souvent dans un contexte global. La deuxième motivation de ce travail est donc de replacer la santé des Bruxellois dans son contexte socio-géographique.

De fait, depuis une décennie, la recherche s'intéresse ou redécouvre les effets collectifs sur la santé (contextual effects). Plusieurs raisons expliquent cette résurgence. Tout d'abord, les inégalités de santé apparaissent variables d'un pays à l'autre, même au sein des pays développés (Huisman et al. 2005), ce qui suggère que des variables macro-sociales soient susceptibles soit de temporiser, soit d'amplifier les inégalités sociales de santé. Ensuite, des effets collectifs sur la santé ont été mis en évidence, par exemple dans le domaine du tabagisme, en ce qui concerne les législations (Allwright et al. 2005), la taxation ou l'offre locale (Frohlich et al. 2002).

Les effets collectifs sur la santé ne s'arrêtent pas à de l'infrastructure hospitalière, à des législations ou des politiques de taxation. Ils concernent également des aspects socio-économiques qui, collectivement, peuvent influencer l'état de santé. Cette dernière décennie a donc vu exploser la recherche sur ces facteurs contextuels dans diverses directions privilégiant une approche tantôt de la précarité socio-économique de certains milieux de vie, tantôt de l'environnement physique et chimique, tantôt de la cohésion sociale des populations (Macintyre et al. 2002).

Les politiques publiques suivent également cette évolution. A l'incitation de l'OMS, plusieurs villes européennes se sont lancées dans le projet « Healthy Cities » afin de développer des environnements urbains sains (Kickbusch 2003). Ces projets, relativement novateurs, ne vont pas sans problèmes (Goumans and Springett 1997), mais ils indiquent une tendance à développer des instruments d'actions au niveau d'une collectivité locale. Bruxelles n'est pas en reste. En effet, la Région bruxelloise dispose de divers instruments d'action dans cette perspective, qu'il s'agisse des contrats de quartier ou plus récemment, de l'adhésion de la Région au réseau des Villes en Santé de l'OMS (phase IV). Ces initiatives suggèrent une volonté d'associer politiques socio-économiques et politiques de santé au sein des pratiques de revitalisation des quartiers.

Enfin, en 2001, le protocole de l'enquête de santé par interview permet de mettre en relation les répondants avec leur quartier de résidence (appelé secteur statistique). Cela permet d'appréhender la santé à un niveau collectif plus fin.

L'objectif général de ce rapport est d'analyser certains facteurs de la santé subjective et de la prestation de soins informels à Bruxelles. Les objectifs opérationnels du projet sont :

1. Examiner l'influence des variables contextuelles sur la santé subjective des Bruxellois ;
2. Comparer l'analyse contextuelle réalisée à partir du recensement avec celle réalisée à partir de l'enquête de santé par interview ;
3. Evaluer si la prestation de soins non-professionnels aux malades de longue durée varie selon le type de quartier.

Le document est organisé en deux parties. La première partie est consacré aux facteurs contextuels de la santé. Elle présente les données utilisées dans ce rapport : d'une part, celles de l'enquête socio-économique 2001 et, dans une moindre mesure, celles de l'enquête de santé 2001. Cette partie comporte trois sections: la première fait un bref tour de la littérature et du cadre théorique des facteurs contextuels de la santé. Ensuite, elle présente une analyse contextuelle de la santé des Bruxellois. La dernière section compare les résultats obtenus avec les données du recensement de 2001 avec ceux de l'enquête de santé.

La deuxième partie répond à la dernière question. Nous visons à y analyser la prestation de soins informels à Bruxelles. Il analyse la prestation des soins informels en trois étapes. En premier, il décrit les caractéristiques socio-économiques des soignants informels. Ensuite, il considère différents facteurs contextuels ayant une influence sur la prestation de soins, en

particulier l'impact de la demande de soins au niveau contextuel sur l'offre individuelle des soins informels. Enfin, cette partie analyse la relation entre l'offre de soins professionnels et l'offre de soins informels.

Précaution

Cette étude s'intéresse aux facteurs contextuels de la santé et des soignants informels. Nous consacrerons l'essentiel de notre effort d'analyse sur ce sujet. Cela ne signifie pas pour autant que les facteurs individuels ne sont pas importants. Au contraire, ce sont en général des facteurs prépondérants dans la santé des individus. L'analyse des facteurs contextuelle ne signifie donc pas que le niveau individuel est moins important. Simplement, notre objectif, ici et à la demande des commanditaires, est de se centrer sur les facteurs contextuels.

Première Partie : Analyse des facteurs contextuels de la santé subjective

CHAPITRE 1 : LES FACTEURS CONTEXTUELS DE LA SANTÉ SUBJECTIVE

1.1 Introduction

Dans quelle mesure l'endroit où nous résidons joue-t-il un rôle sur notre santé subjective ?

Si l'on soutient que cela dépend principalement du type d'individu que l'on est, peu importe où l'on vit, on recourt à une explication de type compositionnel («who you are»). Si nous soutenons au contraire que le lieu où nous vivons nous expose davantage à certains problèmes qui, à terme, influent sur notre santé, alors on défend une explication contextuelle («where you are») (McCulloch 2001).

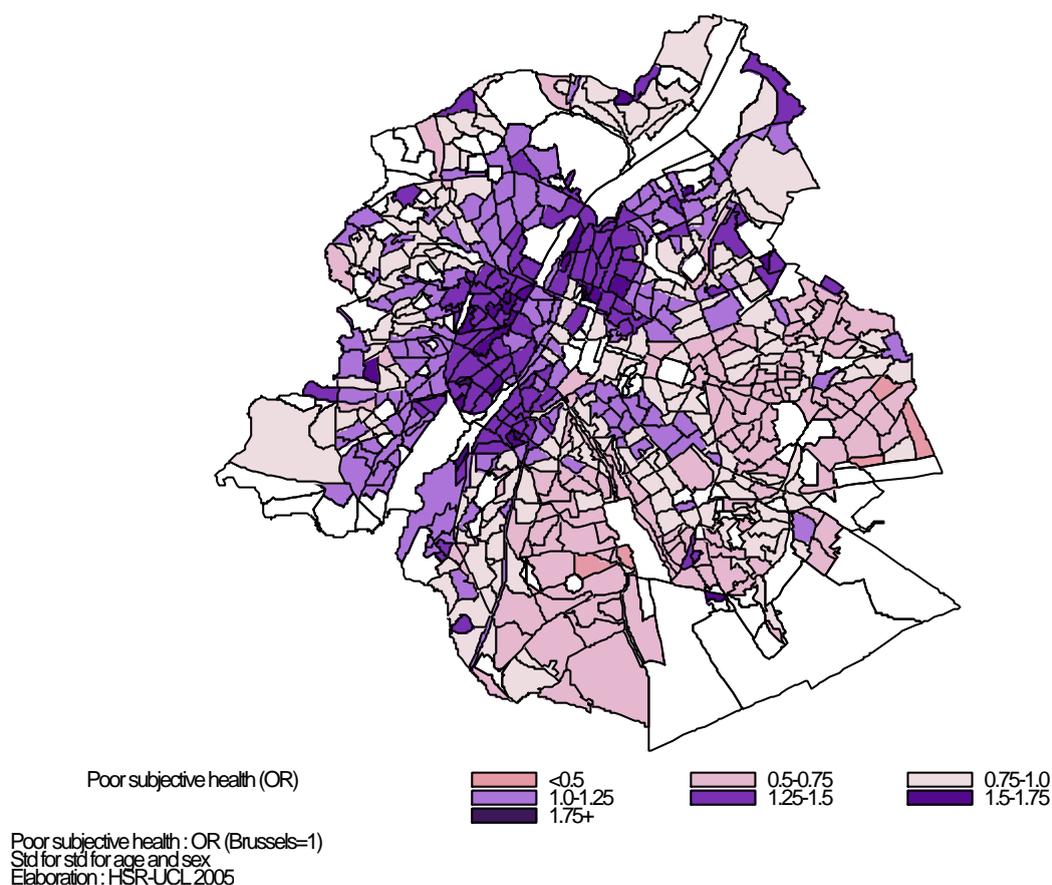
S'intéresser aux facteurs contextuels de la santé ne suppose pas que l'on doive forcément prendre position pour la seconde de ces deux explications. La recherche montre en suffisance que les effets contextuels sont à prendre en compte en plus des effets individuels qui demeurent prédominants dans l'explication de la variance de la santé subjective (Macintyre et al. 2002). Mais lorsque l'on sait que les effets du contexte passent forcément par le niveau individuel, l'ampleur de ces effets importe moins que le fait de savoir qu'ils existent. Il s'agit dès lors de découvrir de quelle façon ces effets contextuels interagissent avec les effets individuels. «People create places and places create people» pour le dire comme Macintyre et Ellaway (Macintyre and Ellaway 2003). C'est d'emblée ce genre de position itérative qu'il s'agit de prendre si l'on souhaite aller plus avant dans une interrogation des effets contextuels. Comme le rappellent Kawachi et Berkman, l'opposition entre explication compositionnelle versus explication contextuelle fait partie de six grandes lignes de tension présentes dans la littérature et qu'il s'agit de dépasser (Kawachi and Berkman 2003) :

- La sélection sociale vs la causation sociale ;
- Les explications psychosociales vs les explications matérialistes ;
- Les évaluations subjectives vs les évaluations objectives du contexte ;
- Les approches quantitatives vs les approches qualitatives ;
- Les études de voisinages vs les études de communautés.

Du point de vue de la recherche, l'objectif est de parvenir à relier les perspectives individuelles aux perspectives collectives si l'on souhaite expliquer plus précisément les importantes variations spatiales de la santé subjective à Bruxelles : ces inégalités tiennent à la fois de la composition et du contexte. Les inégalités de santé s'inscrivent dans l'espace bruxellois de façon assez nette (voir carte). Une façon d'apporter des informations supplémentaires à leur sujet est d'entrer dans cette problématique via les notions d'effets de voisinage ou effets contextuels au sens large.

Du point de vue des politiques publiques, il est également important de s'intéresser aux effets du contexte sur la santé afin de privilégier certaines options d'action : soit une action centrée sur les gens et leurs capacités, si l'on choisit l'explication compositionnelle uniquement ; soit une action centrée sur les lieux, si l'on choisit l'explication contextuelle uniquement ; soit une action mixte («people-place-based strategy»), si l'on souhaite inscrire les politiques publiques dans une approche hybride des problèmes de santé subjective (Donzelot et al. 2005).

Carte 1 : Prévalence de mauvaise santé subjective à Bruxelles : Odds ratio standardisée pour l'âge et le sexe (Bruxelles= 1).



Pour prendre en considération les effets du contexte sur la santé, on peut recourir aux caractéristiques socio-économiques individuelles (SES) qui sont généralement retenues par l'explication compositionnelle, bien qu'étant situées à mi-chemin entre individu et contexte.

Par exemple :

- Le fait d'être propriétaire renvoie au marché du logement ;
- Le niveau d'éducation renvoie au marché scolaire ;
- Le fait d'être actif renvoie au marché de l'emploi ;
- Le fait de disposer d'une voiture renvoie à l'offre de transports en commun ;
- Le fait de fumer, boire de l'alcool ou manger certains aliments renvoie aux types de commerces accessibles et aux incitants (publicitaires, par les paires ou communautaires) ;
- Etc.

On peut également travailler sur base de variables agrégées au niveau des périmètres choisis (région, commune, secteur statistique). Elles permettent d'identifier des valeurs moyennes ou médianes pour refléter la tendance générale d'un secteur. Elles permettent également de construire des indices. Par exemple :

- Le revenu médian ;
- Le prix moyen du loyer ;

- Le niveau d'insatisfaction par rapport à la propreté ;
- Le pourcentage de chômeurs habitant l'endroit ;
- L'indice de précarité de Townsend, de Craig-Weber ;
- Etc.

Certains auteurs ont critiqué l'utilisation de données individuelles pour construire des variables contextuelles via agrégation (Diez-Roux 1998). Cette pratique pose deux problèmes : pertinence théorique et biais résiduel. D'un côté, une variable agrégée ne correspond pas théoriquement à une variable contextuelle puisque son unité de mesure est l'individu (ou le ménage). D'autre part, ces agrégats, à un niveau collectif, sont plus sujets à capter des individuels non-mesurés, de sorte que leur interprétation contextuelle reste en partie caduque.

Face à ces critiques, il est de plus en plus conseillé dans la littérature de sélectionner des variables dites « intégrales » (voir le projet d'indicateurs écométriques de (Raudenbush and Sampson 1999). On peut se demander par exemple dans quelle mesure l'environnement physique dans lequel on vit promet notre santé ou au contraire l'affecte négativement, en choisissant :

- La composition du bâti ;
- Le climat ;
- La présence de polluants aériens ;
- La pollution sonore ;
- La présence d'espaces verts ;
- Etc.

Parmi ces trois types de variables -individuelles, agrégées et intégrales-, certaines concernent l'environnement social. La très récente épidémiologie sociale a ainsi développé une nouvelle approche qui intègre des facteurs de santé publique manifestant une perspective davantage sociologique (Kawachi and Berkman 2003). En dépassant l'épidémiologie des facteurs de risque liés au style de vie, de plus en plus d'études portent sur le rôle joué par le voisinage. Elles mettent en lumière, au niveau des quartiers, différents mécanismes intermédiaires sociaux et psychosociaux qui ont été démontrés en d'autres lieux (sur les lieux de travail notamment, voir (Karasek and Theorell 1990, Marmot et al. 1991)):

- La réputation d'un quartier (Atkinson and Kintrea 2001, Sooman and Macintyre 1995) ;
- Les normes et la confiance qui s'y développent (Kawachi et al. 1999);(Ellen et al. 2001);
- La réciprocité et la sociabilité informelle (Mitchell et al. 2000, Wellman 2001);
- L'engagement civique (Wilkinson 1997);
- L'efficacité individuelle et le sentiment d'impuissance (Popay et al. 1998, Syme 1996) ;
- L'efficacité collective (Sampson et al. 1997).

Bien que bon nombre de ces auteurs se réfèrent au concept de capital social (2004) pour étudier la façon dont les liens sociaux influent sur la santé (Berkman and Syme 1979, House et al. 1988), la notion de voisinage qu'ils utilisent pour parler du contexte reflète bien la double lacune des études contextuelles actuelles.

Premièrement, les termes « contexte » ou « voisinage » renvoient rarement au même type d'espace. La plupart des analyses quantitatives de données étudient l'influence des facteurs

contextuels au niveau des régions ou des départements, des communes et municipalités ou, au mieux, au niveau de secteurs administratifs plus petits (statistiques ou postaux). Les analyses qualitatives de données se pratiquent quant à elles davantage au niveau des quartiers (Cattell 2001); (Soares J.A. 2005)), voire au niveau des coins de rue (Foot White 1995), en tâchant de respecter les frontières naturelles et sociologiques de ces espaces.

Deuxièmement, la réflexion sur les propriétés du contexte à prendre en compte dans une démarche de santé publique a débuté il y a déjà deux siècles, au moment de l'essor de la pensée hygiéniste. Depuis, elle n'a eu de cesse de s'enrichir au fil des évolutions théoriques et des conversions paradigmatiques. Néanmoins, la recherche sur les effets contextuels de santé pêche encore aujourd'hui par manque de théorisation. La théorie du miasme social élaborée par les hygiénistes du XIX^{ème} siècle fait souvent office de référent analytique implicite dans bon nombre de travaux (voir la critique de (Macintyre et al. 2002)). Celle-ci postule que les caractéristiques collectives du voisinage influent sur la santé des habitants sans toutefois identifier ces caractéristiques, ni préciser les mécanismes causaux à l'œuvre.

Pour comprendre comment et pourquoi le contexte compte vraiment lorsque l'on s'interroge sur la santé subjective des personnes, certaines précisions s'avèrent nécessaires (Pickett and Pearl 2001) non seulement d'un point de vue géographique (il s'agit d'en préciser les frontières ; Boyle, 1999) mais aussi conceptuel (il s'agit d'en préciser le contenu ; (Macintyre et al. 2002)). L'indice de précarité d'un quartier généralement utilisé pour rendre compte d'effets contextuels sur la santé ne peut suffire.

Il s'agirait plutôt d'interroger la redistribution des ressources dans et entre les quartiers si l'on souhaite comprendre pourquoi ceux qui ont le plus faible statut socio-économique sont ceux qui sont les plus exposés au risque de mauvaise santé subjective. L'indice de précarité attribué à une zone ne donne pas de réponse à cette question car il ne permet pas d'interroger les mécanismes intermédiaires (Stafford et al. 2001). Une hypothèse sur la désindustrialisation telle que développée par (Mitchell et al. 2000) s'avère par exemple plus fructueuse. En intégrant une dimension longitudinale dans l'effort d'analyse des effets contextuels de santé, elle permet de mettre en évidence certains facteurs plus précis.

Ce dernier point rejoint la remarque de Macintyre (Macintyre et al. 2002) qui insiste sur la nécessité d'intégrer une explication socioculturelle (« collective explanation ») aux réflexions sur les facteurs contextuels de santé et de considérer ces effets dans une perspective dynamique, d'où la nécessité croissante d'ajouter aux études transversales une dimension longitudinale (Roux 2001). Il s'agit en effet de pouvoir tenir compte des processus de ségrégations résidentielles (Wilson W.J. 1994), du différentiel de mobilité entre les populations ou de l'influence réciproque du contexte sur l'individu (Jones and Duncan 1995);(Stafford et al. 2001).

On devine l'intérêt d'une telle approche sur Bruxelles dont l'histoire récente est parcourue de mouvements économiques, sociaux, démographiques et politiques qui affectent aujourd'hui la santé des habitants. Mentionnons par exemple le phénomène de concentration des populations issues de l'immigration marocaine et turque au centre-ville ; l'exode extra-régional des familles de classes moyennes ; la « bruxellisation » et son impact sur la qualité du bâti ; les politiques de revitalisation urbaine enclenchées il y a dix ans ; la disparition des industries dans la zone du canal ; l'explosion du nombre de m² de bureaux par habitant ; l'arrivée des Communautés européennes et l'installation de leurs ressortissants dans la périphérie, etc. Le fait que les effets contextuels peuvent avoir une influence sur la santé à court terme (dans le cas d'exposition à

des polluants indoor ou outdoor) ou à long terme (dans le cas de la désindustrialisation ou de la rénovation des quartiers) impose de les appréhender à l'avenir dans une perspective longitudinale.

1.2 Méthode

L'analyse contextuelle proposée dans ce rapport utilise les données du recensement de 2001 (également appelée « Enquête socio-économique 2001 »). Ces données sont décrites en détail dans une monographie du recensement (Deboosere et al. 2005). Nous rappelons ici brièvement les variables utilisées, la sélection des observations et les méthodes statistiques utilisées.

En Angleterre, il est possible de lier depuis près de vingt ans des données du contexte à celles de la santé subjective des individus car ce pays a inclus dans son recensement de 1991, quelques questions de santé. La Belgique a suivi l'expérience britannique en 2001 en intégrant trois questions de santé dans son recensement.

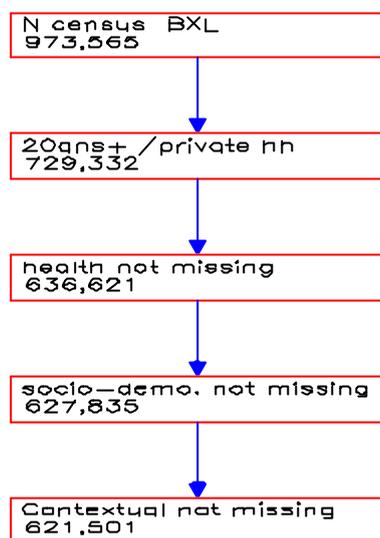
Notre étude est donc fondée sur une analyse de données transversales contrairement à d'autres études qui utilisent des données longitudinales (McCulloch 2001). Notre étude se distingue également de celle réalisée par l'université de Gand et l'ULB (de Maseneer et alii) sur la santé dans les grandes villes belges : ce travail a été réalisé sur base de l'enquête de santé par interview. Le chapitre 2 montre que l'inférence sur les facteurs contextuels est douteuse lorsque l'analyse est réalisée sur des données d'enquête.

Etant donné la disponibilité des données et le sceau de confidentialité qui les protège, surtout lorsqu'on aborde les questions de santé, seules certaines variables contextuelles et individuelles ont pu être utilisées.

1.2.1 Les données

Le recensement comporte 973.565 observations pour la région bruxelloise. Afin de s'assurer de la comparaison avec l'enquête de santé (voir chapitre 3), nous avons sélectionné les individus âgés de 20 ans et plus. Sur les 729.332 individus âgés de plus de 20 ans, nous avons pu utiliser les données de 621.501 individus pour lesquels les informations étaient complètes. (Figure 1). L'essentiel des données manquantes concerne la scolarité et l'activité des individus. Quelque 6.000 observations sont perdues lors de la fusion des données avec les facteurs contextuels, ce qui s'explique par des erreurs dans les codes de secteurs statistiques ou parce que certains secteurs ne furent pas identifiés lorsque le nombre d'individus était très faible (en dessous de 200).

Figure 1 : Sélection des observations du recensement : nombre d'observations sélectionnées à chaque étape.



1.2.2 Les variables

L'analyse contextuelle utilise deux types de variable : des variables individuelles et des variables contextuelles. Pourquoi utiliser des variables dans une analyse contextuelle ? Ainsi que l'introduction de ce chapitre l'explique, notre objectif est de mesurer l'effet du contexte net de sa composition : dans quelle mesure les caractéristiques du milieu de vie (quartier) influencent l'état de santé des individus, à caractéristiques individuelles données. L'inclusion des variables individuelles vise donc à mieux départager l'effet du contexte de l'effet de la composition du quartier en termes de classes d'âge ou de niveaux socio-économiques.

La santé subjective

Notre variable dépendante est la prévalence de mauvaise santé subjective. La santé peut être approchée sous diverses dimensions (Bowling 1997) : la dimension médicale définit la santé à travers les maladies ; la dimension fonctionnelle définit la santé à partir du fonctionnement ou des incapacités des individus (certaines maladies sont peu invalidantes, d'autres beaucoup plus) ; la dimension du rôle approche la santé à partir des normes sociales qui sont attachées à certains aspects de la santé tels que le recours aux soins ou les comportements de santé ; enfin, la qualité de vie définit la santé à partir de l'utilité ou de la satisfaction que les individus tirent de leur santé. D'après la littérature qui s'est penchée sur cette question, la santé subjective (Idler and Benyamini 1997) est une mesure globale de la santé, au sens qualité de vie, qui intègre à la fois la trajectoire passée et les attentes futures des individus.

La question se formule ainsi (voir figure) : Quel est votre état de santé général ? Très bon, bon, moyen, mauvais, très mauvais. La formulation est la même dans l'enquête de santé. Dans l'analyse contextuelle nous modélisons la probabilité d'avoir une santé subjective de moyenne à très mauvaise.

Figure 2. Formulation des questions de santé dans le recensement : Belgique, 2001.

2. Quel est votre état de santé général?

très bon bon moyen mauvais très mauvais

3a. Souffrez-vous d'une ou plusieurs maladies de longue durée, d'affections de longue durée ou de handicaps ?

oui non

3b. SI OUI, êtes-vous gêné(e) dans vos activités quotidiennes par ces maladies, affections ou handicaps ?

en permanence
 de temps en temps
 pas ou rarement

3c. SI OUI (question 3a), devez-vous rester au lit à la suite de ces maladies, affections ou handicaps ?

en permanence
 de temps en temps
 pas ou rarement

Les soins informels

Trois questions ont été posées dans le recensement en ce qui concerne les soins informels : prestation de soins (4a), nature du ou des bénéficiaires (4b) et intensité de l'aide (4c).

Figure 3. Formulation des questions sur les soins informels dans le recensement : Belgique, 2001.

4a. Apportez-vous au moins une fois par semaine, en dehors de votre profession, une aide ou des soins à une ou plusieurs personnes ayant une maladie, affection ou handicap durable (ex. mobilité réduite)?

oui non

4b. SI OUI, cette ou ces personnes sont : (cochez plusieurs cases si nécessaire)

membre(s) de votre ménage
 membre(s) de la famille n'appartenant pas à votre ménage
 voisin(s)
 ami(s), connaissances, etc.

4c. SI OUI, combien de temps consacrez-vous à cette aide ou à ces soins ?

au moins une fois par semaine (mais pas tous les jours)
 tous les jours, moins de 30 minutes
 tous les jours, de 30 minutes à moins de 2 heures
 tous les jours, de 2 à moins de 4 heures
 tous les jours, 4 heures ou plus

Les variables individuelles socio-économiques

Les variables individuelles suivantes ont été incluses dans l'analyse : sexe (homme, femme), âge (20-39 ans, 40-59 ans, 60-79 ans, 80 ans et plus), éducation (inconnu, primaire ou moins, secondaire inférieur, secondaire supérieur, supérieur ou universitaire), type de ménage (personne seule, famille monoparentale, couple marié sans enfant, cohabitants sans enfant, cohabitants avec enfant(s), couple marié avec enfant(s)), propriété du logement (propriétaire, locataire), activité (inactif, actif en recherche d'emploi, actif travaillant), nationalité (belge, UE, autre). Toutes ces variables sont assignées à l'individu sauf pour le logement qui est défini au niveau du ménage.

Les données contextuelles

Sur base de la revue de la littérature, les variables contextuelles suivantes ont été calculées par secteur statistique (il y a 723 secteurs statistiques à Bruxelles) :

Tableau 1. Statistiques descriptives des variables contextuelles.

Variable	Source	Moyenne¶	Ecart-type¶
Proportion de chômeurs	Recensement	21.3%	10.3%
Proportion d'isolés	Recensement	37.2%	8.9%
Revenu médian (€)	INS	17905€	3161€
Loyer moyen (€)	Recensement	409.03€	137.6€
Proportion d'habitant se plaignant du bruit ou de la pollution atmosphérique	Recensement	7.5%	89%

Calculés sur la population bruxelloise

Ces variables n'ayant pas les mêmes distributions, elles furent transformées en déciles de quartier de sorte que les coefficients s'interprètent comme une augmentation d'1 décile du facteur contextuel en question. Il s'agit bien de déciles de quartiers (un décile correspond plus ou moins à 72 quartiers) ce qui implique qu'un quartier ne correspond pas nécessairement à 10% de la population bruxelloise. Néanmoins, les déciles de quartiers correspondent plus ou moins à des déciles de population (Tableau 5, page 25).

Les quartiers appartenant à une décile ne sont pas nécessairement contigus. Ce sont des quartiers qui partagent le même niveau d'une variable contextuelle sans être nécessairement proches spatialement.

1.2.3 Stratégie pour une analyse multivariée

Soit $P(SH=1)$, la probabilité de mauvaise santé subjective pour un individu i résidant dans le quartier j . Sachant que notre variable dépendante est binaire, nous utilisons une régression logistique qui modélise le logis de cette probabilité, soit $\log(P/1-P)$ en fonction des caractéristiques individuelles X_{ij} , des caractéristiques contextuelles C_j . En outre, l'erreur est supposée disposer d'une variance hétéroscédastique pour refléter une corrélation intra-quartier qui ne sera pas captée par les variables contextuelles. Lorsque les données proviennent

d'enquêtes, cette erreur permet en outre, de tenir compte d'un échantillonnage des quartiers, ce qui ne s'applique pas au recensement de 2001 mais bien à l'enquête de santé.

Le modèle testé peut donc s'exprimer de la manière suivante :

$$P(SH_{ij}=1) = \frac{\text{Exp}(Y_{ij})}{1+\text{Exp}(Y_{ij})}$$

$$Y_{ij} = \mathbf{a} + \mathbf{b} X_{ij} + \mathbf{d}_j C_j + \mathbf{e}_j$$

$$\mathbf{e}_j \sim N(0,1)$$

Les estimations furent réalisées avec la procédure Glimmix de SAS. La modélisation a suivi la progression suivante :

1. L'analyse multivariée des effets du contexte sur la santé subjective des bruxellois est conduite en parallèle pour les hommes et pour les femmes, à la demande du commanditaire. L'objectif était d'apprécier si les effets du contexte étaient plus élevés chez les hommes par rapport aux femmes. En outre, en stratifiant l'analyse par genre, nous réduisons la surestimation des erreurs-types imputable à la corrélation intra-ménage.
2. Différentes variables contextuelles sont introduites dans l'analyse afin d'examiner leur influence sur la santé subjective des Bruxellois. Premièrement, on inclut une variable de type intégral (voir précédemment) qui permet d'obtenir une bonne approche de la qualité de vie dans le quartier : le prix moyen du loyer dans le quartier. On postule que les quartiers à haut niveau de loyer sont ceux qui ont un haut potentiel d'effets positifs sur la santé des habitants (par exemple : présence d'espaces verts, perception de pollution sonore et atmosphérique limitée, accessibilité des commerces et services, densité de peuplement réduite par habitation, haut niveau de propreté dans les rues, etc.). Inversement, les quartiers à bas niveau de loyer sont ceux qui ont un haut potentiel d'effets négatifs sur la santé (distinction classique entre « health promoting » et « health damaging environment »). (Tableau 3 - modèle 1)
3. Deuxièmement, on ajoute au modèle d'analyse initial deux variables agrégées. Celles-ci permettent d'interroger plus précisément la qualité de l'environnement social du quartier. La cohésion sociale dans le quartier est approchée par le pourcentage de chômeurs et de personnes isolées dans le quartier. (Tableau 3 - modèle 2)
4. Troisièmement, on utilise à nouveau une variable agrégée pour contrôler un biais de sélection. Dans ce cas-ci, le choix du quartier est en partie fonction des ressources financières individuelles (niveau de revenu médian). (Tableau 3 - modèle 3)
5. Quatrièmement, on contrôle par une variable subjective de perception de l'environnement physique (niveau d'insatisfaction par rapport au bruit et à la qualité de l'air). (Tableau 3 - modèle 4)
6. Ensuite, on observe les variations des résultats obtenus suite à l'introduction de ces cinq variables contextuelles en les contrôlant pour l'âge. Une fois ceux-ci contrôlés, on vérifie l'essentiel de l'explication compositionnelle. (Tableau 3 - modèle 5).
7. Les variables socio-économiques individuelles (SES) sont introduites en dernier lieu étant donné leur statut hybride qui ne permet pas de faire la part des choses

entre l'influence de l'individu et celle du contexte (voir précédemment). (Tableau 3 - modèle 6).

Cette modélisation suit celle proposée par McCulloch (McCulloch 2001) et permet d'apprécier comment les effets contextuels sont affectés 1) par l'inclusion d'autres effets contextuels, et 2) par les effets de composition. On peut discuter de l'intérêt d'inclure d'emblée les variables individuelles puis seulement les variables contextuelles. Cette manière de procéder ne permettrait pas d'apprécier l'impact de la composition sur le contexte, ce qui est un des objectifs de ce travail. Cependant, cette modélisation n'implique pas que les effets individuels sont plus faibles ou moins importants que les effets contextuels.

Les variations de la covariance totale du risque de mauvaise santé subjective selon les six modèles utilisés sont présentées d'emblée. (Tableau 2).

1.3 Résultats

Les résultats des modèles de l'analyse contextuelle sont fournis dans les tableaux 1 et 2.

Le Tableau 2 reprend les résultats de l'analyse de covariance du risque de mauvaise santé subjective. Il fait apparaître une corrélation intra-quartier. Le pourcentage de la covariance expliquée par le secteur statistique décroît au fur et à mesure que les variables contextuelles (modèles 1 - 4) et les variables individuelles (modèles 5 - 6) sont ajoutées. Le prix moyen du loyer dans le quartier explique à lui seul environ 50% de l'effet du niveau spatial sur la covariance de la santé subjective. Le contrôle par l'ensemble des variables contextuelles (modèle 4) explique 7% de la covariance totale chez les hommes (0,11-0,04) et 8% chez les femmes (0,13-0,05). Le contrôle par les variables compositionnelles (modèle 6) en explique 3% chez les hommes (0,04-0,01) et 4% chez les femmes (0,05-0,01). Lorsque l'explication contextuelle est ajoutée à l'explication compositionnelle, la covariance de la mauvaise santé subjective à Bruxelles est expliquée dans sa quasi-totalité (intercept=0,01). Ce qui se joue alors au niveau spatial est de l'ordre d'un résidu distribué de manière aléatoire dans l'espace.

Tableau 2 : Composantes de variance du secteur statistique : résultats des effets randoms de l'analyse multiniveaux pour les hommes et les femmes et pour différents modèles.

Modèles	Hommes	Femmes
Secteur statistique seul	0,11	0,13
1 : loyer moyen	0,05	0,07
2 : 1+taux de chômeurs et isolés	0,04	0,06
3 : 1+2+revenu médian	0,04	0,06
4 : 1+2+3+insatisfaction /air-bruit	0,04	0,05
5 : 1+2+3+4+âge	0,02	0,02
6 : 1+2+3+4+5+SES	0,01	0,01

Le Tableau 3 présente les résultats des régressions logistiques multiniveaux. Le modèle 1 reprend les résultats de l'analyse bivariée (chaque variable contextuelle est traitée indépendamment des autres) des variables contextuelles suivantes : le prix moyen du loyer, les deux variables de cohésion sociale (le taux de chômeurs et le taux d'isolés), le revenu médian et la proportion d'habitants se plaignant du bruit ou de la pollution atmosphérique. Les modèles

2, 3 et 4 ajustent les résultats du modèle 1 en les contrôlant par un nombre croissant de variables contextuelles. Le modèle 4 contient l'ensemble des estimateurs contextuels multivariés non contrôlés par les variables de composition (âge et caractéristiques socio-économiques individuelles). Le modèle 5 ajoute l'âge au modèle 4. Le modèle 6 complète l'analyse en ajoutant au modèle 5 les caractéristiques socio-économiques individuelles.

Les hommes

Dans l'analyse bivariée (modèle 1), on constate qu'à chaque augmentation d'un décile des facteurs contextuels positifs (loyer et revenu du secteur), le risque de mauvaise santé subjective diminue de 9% (OR=0.91). Les facteurs contextuels négatifs (chômage et perception de pollution) accroissent le risque de mauvaise santé subjective : pour un accroissement de 1 décile du chômage le risque de mauvaise santé croît de 10% (OR=1.10) tandis que pour un accroissement d'1 décile de la perception de pollution le risque de mauvaise santé croît de 5% (OR=1.05).

Interprétation des Odds ratios (OR)

Chaque OR doit s'interpréter comme l'augmentation (si $OR > 1$) ou la réduction (si $OR < 1$) du risque de mauvaise santé associée à une variation d'un décile du facteur contextuel. Par exemple, lorsque l'on passe des quartiers les moins affectés par le chômage (décile 1) aux quartiers se trouvant juste au-dessus (décile 2), le risque de mauvaise santé augmente de 3% (OR=1.03, modèle 6). Si on passe du premier décile (les quartiers les moins affectés) au dernier décile (les quartiers les plus affectés), le risque de mauvaise santé croît de $9 \times 3\%$ (10-1), soit 27%. Si l'on passe des quartiers aux loyers le plus bas (décile 1) aux quartiers avec les loyers les plus élevés (décile 10), le risque de mauvaise santé subjective chez ceux vivant dans les quartiers au loyer les plus élevés est réduit de 27% ($9 \times 3\%$, modèle 6) par rapport aux individus vivant dans les quartiers les plus chers.

Le taux de personnes isolées dans le quartier n'a pas quant à lui pas de relation statistiquement significative avec le risque de mauvaise santé subjective. En ce qui concerne l'analyse multivariée, le risque de mauvaise santé subjective décroît avec l'augmentation du prix du loyer moyen et du revenu médian dans le quartier (modèle 4). Il croît avec l'augmentation de la prévalence de chômeurs dans le quartier. Pour une augmentation d'un décile de la prévalence de chômage, le risque de mauvaise santé subjective croît de 3%. De façon inattendue, l'augmentation du taux de personnes isolées et du taux de personnes insatisfaites par rapport à la perception de pollution sonore et atmosphérique va de paire avec une diminution du risque de mauvaise santé subjective (jusqu'à 3% en moins par décile supplémentaire de la prévalence de personnes insatisfaites par rapport à l'air et au bruit). Lorsque l'âge est introduit dans le modèle, les coefficients subissent de légers changements et, dans le cas de la variable synthétique air/bruit, on observe un renversement de l'effet (on passe d'une diminution de 3% par décile supplémentaire à une augmentation de 1%). Le contrôle par l'ensemble des variables compositionnelles (modèle 6) modifie peu ces résultats si ce n'est que la variable «taux de personnes isolées» ne joue plus un rôle statistiquement significatif.

Les femmes

Chez les femmes, le risque de mauvaise santé subjective croît et décroît de la même façon que chez les hommes. Aucune différence intéressante n'est à signaler si ce n'est que la variable «taux d'isolés» conserve un rôle statistiquement significatif alors que la variable

d'insatisfaction par rapport à l'air et au bruit devient non significative dès que l'âge est introduit dans le modèle (modèle 5).

Tableau 3 : Risque de mauvaise santé subjective chez les hommes et les femmes par décile de facteurs contextuels : Odds ratios issus des régressions logistiques multiniveaux.

Facteurs contextuels	Modèle 1	Modèle 2 ^a	Modèle 3 ^a	Modèle 4 ^a	Modèle 5 ^b	Modèle 6 ^c
Hommes :						
Prix du loyer moyen (décile)	0,91 ***	0,95***	0,96***	0,95***	0,93 ***	0,97 ***
Taux de chômeurs (décile)	1,10 ***	1,05***	1,02***	1,03***	1,04 ***	1,03 ***
Taux d'isolés (décile)	1,01 *	0,98***	0,99***	0,99***	0,99 ***	1,00
Revenu médian (décile)	0,91 ***		0,96***	0,95***	0,96 ***	0,98 ***
Insatisfaction / air-bruit (décile)	1,05 ***			0,97***	1,01 ***	1,01 *
Femmes :						
Prix du loyer moyen (décile)	0,91 ***	0,95***	0,96***	0,95***	0,93 ***	0,96 ***
Taux de chômeurs (décile)	1,09 ***	1,05***	1,02	1,02**	1,05 ***	1,02 ***
Taux d'isolés (décile)	1,01	0,98***	0,98***	0,98***	0,97 ***	0,98 ***
Revenu médian (décile)	0,91 ***		0,95***	0,94***	0,95 ***	0,98 ***
Insatisfaction / air-bruit (décile)	1,04 ***			0,96***	1,00	1,01

^aOdds ratios contrôlés pour les facteurs contextuels inclus dans la table ; ^bOR contrôlés pour tous les facteurs contextuels et l'âge ; ^cOR contrôlés pour tous les facteurs contextuels, l'âge et les facteurs socio-économiques individuels (composition du ménage, activité, éducation, propriété du logement, nationalité).

* $p < 0.05$; ** $p < 0.01$; *** $p < 0.001$

Le prix du loyer moyen a été considéré comme une variable suffisamment objective (ou « intégrale » selon Macintyre, 2001) pour rendre compte de la qualité de vie dans les quartiers. Le fait de prendre en compte un prix moyen nous évite d'avoir affaire à des phénomènes localisés de surévaluation des loyers par rapport à la situation du quartier (par exemple les prix pratiqués par « les marchands de sommeil » dans certains quartiers centraux de la capitale). On constate qu'à chaque augmentation d'un décile du prix du loyer, le risque d'être en mauvaise santé subjective décroît de 3% chez les hommes et de 4% chez les femmes (Tableau 3), modèle 6). Un contrôle par le niveau de revenu médian du quartier afin de tenir compte du biais de sélection ne modifie que légèrement ces résultats (modèle 3 dans le Tableau 3 : l'OR passe de 0,95 à 0,96 pour les hommes comme pour les femmes). Le faible loyer moyen dans certains quartiers indique un risque accru de mauvaise santé subjective chez les habitants. Cela peut s'expliquer par le cumul des pathologies urbaines que reflète le prix des loyers, parmi celles-ci, la concentration dans certains quartiers de personnes sans-emploi ou isolées.

Nous observons que l'effet du loyer passe de 0,95 à 0,93 lorsque l'âge est pris en considération : cela signifie que l'âge avait un effet de neutralisation de l'impact du loyer sur la santé subjective. Cela n'est pas étonnant puisque le loyer tend à croître dans les quartiers où il y a plus de personnes âgées (et donc en moins bonne santé). L'inverse survient lorsque les caractéristiques socio-économiques individuelles sont ajoutées au modèle 6 : l'effet du loyer se rapproche de 1 (passant de 0,93 à 0,97) : l'association du loyer à la santé subjective comporte donc également des effets de composition.

La cohésion sociale d'un quartier, illustrée en partie par les variables concernant le taux de chômeurs et le taux d'isolés dans le quartier, est un domaine qui mériterait une plus grande attention. Certes, on obtient une relation attendue entre l'augmentation du taux de chômage

dans le quartier et l'augmentation du risque de mauvaise santé subjective (de 2% chez les hommes à 3% chez les femmes par décile supplémentaire). Mais une explication compositionnelle qui postulerait le rôle prépondérant joué par le niveau de revenu du quartier ne suffirait pas à expliquer entièrement les mécanismes intermédiaires à l'œuvre dans cette relation entre taux de chômage et santé subjective. En effet, les changements observés dans les facteurs contextuels entre le modèle 5 et le modèle 6 sont relativement modestes sauf pour le loyer. Il est donc fort probable qu'un effet contextuel persiste indépendamment des effets de composition.

En ce qui concerne le lien entre taux de personnes isolées dans le quartier et risque de mauvaise santé subjective, la relation observée est contraire à toute attente. Bien qu'elle s'avère non statistiquement significative chez les hommes (Tableau 2), elle suppose une relation négative chez les femmes entre accroissement du taux d'isolés et risque de mauvaise santé subjective. Ce dernier diminue chez les femmes lorsque le taux d'isolés augmente dans le quartier. Le lien entre cohésion sociale et santé subjective se conçoit d'autant plus difficilement qu'au niveau individuel, les relations peuvent s'inverser (cas typique à l'origine de l'erreur écologique).

La variable environnementale utilisée, issue d'une synthèse entre l'insatisfaction mesurée par rapport au bruit et l'insatisfaction mesurée par rapport à la qualité de l'air (toutes deux étant fortement corrélées), n'a pas donné de résultats concluants. Il est possible que la perception subjective de son environnement physique, décliné entre la perception de pollution sonore et atmosphérique, soit fortement corrélée à la perception subjective de sa santé. Pour infirmer ou confirmer cette hypothèse, l'analyse devra procéder à une comparaison entre ces variables subjectives de perception du bruit et de la qualité de l'air et des variables plus objectives (intégrales) en matière d'environnement physique.

Le Tableau 4 présentent les odds ratios pour les facteurs individuels inclus dans le modèle 6. Chez les hommes, la probabilité de mauvaise santé subjective est plus élevée chez les personnes vivant dans des ménages d'une personne par rapport aux couples mariés avec enfants, chez inactifs (OR=3.91) par rapport aux actifs travaillant, chez les personnes âgées, chez les locataires (OR=1.18) par rapport aux propriétaires. Les belges ont une moins bonne santé que les étrangers. Les résultats sont similaires chez les femmes.

Tableau 4. Résultats des facteurs individuels : odds ratios de la régression logistique du modèle 6.

Variables individuelles	Hommes		Femmes	
	OR	IC95%	OR	IC95%
Type de ménage :				
ménage monoparental	1.13 ***	(1.08-1.18)	1.50 ***	(1.46-1.54)
ménage d une personne	1.49 ***	(1.46-1.53)	1.61 ***	(1.57-1.65)
cohabitant sans enfants	1.24 ***	(1.18-1.31)	1.38 ***	(1.31-1.45)
couple marie sans enfants	1.25 ***	(1.22-1.29)	1.43 ***	(1.39-1.47)
cohabitant avec enfants	0.99	(0.93-1.05)	1.03	(0.97-1.10)
couple marie avec enfants (ref)	1.00		1.00	
Activité :				
Inactif	3.91 ***	(3.81-4.02)	2.93 ***	(2.85-3.00)
Actif a la recherche d'emploi	2.20 ***	(2.14-2.27)	2.22 ***	(2.15-2.29)
Actif travaillant (ref)	1.00		1.00	
Age :				
80	4.93 ***	(4.67-5.21)	5.38 ***	(5.15-5.62)
60-79	2.59 ***	(2.50-2.68)	3.10 ***	(3.01-3.20)
40-59	2.62 ***	(2.55-2.68)	2.60 ***	(2.54-2.66)
20-39 (ref)	1.00		1.00	
Scolarité :				
Primaire ou moins ou inconnu	2.72 ***	(2.65-2.80)	2.87 ***	(2.80-2.95)
Secondaire inférieur	2.02 ***	(1.97-2.08)	2.12 ***	(2.07-2.18)
Secondaire supérieur	1.49 ***	(1.45-1.53)	1.46 ***	(1.43-1.50)
Supérieur ou universitaire (ref)	1.00		1.00	
Propriété du logement :				
locataire	1.18 ***	(1.16-1.21)	1.24 ***	(1.22-1.27)
propriétaire (ref)	1.00		1.00	
Nationalité :				
Autre	0.92 ***	(0.89-0.96)	0.94 ***	(0.90-0.97)
Belge	1.10 ***	(1.07-1.13)	1.13 ***	(1.10-1.16)
UE (ref)	1.00		1.00	

1.4 Conclusion

L'analyse contextuelle de la santé subjective des Bruxellois a mis en évidence 4 observations importantes.

Premièrement, les composants de variances font apparaître le rôle important joué par le niveau du secteur statistique qui explique à lui seul 11% et 13% de la covariance totale de la mauvaise santé subjective, respectivement chez les hommes et chez les femmes résidant à Bruxelles. En outre, les analyses de régression montrent que les effets contextuels sont associés de manière modeste mais significative avec la santé des Bruxellois.

En deuxième lieu, les facteurs contextuels positifs (revenu et loyer) sont associés avec une réduction du risque de mauvaise santé subjective tandis que les facteurs négatifs (chômage et perception de pollution) sont associés avec une augmentation du risque. Toutefois l'influence de certains facteurs (proportion d'isolés et proportion de personnes insatisfaites par rapport au bruit et à la qualité de l'air) n'est pas statistiquement significative chez les hommes et chez les femmes.

En troisième lieu, en décomposant l'influence du niveau géographique entre facteurs contextuels et facteurs compositionnels, on constate l'importance qu'a le lieu de résidence sur le risque de mauvaise santé subjective, en sus d'une explication par les variables individuelles classiques (âge et SES). Quand bien même les facteurs individuels restent largement prépondérants dans l'explication de la mauvaise santé subjective, les facteurs contextuels conservent également une valeur explicative.

En quatrième lieu, les hommes et les femmes présentent une vulnérabilité similaire aux facteurs contextuels.

CHAPITRE 2 : ANALYSE CONTEXTUELLE : COMPARAISON DU RECENSEMENT ET DE L'ENQUÊTE DE SANTÉ

2.1 Introduction

La section antérieure a présenté les résultats de l'analyse contextuelle à partir du recensement de 2001. La même année, une enquête de santé a été réalisée sur un échantillon de la population bruxelloise. L'objectif de ce chapitre est d'apprécier si l'information de l'enquête de santé peut être utilisée dans une analyse contextuelle similaire à celle réalisée dans le chapitre antérieur. Plusieurs raisons motivent cette démarche. Tout d'abord, le protocole de l'enquête de santé a permis en 2001 de conserver le secteur statistique dans la base de données, ouvrant la voie à des analyses contextuelles. Toutefois, le plan d'échantillonnage de l'enquête de santé n'est pas conçu pour répondre à des questions sur les facteurs contextuels. Sa validité en ce qui concerne ce point est donc à établir. En deuxième lieu, l'intérêt de cette question dépasse la réalité bruxelloise. En effet, plusieurs études s'intéressant aux effets contextuels utilisent des données d'enquête telles que les «health interview surveys » ou les «lifestyles survey ». Il est donc utile de comparer les analyses contextuelles réalisées sur un échantillon de celles réalisées sur un recensement : les enquêtes sont-elles des outils valides pour aborder l'analyse des facteurs contextuels ?

Cet objectif général se décline en plusieurs sous-questions :

La distribution de l'échantillon bruxellois reflète-t-elle la population bruxelloise en ce qui concerne sa distribution spatiale. En effet, l'analyse des facteurs contextuels sur l'enquête de santé n'a de sens que si les distributions marginales sur les variables contextuelles reflètent celles du recensement. Cette question sera abordée par des tableaux bivariés. Nous avons également utilisé deux tests : un test de chi-deux qui permet de tester l'hypothèse que la distribution d'échantillon (HIS) est équivalente à celle de la population (recensement) ; en outre, étant donné que nos facteurs contextuels sont continus (décile d'exposition contextuelle), nous avons utilisé le test de trend (Cochran-Armitage) qui permet, quant à lui, de tester l'hypothèse que la probabilité d'être observé dans l'enquête de santé ne varie pas avec le décile du facteur contextuel. Néanmoins, une égalisation des distributions marginales ne garantit pas que les résultats de l'analyse contextuelle seront identiques car deux autres conditions doivent être remplies.

La corrélation intra-quartier de l'enquête de santé est-elle similaire à celle du recensement de 2001 ? En effet, l'analyse contextuelle repose sur l'existence d'une certaine homogénéité de la population au sein des quartiers. Si la taille de la population par quartier est très faible, il est possible que la corrélation intra-quartier soit elle-même très faible, ce qui peut poser un problème de précision pour estimer la corrélation intra-quartier. Pour répondre à cette question, une analyse des composants de variance est réalisée sur les deux bases de données. Cette homogénéité (ou corrélation intra-quartier) ne préjuge pas de la nature de l'effet quartier : elle peut refléter tant des effets de composition que des effets contextuels. Il nous faut donc répondre à une troisième condition.

Les effets contextuels observés dans le recensement sont-ils similaires aux effets contextuels observés dans l'enquête de santé ? Pour répondre à cette question, la même analyse multiniveaux est appliquée aux deux bases de données, ce qui permet de comparer les résultats. Il est important de clarifier que les deux analyses contextuelles (sur HIS et sur le recensement) utilisent la même source d'information pour construire les variables contextuelles.

2.2 Résultats

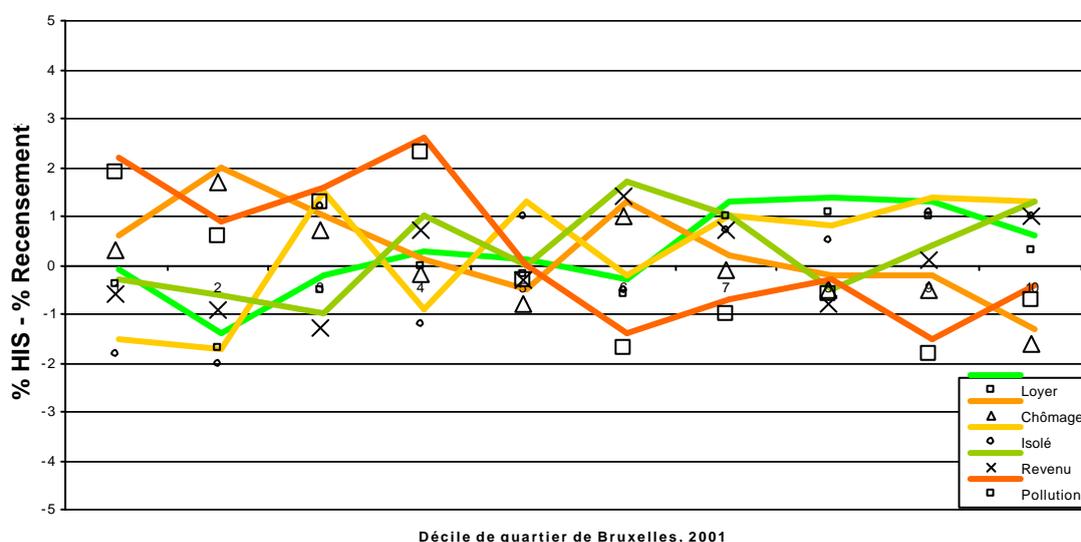
Le Tableau 5 permet de comparer la répartition de la population du recensement et celle de HIS en fonction de diverses caractéristiques contextuelles des quartiers, soit le loyer moyen, le pourcentage de chômage, le pourcentage d'isolés, le revenu moyen et le pourcentage de la population se plaignant du bruit ou de l'air (voir chapitre antérieur). Dans l'ensemble, les distributions correspondent assez bien ce qui signifie que l'échantillon bruxellois de HIS reflète la réalité des quartiers bruxellois. Néanmoins, des différences apparaissent et sont significatives pour deux variables : le pourcentage d'isolés et la perception de pollution sonore ou atmosphérique. Dans le premier cas, nous observons que HIS présente une proportion légèrement plus élevée des déciles 7-10 tandis que HIS présente une proportion plus faible des déciles 5-10 en termes de pollution sonore/atmosphérique perçue. Notons également que HIS présente des proportions légèrement plus faibles dans les déciles 1-3 en ce qui concerne le loyer et le revenu.

Tableau 5 : Fréquence de la population du recensement et fréquence de l'échantillon de HIS par décile de quartier (%).

Décile	Décile de loyer		Décile du chômage		Décile d'isolé		Décile du revenu		Décile du bruit/air	
	%	%	%	%	%	%	%	%	%	%
	census	his	census	his	census	his	census	his	census	his
1	8.0	7.6	6.3	6.6	6.6	4.8	8.8	8.2	6.9	8.8
2	10.1	8.4	8.6	10.3	9.6	7.6	10.7	9.8	9.4	10.0
3	10.9	10.4	10.2	10.9	8.6	9.8	11.8	10.5	9.9	11.2
4	11.7	11.7	10.6	10.4	10.5	9.3	9.6	10.3	12.8	15.1
5	9.9	9.7	9.9	9.1	10.7	11.7	13.4	13.1	10.0	9.7
6	13.3	12.7	11.6	12.6	12.8	12.3	11.1	12.5	12.9	11.2
7	10.3	11.3	11.1	11.0	9.4	10.1	12.2	12.9	9.5	8.5
8	9.8	10.9	10.6	10.1	12.1	12.6	8.7	7.9	10.7	10.1
9	8.3	9.3	11.3	10.8	10.9	12.0	8.8	8.9	10.8	9.0
10	7.7	8.0	9.8	8.2	8.8	9.8	4.9	5.9	7.1	6.4
Total	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
Chi-carré	$\chi^2=15, p=0.09$		$\chi^2=15, p=0.08$		$\chi^2=25, p=0.002$		$\chi^2=13, p=0.17$		$\chi^2=40, p<0.001$	
Cochran-Armitage trend	$z=-2.8, p=0.005$		$z=2.6, p=0.009$		$z=-2.4, p=0.02$		$z=-2.4, p=0.02$		$z=4.9, p<0.001$	

Nous observons également que les tests de Cochran-Armitage sont significatifs au seuil $\alpha=5\%$. Cela signifie que le taux de sondage présente une tendance à varier de manière systématique avec le décile des facteurs contextuels : cette tendance est positive pour le décile des loyers, le décile des revenus et le décile des isolés. Cela implique que plus ces facteurs contextuels sont élevés, plus élevé est le taux de sondage. La tendance est négative pour la perception de pollution et le chômage : cela implique que le taux de sondage diminue lorsque la prévalence de chômage ou la perception de pollution augmente. Ces tendances apparaissent dans la Figure 4. Elle présente les différences de pourcentages (pourcentage HIS - pourcentage recensement) : une différence positive signifie qu'il y a plus de population dans HIS que dans le recensement, une différence négative signifie qu'il y a plus de population dans le recensement que dans HIS. Elle montre que pour les variables mesurées positivement (revenu et loyer), il y a plus de population dans HIS que dans le recensement à partir du décile 5+ tandis que pour les variables négatives (chômage et perception de pollution), il y a plus de population dans le recensement que dans HIS à partir du décile 6+. Cependant, « les isolés », en théorie une variable « négative », présentent un pattern similaire au revenu. Notons cependant que ces différences restent modestes (maximum de 1,1%, moyenne de 0,83%) même si elles sont statistiquement significatives.

Figure 4 : Facteurs contextuels et probabilité de sélection dans HIS 2001 : différence de la fréquence relative dans HIS et de la fréquence relative dans le recensement.



La carte suivante présente une distribution spatiale du taux de sondage. Les quartiers colorés sont ceux où des personnes ont participé à l'enquête tandis que les quartiers blancs sont des quartiers où aucune personne n'a été sélectionnée (soit 218 quartiers) pour l'enquête de santé. Nous observons une distribution spatiale assez caractéristique : les taux de sondage les plus élevés sont observés à la périphérie et beaucoup de quartiers non sélectionnés se trouvent dans le centre.

Carte 2 : Taux de sondage (1 pour mille) par quartier, à Bruxelles : rapport entre le nombre d'observations dans HIS 2001 et le nombre d'observations dans le recensement 2001.

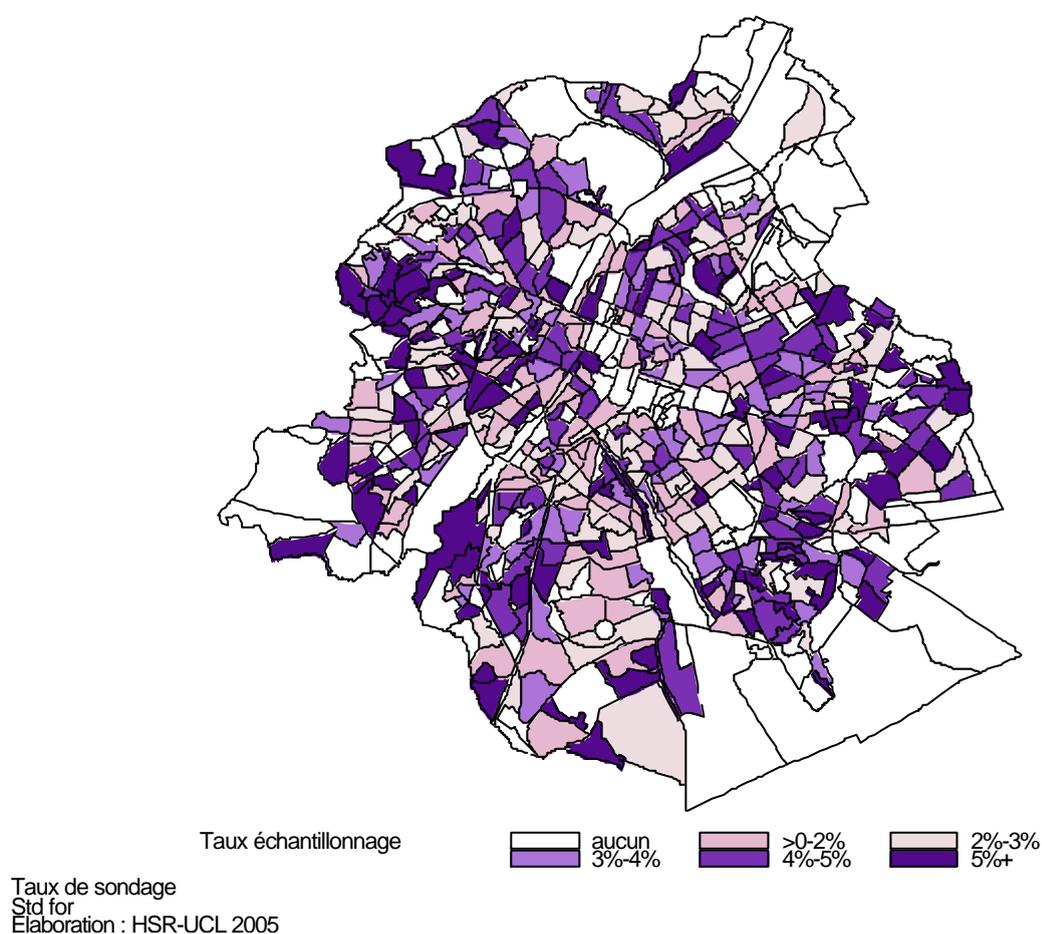


Tableau 6 : Composants de variance intra-quartier : comparaison de HIS et du recensement.

	HIS		Recensement	
	Composant de variance	% de variance	Composant de variance	% de variance
quartier	0,135	12%	0,12	11%
Résidu	0,964	88%	1,00	89%
Total	1.10	100%	1.12	100%
Wald Test pour le quartier	Z=2.07, p=0.02		Z=10.34, p<0.001	

Le Tableau 6 présente les composantes de variance imputables au quartier statistique, tant pour HIS que pour le recensement. Il suggère pour les deux bases, une composante modeste et identique au niveau du quartier. Cependant, vu sa taille réduite, la corrélation intra-classe de HIS dispose d'une signification statistique limite. L'implication de cette faible corrélation intra-classe ne doit pas être surestimée. En effet, Snijders et Bosker montrent que les conditions d'une puissance statistique suffisante sont différentes selon que l'on s'intéresse à la corrélation intra-quartier ou à l'effet d'une variable contextuelle sur une variable individuelle (ce qui est notre objectif) : dans le premier cas, l'idéal est de disposer de beaucoup d'individus dans peu de quartiers tandis que l'inverse s'applique au deuxième problème : il faut peu d'individus dans beaucoup de quartiers (Snijders TA and Bosker 1999). Par ailleurs, Duncan et Raudenbush montrent qu'une corrélation intra-classe très faible peut néanmoins impliquer des effets contextuels très importants (Duncan and Raudenbush 1999).

Les deux tableaux suivants comparent l'analyse contextuelle appliquée au recensement à celle appliquée à l'enquête de santé pour quelques variables contextuelles. Le premier tableau correspond au modèle où seules les variables contextuelles (+âge) sont insérées (modèle 5) tandis que le deuxième modèle intègre les variables individuelles (sexe, âge, scolarité, logement et type de ménage ; modèle 6).

La comparaison des coefficients doit porter sur trois aspects : le « signe », selon que le coefficient est inférieur ou supérieur à 1, l'ampleur de l'effet (ou l'écart à 1) et la signification statistique. Ces trois aspects ne sont pas indépendants puisqu'une faible précision augmente le risque de biais.

En général, les coefficients de HIS se positionnent du même côté que ceux du recensement sauf pour le chômage : HIS met en évidence une relation négative tandis que les données du recensement débouchent sur une relation positive, plus consistante avec la théorie. La différence entre HIS et le recensement se réduit légèrement entre le modèle 4 et le modèle 6. Elle résiste néanmoins aux effets de composition, ce qui peut s'expliquer par un biais de sélection : par le fait que les individus en mauvaise santé ont une probabilité plus faible d'être sélectionnés s'ils vivent dans un quartier à haut taux de chômage.

En ce qui concerne l'ampleur des effets, les OR s'écartent plus de 1 dans HIS que dans le recensement, ce qui suggère que ces effets soient surestimés dans HIS par rapport au recensement. Cela peut provenir de deux effets : soit HIS tend à échantillonner des individus

provenant de quartiers se situant aux extrêmes des facteurs contextuels, soit HIS tend à échantillonner des individus en plus mauvaise santé à caractéristiques contextuelles données.

Enfin, les résultats de HIS ne sont pas systématiquement différents de 1 (sauf dans le premier modèle pour le loyer) tandis que ceux du recensement sont généralement significatifs.

Tableau 7 : Déciles de facteurs contextuels de la mauvaise santé subjective : comparaison de HIS et du recensement pour le modèle non contrôlé pour les caractéristiques individuelles, Odds ratios issus des régressions logistiques du modèle contrôlé pour l'âge.

Variable Contextuelle (décile)	Recensement		Enquête de santé	
	OR	CI95%	OR	CI95%
Perception de pollution sonore/athmo (décile)	1.01	(1.00 , 1.02) *	1.02	(0.95 , 1.09)
Isolé (décile)	0.99	(0.98 , 0.99) ***	1.00	(0.96 , 1.05)
Loyer moyen (décile)	0.93	(0.92 , 0.94) ***	0.88	(0.80 , 0.97) **
Revenu moyen (décile)	0.96	(0.94 , 0.97) ***	0.90	(0.80 , 1.02)
Chômage (décile)	1.05	(1.04 , 1.06) ***	0.92	(0.82 , 1.03)

Tableau 8 : Facteurs contextuels de la mauvaise santé subjective : comparaison de HIS et du recensement pour le modèle contrôlé pour les caractéristiques individuelles, odds ratios issus des régressions logistiques du modèle complet (modèle 6).

Variable Contextuelle (décile)	Recensement		Enquête de santé	
	OR	CI95%	OR	CI95%
Perception de pollution sonore/atmo (décile)	1.01	(1.00 , 1.01) ***	1.03	(0.97 , 1.09)
Isolé (décile)	1.00	(1.00 , 1.00)	1.02	(0.97 , 1.06)
Loyer moyen (décile)	0.97	(0.96 , 0.97) ***	0.93	(0.84 , 1.01)
Revenu moyen (décile)	0.98	(0.97 , 0.99) ***	0.94	(0.84 , 1.06)
Chômage (décile)	1.02	(1.02 , 1.03) ***	0.94	(0.84 , 1.05)

2.3 Conclusion

L'analyse contextuelle présentée dans la section antérieure a été répliquée sur HIS en utilisant les mêmes variables contextuelles. Les résultats suggèrent trois observations importantes.

Premièrement, pour deux variables contextuelles sur 5, nous devons rejeter l'hypothèse que les distributions marginales des facteurs contextuels de HIS sont identiques à celles du recensement. L'hypothèse de biais de sélection ne peut donc pas être rejetée en ce qui concerne deux facteurs contextuels, la pollution atmosphérique et sonore perçue et la proportion d'isolés. De plus, pour toutes les variables contextuelles, le taux de sondage varie de manière linéaire avec le niveau du facteur contextuel quel qu'il soit : pour les facteurs contextuels positifs (revenu et loyer), le taux de sondage est d'autant plus élevé que le facteur est élevé; pour les facteurs contextuels négatifs (chômage et perception de pollution), le taux de sondage est d'autant plus faible que le niveau d'exposition est élevé.

Deuxièmement, HIS dispose d'une corrélation intra-quartier similaire à celle du recensement mais celle-ci n'est pas statistiquement significative pour des raisons de taille d'échantillon.

Troisièmement, les estimateurs contextuels fondés sur HIS ne sont en général pas biaisés, sauf pour la proportion de chômeurs qui est la variable qui ressort le plus dans l'analyse contextuelle réalisée sur le recensement. En conclusion, les estimateurs contextuels fondés sur HIS pèchent par deux défauts concomitants : manque de précision et risque de biais. Le premier problème pourrait être résolu en cumulant les données de plusieurs enquêtes de santé de manière à disposer d'un échantillon suffisant. Le deuxième est plus difficile à corriger et demanderait un plan d'échantillonnage adapté à la problématique contextuelle. A l'heure actuelle, sur base d'une enquête, l'utilisation contextuelle des données de HIS est problématique par rapport à deux propriétés d'un estimateur : son biais et sa précision. Ceci n'implique pas que les variables sur la perception de l'environnement qui se trouve dans HIS 2001 soient non-valides. Notre étude permet juste de suggérer que la sélection des individus biaise légèrement la population vers des conditions environnementales plus favorables. Une demande à l'origine de ce rapport était de savoir si le niveau du secteur statistique pouvait être utilisé dans l'enquête de santé. Nos résultats suggèrent la prudence en cette matière. Il est possible que les données de HIS 2001 ne puissent pas refléter adéquatement les effets contextuels.

Partie 2 : Facteurs contextuels des soins informels à Bruxelles

CHAPITRE 3 : SOINS INFORMELS

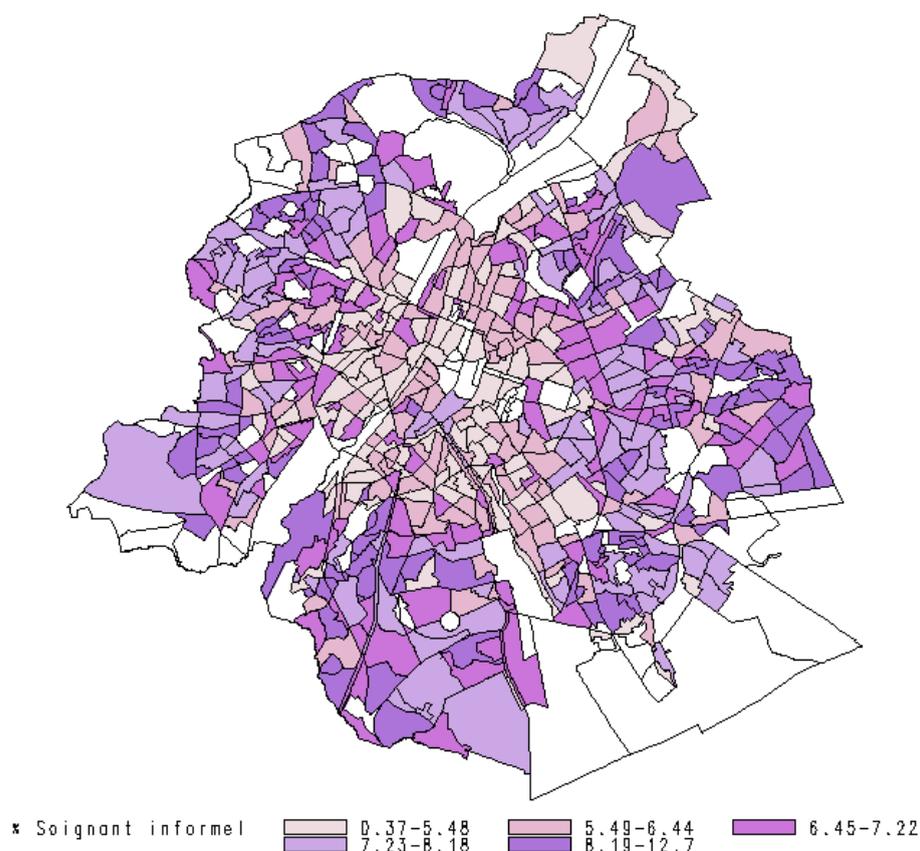
Dans ce chapitre, nous visons à analyser la prestation de soins informels à Bruxelles. Nous considérons comme soins informels ceux prestés en dehors de la profession à des personnes souffrant d'une maladie de longue durée ou d'un handicap. Nous analyserons la prestation des soins informels en trois parties. La première partie est consacrée à la description des caractéristiques socio-économiques des soignants informels. La deuxième partie considère différents facteurs contextuels ayant une influence sur la prestation de soins. Nous analyserons en particulier, l'impact de la demande de soins au niveau contextuel sur l'offre individuelle des soins informels. La dernière partie présente l'analyse de la relation entre l'offre, les soins professionnels et les soins informels.

3.1 Caractéristiques des soignants informels résidant à Bruxelles

La Carte 3 présente la distribution spatiale des soignants informels à Bruxelles. Dans cette figure, nous utilisons des quintiles pour analyser la part des soignants dans chaque secteur statistique. Nous constatons une concentration des quintiles 4 et 5 dans la périphérie de la ville, tandis que dans le centre de Bruxelles, la part des soignants est plus concentrée dans les quintiles 1 et 2. Nous avons standardisé la distribution des soignants informels par âge et par sexe afin de voir si les différences entre la part des soignants dans la périphérie et au centre de la ville sont liées à ces deux facteurs. Nos résultats montrent que la standardisation n'a pas d'impact sur l'appartenance des différents secteurs statistiques aux cinq quintiles¹.

¹ Les résultats de la standardisation par âge et sexe se trouvent dans le fichier Excel qui accompagne ce rapport.

Carte 3 : Prévalence de soignants informels à Bruxelles (% des soignants par quartier).



3.1.1 Caractéristiques socio-économiques des soignants informels

Nous avons analysé les caractéristiques des soignants informels sur base de 6 variables : le sexe, le groupe d'âge, le niveau d'éducation, le type de ménage auquel ils appartiennent, leur activité et le groupe de nationalité. A Bruxelles, 9,99% des personnes âgées de plus de 20 ans donnent des soins informels. La part des femmes et des hommes donnant des soins est respectivement de 11,05% et de 8,79% (voir Tableau 9).

Le pourcentage de la population prestant des soins informels s'accroît dans les trois premiers groupes d'âge, passant de 6,29% pour le groupe d'âge entre 20 et 39 ans à 12,35% pour le groupe des personnes âgées entre 40 et 59 ans et à 13,66% pour les personnes ayant entre 60 et 79 ans. La part des personnes âgées de plus de 80 ans qui donnent des soins est de 8,51%.

La part des personnes prestant des soins est plus élevée pour celles ayant un niveau d'éducation secondaire inférieur et supérieur (11,10% et 10,19% respectivement). Il est intéressant de constater que la part des soignants parmi les personnes n'ayant pas donné d'information sur leur niveau d'éducation est élevée (11,27%).

Le pourcentage des personnes donnant des soins informels est plus élevé parmi les couples mariés sans enfant (12,66%), les ménages monoparentaux (11,27%) et parmi les autres types de ménages (12,74%). Par contre, la part des aidants informels est la plus faible chez les cohabitants avec et sans enfant(s) (6,72% et 7,38%).

Nous constatons que la part des actifs ayant un emploi qui prestent des soins est de 8,26%. Par ailleurs, le pourcentage des actifs à la recherche d'emploi et des inactifs donnant des soins est respectivement de 9,84% et de 12,12%.

La part des étrangers donnant des soins informels est plus élevée pour ceux n'appartenant pas à l'Union européenne (7,61%).

Il est intéressant de constater que la part des soignants informels à Bruxelles dans les différents groupes socio-économiques reste similaire aux résultats pour la Belgique.

Tableau 9 : Total des personnes (en %) âgées de plus de 20 ans donnant des soins informels

	Bruxelles*		Belgique	
	%	Total des personnes	%	Total des personnes
Total	9.99	624295	9,82	7134807
Sexe				
Homme	8.79	292373	8,28	3462665
Femme	11.05	332322	11,28	3672142
Groupe d'âge				
20-39	6.29	251491	5,52	2632451
40-59	12.35	203981	12,66	2570638
60-79	13.66	136072	12,67	1623053
+80	8.51	33151	7,94	308665
Éducation				
Primaire ou moins	8.68	115592	9,94	1416733
Secondaire inférieur	11.10	124184	11,12	1624944
Secondaire supérieur	10.19	135901	9,01	1894098
Supérieure ou universitaire	9.74	215321	9,07	1876381
Inconnu	11.27	33697	11,95	322651
Type de ménage				
ménage d'une personne	10.01	182317	8,70	1159247
couple marié sans enfant	12.66	119721	12,69	1718927
couple marié avec enfant(s)	8.55	195822	8,75	2960480
cohabitants sans enfant	7.38	27367	7,10	313302
cohabitants avec enfant(s)	6.71	21025	6,49	254326
ménage monoparental	11.27	60111	11,61	549905
autre type de ménage privé	12.74	10202	14,87	93225
ménage collectif	9.43	8130	7,64	85395
Activité				
Actif travaillant	8.26	304601	7,84	3775237
Actif à la recherche d'emploi	9.84	64945	10,23	428376
Inactif	12.12	247721	12,30	2850864
Nationalité				
Belge	11.11	472996	10,08	6568969
UE	5.69	86167	6,75	405499
Autre	7.61	65532	6,97	160339

Source : Enquête Socio-Economique Générale. INS.

*Ces résultats sont calculés sur base de tous les soins ants informels résidant à Bruxelles.

Nous calculons la probabilité² d'être soignant par le biais de régressions logistiques qui incluent les différentes variables qui ont été mentionnées précédemment. Les femmes ont une probabilité d'être un aidant qui est de 22% supérieure à celle des hommes (OR = 1,22 ; voir Tableau 10).

En comparaison des personnes entre 20 et 39 ans, les personnes plus âgées ont un plus grande probabilité de prester des soins. L'aide informelle est particulièrement plus élevée chez les personnes âgées entre 40 et 59 ans (OR=2,14). Les résultats de la régression logistique montrent que les personnes ayant un niveau de scolarité secondaire supérieur ou universitaire ont plus de chance d'être soignant que les individus ayant une éducation primaire.

Les couple mariés sans enfant ont 20% de chance en plus de prester des soins informels (OR=1,20) que les couples mariés avec enfant(s). Par contre, les cohabitants sans enfant et les cohabitants avec enfant(s) ont respectivement 8% et 15% de probabilité en moins de donner des soins informels que les couples mariés avec enfant(s) (OR=0.92 et OR =0.85). Par ailleurs, les personnes dans un ménage monoparental ont 22% de chance en plus de prester des soins informels.

Par rapport aux actifs travaillant, les actifs à la recherche d'emploi et les inactifs ont une probabilité plus élevée (respectivement 39% et 32%) d'être soignants informels.

Nous constatons que les Belges ont une probabilité presque 2 fois plus grande d'être des soignants en comparaison des personnes appartenant à l'Union européenne. Les étrangers n'appartenant pas à l'Union européenne ont 50% de risque en plus de donner des soins que les Européens résidant à Bruxelles.

Les résultats obtenus à partir des régressions logistiques sont cohérents avec la littérature consacrée aux prestations de soins informels (Breuil-Genier, 1998, Cannuscio C. et al. 2004, Couch et al. 1999, Ettner 1996, Ettner 1995) (Cannuscio C. et al. 2004, Couch et al. 1999b, Ettner 1996, Ettner 1995). Nous retrouvons notamment l'importance du rôle de la femme dans la prestation des soins informels, l'augmentation de la part des individus donnant des soins à partir de 40 ans et un taux plus élevé de soignant parmi les personnes n'ayant pas un emploi.

Nous avons constaté que la probabilité d'être soignant augmente avec le niveau d'éducation. Ce résultat diffère de la littérature (Couch et al. 1999, Pezzin et al. 1996). En effet, en théorie, le niveau de salaire croît avec le niveau de formation des individus, ce qui augmente le coût d'opportunité de ne pas travailler afin de prester des soins informels.

Il est intéressant de constater que la forte prévalence des soins informels parmi les adultes âgés de 40 à 59 ans est associée au phénomène appelé «la génération sandwich» (Spillman and Pezzin 2000). Chez ces personnes, la prestation de soins informels concurrence leur participation au marché du travail ainsi que leurs responsabilités envers leurs enfants. Ce phénomène prend de plus en plus d'ampleur dans le contexte démographique actuel, en raison de l'accroissement du taux de participation des femmes dans le marché du travail ainsi que de la naissance de plus en plus tardive du dernier enfant.

² En fait il s'agit de risque ou de propension à être soignant car l'odds ratios est un rapport de risque relatifs. Néanmoins, afin de faciliter l'interprétation, dans la suite du texte, nous parlerons de probabilité.

Tableau 10 : Probabilité d'être soignant informel, odds ratio et intervalle de confiance par caractéristique socio-démographique.

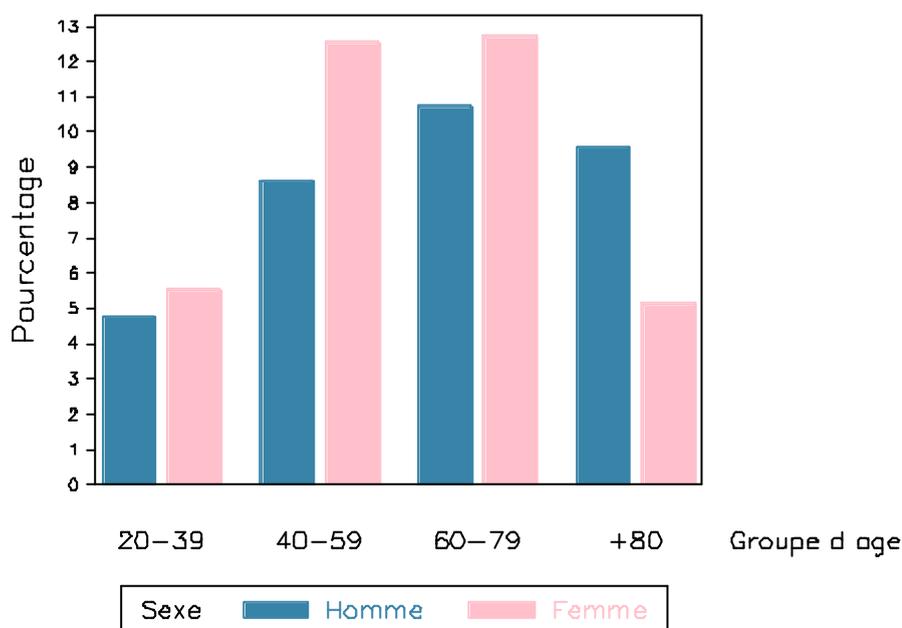
	Odds ratio	Intervalle de confiance*	
Sexe			
Homme	1,00	-	-
Femme	1,22	(1,20-1,24)	***
Groupe d'âge			
20-39	1,00	-	-
40-59	2,14	(2,09-2,18)	***
60-79	1,96	(1,90-2,02)	***
+80	1,10	(1,04-1,15)	***
Éducation			
Primaire ou moins	1,00	-	-
Secondaire inférieur	1,40	(1,36-1,44)	***
Secondaire supérieur	1,47	(1,43-1,51)	***
Supérieure ou universitaire	1,49	(1,45-1,54)	***
Inconnu	1,32	(1,27-1,38)	***
Type de ménage			
ménage d'une personne	1,05	(1,03-1,08)	***
couple marié sans enfant	1,20	(1,17-1,23)	***
couple marié avec enfant(s)	1,00	-	-
cohabitants sans enfant	0,92	(0,88-0,97)	**
cohabitants avec enfant(s)	0,85	(0,80-0,90)	***
ménage monoparental	1,22	(1,19-1,26)	***
autre type de ménage privé	1,53	(1,44-1,63)	***
ménage collectif	0,96	(0,89-1,04)	
Activité			
Actif travaillant	1,00	-	-
Actif à la recherche d'emploi	1,39	(1,35-1,43)	***
Inactif	1,32	(1,29-1,35)	***
Nationalité			
Belge	1,92	(1,86-1,98)	***
UE	1,00	-	-
Autre	1,50	(1,44-1,57)	***

Source : Enquête Socio-Economique Générale. INS.

*Ces résultats sont calculés sur base de tous les soignants informels résidant à Bruxelles.

La Figure 5 présente le pourcentage de personnes prestant des soins informels par groupe d'âge et par sexe. Nous constatons que le pourcentage des femmes donnant des soins est supérieure à celui des hommes dans les trois premiers groupes d'âge. Par contre, à partir de 80 ans, cette tendance s'inverse. Plusieurs raisons peuvent expliquer ce renversement. En raison de leur plus faible taux de mortalité, un nombre élevé de femmes âgées ne doivent plus prester des soins car elles ont perdu leur conjoint ainsi que leurs parents. En conséquence, la part des femmes « soignantes » diminue à cause du décès de leur conjoint. Par contre, il est probable que les hommes ayant plus de 74 ans qui vivent avec leur conjoint soient amenés à aider ou soigner leur conjointe. Ceci serait lié à un phénomène naturel de sélection, car les hommes dépassant l'âge de 80 ans seraient en meilleure santé que les femmes. Une autre forme sélection peut provenir du fait que les hommes âgés vivent plus en couple que les femmes âgées.

Figure 5 : Pourcentage des personnes donnant des soins informels selon l'âge et le sexe



3.1.2 Bénéficiaires des soins et caractéristiques des soignants informels

Une des questions du recensement sur les soins informels porte sur le(s) bénéficiaire(s) des soins. Les personnes répondant à cette question peuvent choisir plusieurs bénéficiaires de sorte que le nombre total de bénéficiaires peut être supérieur au nombre de soignants. En effet, il se peut que les individus donnent des soins en même temps à leur conjoint et à leurs parents. Les soins peuvent être prestés au sein du ménage, à l'extérieur du ménage à un membre de la famille, à l'extérieur du ménage à un voisin ou à un ami.

Les soins sont prestés principalement dans le cercle familial. En effet, 31,1% des personnes disent donner des soins à un membre du ménage et 46,3% prestent des soins en dehors du ménage à un membre de la famille. Il est intéressant de constater que la part des individus donnant des soins aux amis et aux voisins est plus élevée à Bruxelles qu'en Belgique (Tableau 11).

Le pourcentage des hommes donnant des soins dans le ménage est supérieur à celui des femmes (38,37% et 28,95% respectivement). Par contre, le pourcentage des femmes donnant des soins en dehors du ménage à la famille est plus élevé que celui des hommes (48,05% contre 43,88%).

Les personnes âgées entre 20 et 39 ans ainsi que celles âgées entre 40 et 59 ans prestent des soins principalement en dehors du ménage à des membres de la famille. Par contre, les personnes âgées de plus de 80 ans prestent des soins surtout au sein du ménage. Pour les personnes âgées entre 60 et 79, les soins à la famille sont prestés en proportion similaire dans le ménage et en dehors du ménage.

Les personnes ayant un niveau d'éducation primaire prestent principalement des soins dans le ménage (48,96%). Ce pourcentage est plus faible pour les personnes ayant une éducation de niveau secondaire inférieur (32,43%), secondaire supérieur (28,64%) ainsi que supérieur ou universitaire (21,64%). Nous constatons que 53,79% des personnes ayant un niveau d'éducation universitaire donnent des soins en dehors du ménage à la famille.

Les soins prestés dans le ménage par des époux avec enfant(s) sont aussi importants que ceux prestés à des membres de la famille en dehors du ménage. Par contre, les cohabitants avec et sans enfant(s) donnent des soins principalement à des membres de la famille en dehors du ménage.

Les actifs travaillant donnent plus de soins à la famille en dehors du ménage que dans le ménage. La part des inactifs donnant des soins à la famille dans le ménage et en dehors du ménage est similaire.

Nous constatons que les étrangers n'appartenant pas à l'Union européenne donnent des soins principalement dans le ménage, tandis que les Belges donnent plus de soins à la famille en dehors du ménage.

Tableau 11 : Distribution des soignants informels selon le bénéficiaires de soins et les caractéristiques des soignants informels (% parmi les soignants informels).

	Dans le ménage	En dehors du ménage			Total des personnes
		Famille	Voisins	Amis	
Sexe					
Homme	34,37	43,88	9,35	23,33	24332
Femme	28,95	48,05	11,57	23,73	34790
Groupe d'âge					
20-39	32,23	48,42	7,90	23,93	14902
40-59	26,63	55,10	9,26	20,33	24070
60-79	34,03	36,52	14,31	27,08	17577
+80	48,23	19,35	14,84	27,59	2573
Éducation					
Primaire ou moins	48,96	32,30	10,80	17,62	9511
Secondaire inférieur	32,43	45,80	11,56	21,27	13159
Secondaire supérieur	28,64	49,56	10,32	24,11	13222
Supérieure ou universitaire	21,64	53,79	9,76	27,50	19910
Inconnu	42,71	31,14	13,43	23,82	3320
Type de ménage					
ménage d'une personne	9,31	50,94	14,75	38,50	17057
couple marié sans enfant	39,68	44,38	10,58	15,85	14520
couple marié avec enfant(s)	43,05	45,25	7,51	15,42	15925
cohabitants sans enfant	28,60	52,07	7,16	20,56	1926
cohabitants avec enfant(s)	29,16	56,24	8,37	15,85	1337
ménage monoparental	38,88	42,84	9,30	21,52	6435
autre type de ménage privé	49,39	31,84	8,04	22,33	1231
ménage collectif	26,33	22,14	15,62	48,91	691
Activité					
Actif travaillant	23,90	58,37	7,96	20,46	23962
Actif à la recherche d'emploi	32,84	45,70	10,01	25,96	6061
Inactif	36,48	36,78	13,02	25,75	28402
Nationalité					
Belge	28,63	49,27	10,92	23,12	49840
UE	38,39	32,85	9,79	27,23	4605
Autre	51,33	28,39	8,74	24,67	4677
Total pour Bruxelles	31,18	46,33	10,66	23,57	59122
Total pour la Belgique	36,90	45,95	6,20	12,46	733801

Source : Enquête Socio-Economique Générale. INS.

Ces résultats sont calculés sur base de tous les soignants informels résidant à Bruxelles.

Le Tableau 12 présente le nombre moyen d'heures de soins prestées selon le type de bénéficiaire. La fréquence des soins est un bon indicateur de la charge à laquelle sont soumis ces soignants. En effet, plusieurs études montrent que le nombre d'heures de soins prestées est associé à des limitations physiques croissantes. Dans le ménage, 24,19% des soignants donnent des soins pendant plus de 4 heures par jour. Il est intéressant de constater que les soins hebdomadaires sont plus souvent prestés en dehors du ménage.

Tableau 12 : Nombre moyen d'heures de soins prestées par les soignants informels selon le type de bénéficiaire.

Nombre de jours par semaine et nombres d'heures		Dans le ménage	En dehors du ménage		
			Famille	Voisins	Amis
Hebdomadaire (au moins 1 fois par semaine)		24.52	70.66	68.80	72.93
Tous les jours	moins de 30 min	15.29	7.16	10.96	5.86
	de 30 min à 2 hr	18.88	10.72	8.99	6.83
	de 2 hr à 4 hr	8.79	3.55	2.78	3.31
	4h et +	24.19	3.61	2.73	5.60
Non spécifié		8.33	4.30	5.74	5.48

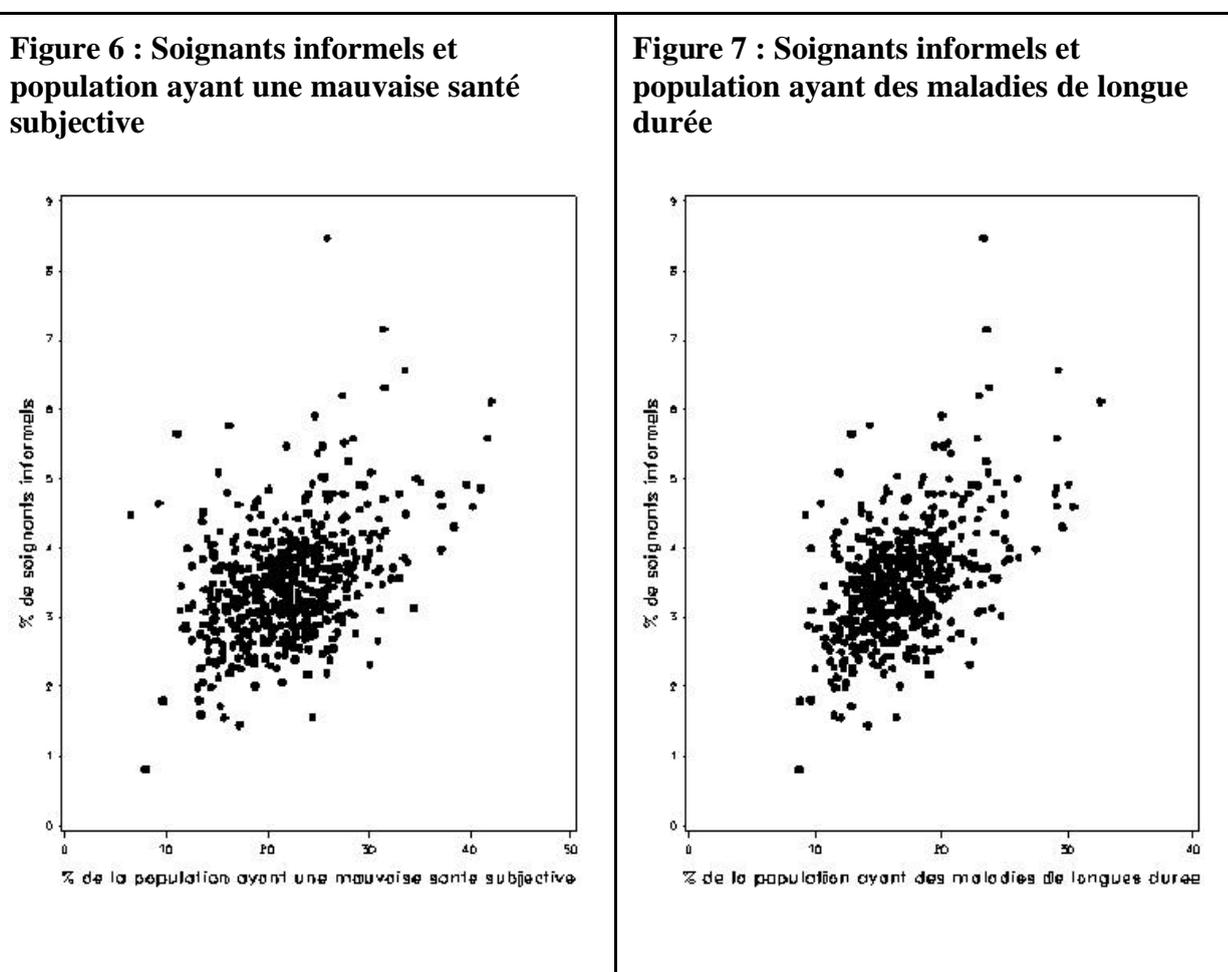
Source : Enquête Socio-Economique Générale. INS.

Ces résultats sont calculés sur base de tous les soignants informels résidant à Bruxelles

3.2 Soins informels et demande de soins

La prestation de soins informels est étroitement liée à la demande de soins de la population. Dans cette partie, nous analyserons la relation entre l'offre de soins informels et la demande de soins des Bruxellois.

L'offre de soins informels dans la région de Bruxelles ne peut pas être analysée à partir des données concernant tous les soignants informels qui résident dans la ville. En effet, les soignants informels peuvent se déplacer afin d'assurer les soins de personnes résidant en dehors de la région bruxelloise. Dans notre analyse, nous incluons les soignants informels donnant des soins à des personnes appartenant au ménage et/ou aux voisins (question Q4C). L'Annexe 1 présente des données descriptives sur l'échantillon des données que nous avons utilisé pour faire notre analyse. Nous utilisons deux variables proxy de la demande de soins : i) la part de la population ayant une mauvaise santé subjective (question Q2) ; ii) la part de la population ayant des maladies de longue durée (question Q3A).



Source : Enquête Socio-Economique Générale. INS.

Ces résultats sont calculés sur base des personnes donnant des soins informels à Bruxelles.

Chaque point représente un secteur statistique.

La Figure 6 montre la relation entre la part des personnes donnant des soins informels et la part de la population ayant une mauvaise santé subjective au niveau écologique (secteur statistique). La relation entre les deux variables semble être relativement faible. Cependant, la part des soignants informels s'accroît lorsque la population ayant une mauvaise santé subjective

augmente et les points représentant les différents secteurs statistiques se situent en moyenne sur une diagonale. La Figure 7 est similaire à la Figure 6 mais nous utilisons la part de la population ayant des maladies de longue durée pour mesurer la demande de soins. Nous constatons que le pourcentage des soignants informels s'accroît avec la part de la population ayant des maladies de longue durée. Les résultats concernant la relation entre l'offre de soins informels et les deux variables de demande de soins sont fort similaires.

Shaw et Dorling (2004) montrent qu'il existe une étroite relation entre l'offre de soins informels et la demande de soins au Royaume-Uni (Shaw and Dorling 2005). Plusieurs facteurs peuvent expliquer la différence entre nos résultats et ceux de Shaw et Dorling: i) les variables utilisées pour mesurer la demande de soins et l'offre de soins informels ne sont pas les mêmes ; ii) la taille des unités d'analyse (secteur statistique pour Bruxelles et « county » pour le Royaume-Uni) est fort différente. Ce dernier point est très important car l'unité d'analyse dans l'étude de Shaw et Dorling est beaucoup plus large que celle utilisée pour Bruxelles. En conséquence, l'offre de soins informels « répond » à une demande de soins plus large et la relation entre les deux variables peut s'avérer plus importante.

3.2.1 Demande de soins et autres variables contextuelles

Afin de tester la relation entre l'offre de soins informels et la demande de soins au niveau écologique, nous utilisons des modèles multiniveaux qui incluent des coefficients «random» (Kreft and De Leeuw 1998). Dans ces modèles, les interceptes varient et la pente des courbes reste constante. Deux niveaux d'analyse sont pris en compte : i) le niveau individuel; ii) le niveau agrégé (secteur statistique). Nous utilisons des modèles à coefficients random car ils permettent de considérer chaque secteur statistique comme unique. En conséquence, l'introduction de variables contextuelles permet de déterminer si les caractéristiques spécifiques de chaque secteur statistique ont une influence sur l'offre de soins informels.

Nous avons inclus des variables contextuelles qui ont été utilisées dans les chapitres 1 et 2 et des variables individuelles utilisées et validées dans la partie 3.1.1. Il est important de mentionner qu'il existe peu d'études qui relient directement des variables contextuelles à l'offre de soins informels. En effet, la plupart des études considèrent seulement des variables au niveau individuel (voir partie 3.1.1). Ci-dessous, nous justifions le choix des différentes variables contextuelles qui ont été incluses dans le modèle et la valeur attendue des odds ratios (supérieure ou inférieure à 1). Toutes les variables contextuelles ont été incluses dans le modèle sous forme de décile.

Demande de soins des personnes ayant une mauvaise santé subjective

Deux variables peuvent être utilisées pour mesurer les besoins de soins des personnes résidant à Bruxelles : i) la part de la population ayant une mauvaise santé ; ii) la part de la population ayant des maladies de longue durée. Dans un premier temps, les deux variables ont été introduites séparément dans les modèles multiniveaux. Les résultats obtenus en utilisant ces deux variables sont fort similaires. Nous présentons ci-dessous les modèles où la variable de besoins est la part de la population ayant une mauvaise santé subjective. Ce choix a été fait en tenant compte du fait que la première partie de cette recherche concerne des facteurs associés à la santé subjective des Bruxellois. *La valeur attendue du odd ratio est supérieure à 1.*

Revenu médian

Nous avons mentionné précédemment (voir partie 3.1.1) que l'offre de soins informels est souvent liée au revenu du soignant. Nous considérons que le revenu médian peut refléter le coût économique d'assumer le rôle de soignant informel dans un secteur statistique. Si le revenu médian est élevé, la perte économique liée à une réduction du temps de travail pour assumer des tâches en tant que soignant informel augmente. Par ailleurs, nous pouvons considérer que les personnes ayant des revenus élevés peuvent aussi choisir d'utiliser des soins formels plutôt que de donner des soins informels. En conséquence, *la valeur attendue du odd ratio est inférieure à 1.*

Chômage du secteur

Nous considérons que lorsque le taux de chômage est élevé dans un secteur statistique, les gens ont une plus grande probabilité d'avoir du temps disponible pour prester des soins. Cependant, il faut considérer que les gens peuvent être au chômage parce qu'ils ont décidé de donner des soins. *La valeur attendue du odd ratio est supérieure à 1.*

Pourcentage des personnes isolées

L'impact du pourcentage des personnes isolées dans chaque secteur statistique sur l'offre de soins informels peut aller en deux sens opposés. D'une part, nous pouvons considérer que les personnes isolées donnent peu ou pas de soins au sein du ménage. En conséquence, l'offre de soins risque d'être faible (effet 1). D'autre part, les individus peuvent chercher à élargir le contact avec les voisins pour réduire leur isolement. En conséquence, ils peuvent être plus disponibles à donner de soins informels (effet 2). Nous considérons que même si ces deux effets s'opposent, l'effet 1 (soins dans le ménage) risque d'être plus large que l'effet 2 (soins aux voisins). En effet, la plupart des soignants prestent des soins dans le ménage (voir Tableau 11). *La valeur attendue du odd ratio est inférieure à 1.*

3.2.2 Résultats

Nous avons inclus 7 modèles dans notre analyse. Les modèles 1 à 4 permettent de quantifier l'effet de différentes variables contextuelles sur l'offre de soins informels. Le modèle 5 inclut les différentes variables contextuelles et deux variables au niveau individuel : l'âge et le sexe. Le modèle 6 inclut le type de ménage, le niveau d'éducation, l'activité et la nationalité (niveau individuel) et exclut les variables contextuelles ayant un odd ratio non significatif dans le modèle 5. Le modèle 7 inclut les variables contextuelles ayant des odds ratios significatifs et les variables individuelles.

Modèle « zéro »

Le modèle «zéro» inclut uniquement une constante. Ce modèle peut être utilisé pour comparer les changements de la variance «expliquée» et «non-expliquée» qui surviennent lorsque nous incluons des variables explicatives. Ce modèle permet aussi de comparer la corrélation intra-classe (r) entre les différents modèles. r est égal à la variance de la constante (soit le secteur statistique) divisé par la variance totale (égale à la somme de la variance entre le niveau individuel et le niveau du secteur statistique) (Kreft and De Leeuw 1998). Le Tableau 13 présente la variance et la corrélation intra-classe du modèle zéro.

Tableau 13 : Modèle zéro

	Estimateur	r* (%)
Variance	0,071	6,70

La part de variance totale qui correspond aux différences entre secteurs statistiques est égale à 6,7%. Le reste de la variance correspond aux différences au sein des individus dans chaque secteur statistique. Ceci implique que les variations entre individus sont plus importantes que les variations entre les secteurs statistiques.

Toutes les variables contextuelles ont été incluses dans le modèle sous forme de décile. McCulloch (2001) utilise cette méthode et l'interprétation des odds ratios est fort intuitive (McCulloch 2001). Un odd ratio égal à 1,05 implique que, lorsqu'on passe d'un décile à un autre de décile (de 1 à 2 ou de 9 à 10), l'offre de soins informels augmente de 5%.

Dans le modèle 1, nous analysons la relation entre la demande de soins et l'offre de soins informels. Le odd ratio est égal à 1,07 indiquant que, lorsque la part des personnes ayant une mauvaise santé subjective augmente d'un décile, l'offre de soins informels augmente en moyenne de 7%. La valeur du r dans le modèle 1 est plus faible que celle obtenue dans le modèle zéro. Ceci indique que la part des personnes ayant une mauvaise santé subjective explique les différences entre l'offre de soins informels des secteurs statistiques.

Lorsque nous incluons le chômage du secteur statistique (modèle 2), le r varie peu par rapport à la valeur obtenue dans le modèle 1. Dans ce modèle la valeur du odd ratio du chômage du secteur statistique correspond à nos attentes et est significatif. En effet, une augmentation du taux de chômage accroît l'offre de soins informels.

Dans le modèle 3, nous incluons le revenu médian. Une augmentation du revenu médian entraîne une diminution de l'offre de soins informels. Ce résultat correspond à nos attentes. Il est intéressant de constater que le odd ratio du taux de chômage n'a plus la valeur attendue et qu'il n'est plus significatif dans ce modèle. Par contre, le odd ratio de la part des personnes ayant une mauvaise santé subjective reste significatif. Les résultats de ce modèle peuvent indiquer qu'un nombre élevé de chômeurs dans une zone géographique ne crée pas un effet sur la disponibilité ou le désir des gens à donner des soins informels.

Lorsque nous incluons la part des personnes isolées dans le modèle, la valeur du r varie faiblement par rapport à la valeur des modèles précédents. Le odd ratio pour cette variable indique qu'une augmentation des personnes isolées dans un secteur statistique diminue l'offre de soins informels. Dans ce modèle, le odd ratio du taux de chômage n'a pas une valeur significative.

Dans le modèle 5, nous incluons les 4 variables contextuelles et nous contrôlons par l'âge et le sexe. La valeur du r dans le modèle 1 est plus faible que celle obtenue dans les modèles 1 à 4. Ceci implique que la variance du modèle est encore plus liée aux différences entre les individus qu'aux différences entre les secteurs statistiques. Le odd ratio du taux de chômage reste non significatif dans ce modèle. Les résultats obtenus en fonction de l'âge et du sexe sont cohérents avec ceux observés dans la partie 3.1.1 : i) les femmes ont une chance plus élevée de donner des soins informels que les hommes; ii) les personnes appartenant aux groupes d'âge 40 à 59 ans, 60 à 79 ans et +80 ans, ont une chance plus élevée d'être soignant que les personnes âgées entre 20 et 39 ans. Il est important de rappeler que dans la première partie de ce chapitre, les

analyses sur les caractéristiques des soignants informels ont été faites sur base de tous les soignants résidant à Bruxelles. Les résultats sur les modèles multiniveaux ne concernent que le groupe des soignants dont le bénéficiaire des soins réside à Bruxelles. Ceci peut expliquer certaines différences sur les résultats obtenus dans les deux parties. En effet, lorsque que nous considérons toutes les personnes résidant à Bruxelles, les personnes âgées entre 40 à 59 ans ont le risque le plus élevé d'être soignant (par rapport aux personnes âgées entre 20 et 39 ans). Par contre, lorsque nous faisons des analyses sur l'échantillon des personnes qui donnent des soins à Bruxelles, nous remarquons que ce sont les personnes âgées entre 60 et 79 ans qui ont le risque le plus élevé d'être soignant. Il est fort probable qu'en excluant de l'analyse les soignants donnant des soins à la famille en dehors du ménage et aux amis, nous sous-estimons le rôle des personnes âgées entre 40 et 59 ans. En effet, ces personnes prennent souvent en charge leurs parents qui, en raison de leur âge, ont besoin de beaucoup de soins.

Le modèle 6 inclut 3 variables contextuelles et la totalité des variables au niveau individuel : l'âge, le sexe, le type de ménage, le niveau d'éducation, l'activité et la nationalité. Nous avons exclu de l'analyse le taux de chômage du secteur statistique car cette variable n'est pas significative dans les modèles 3 à 5. Dans ce modèle, le odd ratio correspondant à la variable des personnes isolées n'est pas significatif. Il est fort probable que cette variable saisisait, dans les modèles 4 et 5, des effets individuels qui sont maintenant attribués à la variable du type de ménage. La valeur des odds ratios pour les variables contextuelles et individuelles (revenu médian et la part des personnes en mauvaise santé) correspondent en général à nos attentes. Cependant, le odd ratio pour les couples mariés n'ayant pas d'enfant n'est pas significatif. Ce résultat diffère de celui que nous avons présenté dans la partie 3.1.1 (par rapport aux couples mariés avec enfant(s), les couples mariés sans enfant ont une plus grande probabilité de donner des soins). Dans ce modèle, les personnes ayant un niveau d'éducation primaire au moins ont moins de risque de donner des soins informels que les personnes appartenant aux autres groupes du niveau d'éducation. Il est important de mentionner que le niveau d'éducation n'a pas le même impact sur la prestation des soins dans le modèle présenté dans la partie 3.1.1 et dans le modèle 6. Cette différence est liée à l'exclusion d'un groupe de soignants dans les modèles multiniveaux.

Le modèle 7 inclut toutes les variables du modèle 6 sauf la part des personnes isolées. La corrélation intra-classe passe de 6,7% dans le modèle zéro à 2,15%. Ceci implique que les variables dans le modèle ont permis d'expliquer les variations entre les prestations de soins informels dans les différents secteurs statistiques. Nous avons retenu seulement 2 des 4 variables contextuelles que nous avons proposées : le revenu médian et la part des personnes en mauvaise santé subjective. En effet, le chômage du secteur statistique et la part des personnes isolées ont été exclus de l'analyse car les odds ratios ne sont pas significatifs. La valeur des odds ratios des autres variables correspond à nos attentes.

3.2.3 Conclusion et discussion

Dans cette partie, nous avons voulu mettre en évidence l'impact des variables contextuelles dans la prestation des soins informels. Nous avons prêté une attention particulière à la relation entre la demande de soins et l'offre de soins informels. Nos résultats montrent que la demande de soins dans un secteur statistique peut expliquer des variations dans l'offre de soins informels au niveau individuel. Par ailleurs, nous constatons que le revenu médian peut aussi expliquer les variations dans l'offre de soins. Il est important de mentionner que nous n'avons pas des données au niveau individuel sur les revenus des ménages. En conséquence, le revenu médian au niveau du secteur statistique peut être en train de capter l'impact des ressources économiques du ménage sur l'offre de soins informels.

Tableau 14 : Associations entre la demande de soins et autres variables contextuelles et individuelles avec la prestation de soins informels.

	Modèle 1			Modèle 2			Modèle 3			Modèle 4			Modèle 5			Modèle 6			Modèle 7		
Variabiles	OR	Signi	CI																		
Contextuelles (en décile*)																					
Personnes isolées										0,98	***	(0.98-0.99)	0,98	***	(0.98-0.99)	1,01		(1.00-1.01)			
Revenu médian							0,98	*	(0.96-1.00)	0,98	**	(0.96-0.99)	0,96	***	(0.95-0.98)	0,96	***	(0.95-0.97)	0,96	***	(0.95-0.97)
Chômage du secteur				1,01	**	(1.00-1.02)	0,99		(0.98-1.01)	0,99		(0.98-1.01)	1,01		(0.99-1.03)						
Personnes en mauvaise santé	1,07	***	(1.06-1.08)	1,06	***	(1.05-1.07)	1,06	***	(1.05-1.07)	1,06	***	(1.05-1.07)	1,03	***	(1.02-1.04)	1,02	***	(1.01-1.03)	1,02	***	(1.01-1.03)
Individuelles																					
Sexe																					
Homme													1	***	(.-)	1	***	(.-)	1	***	(.-)
Femme													1,15	***	(1.12-1.18)	1,09	***	(1.06-1.12)	1,09	***	(1.06-1.12)
Groupe d'âge																					
20-39													1	***	(.-)	1	***	(.-)	1	***	(.-)
40-59													1,94	***	(1.87-2.00)	1,94	***	(1.87-2.01)	1,94	***	(1.87-2.01)
60-79													2,9	***	(2.80-3.00)	2,33	***	(2.22-2.44)	2,33	***	(2.22-2.44)
80													2,14	***	(2.02-2.27)	1,98	***	(1.84-2.12)	1,98	***	(1.85-2.12)
Type de ménage																					
Ménage d'une personne																0,42	***	(0.40-0.44)	0,42	***	(0.40-0.44)
couple marié sans enfant																0,98		(0.95-1.02)	0,99		(0.95-1.03)
couple marié avec enfant(s)																1	***	(.-)	1	***	(.-)
cohabitants avec enfant(s)																0,73	***	(0.66-0.80)	0,73	***	(0.66-0.80)
cohabitants sans enfant																0,69	***	(0.64-0.75)	0,7	***	(0.64-0.75)

	Modèle 1			Modèle 2			Modèle 3			Modèle 4			Modèle 5			Modèle 6			Modèle 7				
Variables	OR	Signi	CI	OR	Signi	CI																	
ménage monoparental																1,17 ***	(1.12-1.22)	1,17 ***	(1.12-1.22)				
autre type de ménage prive																1,51 ***	(1.39-1.64)	1,51 ***	(1.39-1.65)				
ménage collectif																0,49 ***	(0.43-0.56)	0,49 ***	(0.43-0.56)				
Niveau d'éducation																							
Primaire ou moins																1 ***	(.-)	1 ***	(.-)				
Secondaire inférieur																1,2 ***	(1.16-1.25)	1,21 ***	(1.16-1.25)				
Secondaire supérieur																1,16 ***	(1.12-1.21)	1,17 ***	(1.12-1.22)				
Supérieur ou universitaire																1,07 **	(1.02-1.12)	1,07 **	(1.03-1.12)				
Inconnu																1,21 ***	(1.14-1.28)	1,21 ***	(1.14-1.28)				
Activité																							
Actif travaillant																1 ***	(.-)	1 ***	(.-)				
Actif à la recherche d'emploi																1,58 ***	(1.51-1.66)	1,58 ***	(1.51-1.66)				
Inactif																1,71 ***	(1.64-1.78)	1,71 ***	(1.64-1.78)				
Nationalité																							
UE																1 ***	(.-)	1 ***	(.-)				
Belge																1,56 ***	(1.49-1.63)	1,56 ***	(1.48-1.63)				
Autre																1,44 ***	(1.35-1.52)	1,43 ***	(1.35-1.52)				
	Estimateur	r (%)		Estimateur	r (%)		Estimateur	r (%)		Estimateur	r (%)		Estimateur	r (%)		Estimateur	r (%)		Estimateur	r (%)		Estimateur	r (%)
Variance de l'Intercept **	0,039	3,79		0,037	3,64		0,037	3,57		0,035	3,42		0,030	2,97		0,022	2,14		0,022	2,15			

Source : Enquête Socio-Economique Générale. INS.

Ces résultats sont calculés en tenant compte des soignants informels donnant des soins dans le ménage et aux voisins ainsi que des personnes ne donnant pas des soins informels. Nous avons exclu les soignants informels donnant des soins à des membres de la famille en dehors du ménage et aux amis. Ceci permet d'analyser les soins informels prestés dans la région de Bruxelles.

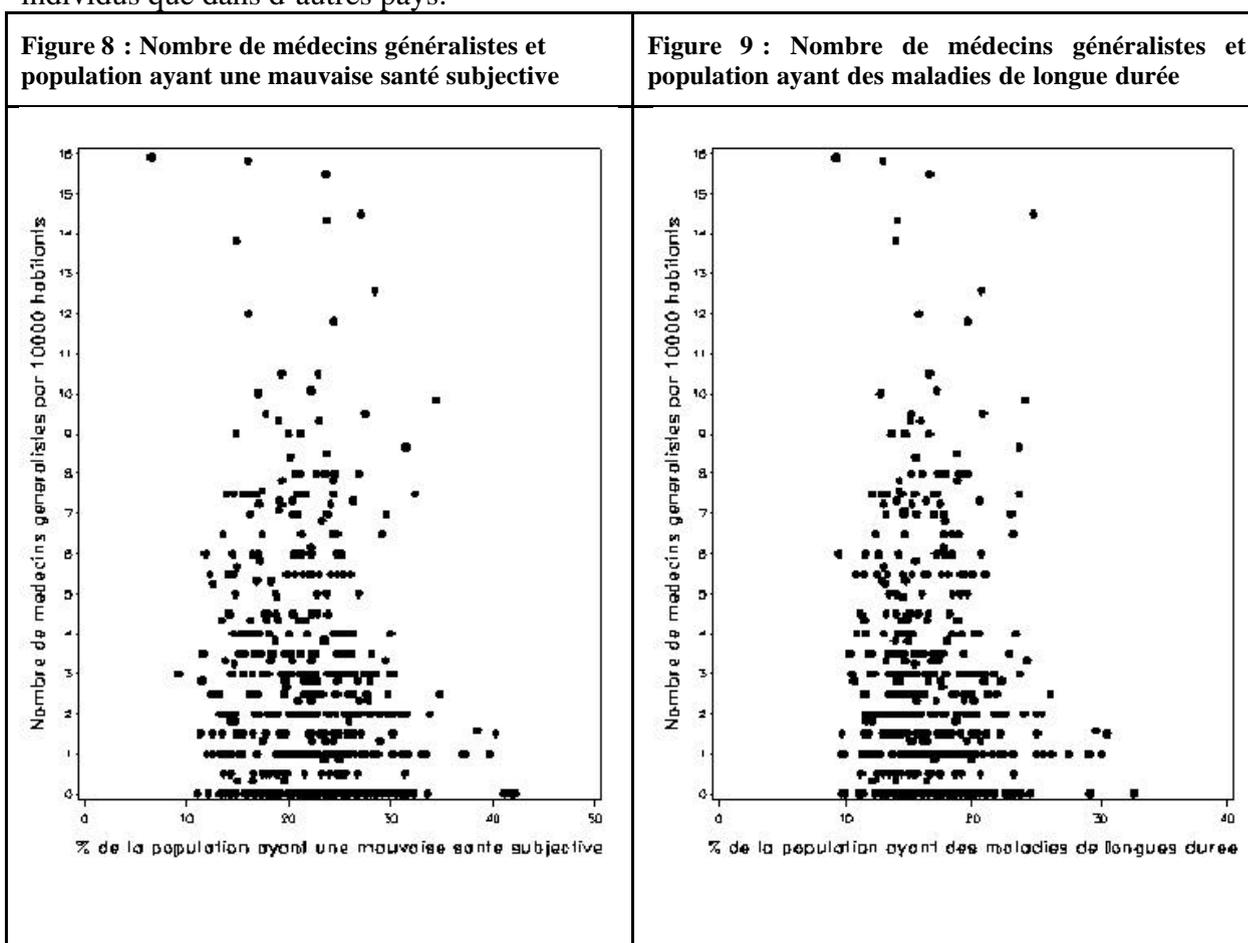
*Les variables contextuelles ont été introduites dans le modèle en décile et sont considérées comme des variables continues.

** Dans ces modèles multiniveaux, le secteur statistique est introduit comme la variable random. **r** représente le coefficient de corrélation intra-classe.

3.3 Relation entre les soins formels et informels à Bruxelles

L'offre de soins informels n'est pas seulement liée à la demande de soins mais aussi à l'offre de soins professionnels (Couch et al. 1999). Le modèle économique néoclassique a été utilisé pour analyser la relation entre les soins informels et les soins professionnels (Becker 2001). Dans ce modèle, le ménage maximise une seule fonction d'utilité qui dépend de la consommation de biens et de loisirs. La prestation des soins informels affecte le temps de loisirs du soignant et la fonction d'utilité du bénéficiaire des soins. Les individus décident s'ils désirent donner des soins informels ou payer des services professionnels (Pezzin et al. 1996). Plusieurs études montrent que l'offre de soins professionnels ne réduit pas toujours l'offre de soins informels. Par ailleurs, Van Houtven and Norton montrent que les soins informels peuvent être à la fois des substituts ou des compléments des soins professionnels. En effet, la relation entre ces deux types de soins dépend souvent de la pathologie du patient et de son niveau de dépendance (Van Houten and Norton 2004).

L'accès aux soins professionnels n'est pas toujours le même pour des patients ayant des caractéristiques socio-économiques différentes. En effet, la capacité de paiement peut déterminer en partie le choix des patients d'utiliser des soins formels et informels (Denton 1997). Nous pouvons considérer que dans un pays comme la Belgique où la sécurité sociale couvre une grande partie de la population, l'accès aux soins dépend moins du revenu des individus que dans d'autres pays.



Source : Enquête Socio-Economique Générale. INS. Chaque point représente un secteur statistique
 Le nombre de médecin généraliste provient de la base de données du Personnel Médical (PERSMED) du Centre d'Information sur les Professions Médicales et Paramédicales (CIPMP). Unité SESA-CIES, Université Catholique de Louvain. Ces résultats sont calculés sur base des personnes donnant des soins informels à Bruxelles.

L'accès aux soins professionnels peut aussi être analysé sous une perspective géographique (Higgs and White 1997). En effet, la géographie de la santé (Health geography) analyse comment la distribution spatiale des services de santé affecte la santé des individus. Il est important de mentionner qu'il existe peu de données permettant de mesurer l'offre locale des soins de santé en Belgique. En général, les données d'offre sont disponibles au niveau des régions (Leroy et al. 2003).

Nous utilisons l'offre de médecins généralistes par secteur statistique pour mesurer l'offre de soins professionnels. Nous avons choisi cette variable non seulement parce qu'elle est disponible dans la base de données PERSMED mais parce que le médecin généraliste est considéré comme la porte d'entrée aux soins professionnels (Delforge, 2000, Jacot 1992).

La Figure 8 et la Figure 9 présentent la relation entre le nombre de médecins généralistes (par 10000 habitants) et la demande de soins (mesurer en utilisant la part de la population ayant une mauvaise santé subjective et la part des personnes ayant des maladies de longue durée). A partir de ces deux figures, nous pouvons mettre en valeur le fait qu'il existe des disparités entre la demande de soins et l'offre de soins professionnels. En effet, si le nombre de médecins généralistes était distribué en fonction de la demande de soins, nous aurions obtenu des graphiques où les points représentant les différents secteurs statistiques se situeraient plus sur une diagonale. A partir de ce résultat nous devons examiner s'il est possible de formuler la question suivante : Est-ce que les Bruxellois utilisent plus de soins informels afin de réduire les problèmes d'accès aux soins professionnels qui surgissent grâce à leur « mauvaise distribution géographique » ? Dans la littérature, les problèmes d'accès liés à la distribution spatiale des soins de santé sont particulièrement important dans les zones rurales ou dans les zones qui sont relativement isolées (Higgs and White 1997, Lovett et al. 2002). Dans notre cas, nous devons considérer que dans une ville comme Bruxelles, les individus peuvent facilement se déplacer vers d'autres secteurs statistiques pour trouver des soins professionnels. En conséquence, la substitution entre les soins professionnels et les soins informels serait moins influencée par la distribution spatiale des soins professionnels.

3.3.1 Offre de soins professionnels : offre réelle et perçue

Nous utilisons des modèles multiniveaux pour étudier la relation entre l'offre de soins informels et l'offre de soins professionnels au niveau local. Nous incluons dans ces modèles les variables qui ont été validées dans la partie 3.2.

Deux types de variables ont été choisis afin de mesurer l'offre de soins professionnels : i) offre locale ; ii) perception de l'offre.

Offre locale: nombre de médecins généralistes par 10000 habitants

L'offre locale de soins professionnels est analysée à partir du nombre de médecins généralistes par 10000 habitants dans chaque secteur statistique. Il est important de mentionner que cette variable constitue seulement un proxy des services de santé qui peuvent être employés pour couvrir la demande de soins et qui peuvent éventuellement affecter l'offre de soins informels. En effet, le type de soins requis par une personne souffrant d'une maladie de longue durée varie considérablement. La valeur attendue du odd ratio varie selon le type de relation existant entre les soins informels et les soins professionnels. Si les soins professionnels peuvent substituer les soins informels alors le *odd ratio est inférieur à 1*. Par contre, si les soins informels sont des compléments des soins professionnels alors le *odd ratio est supérieur à 1*.

Perception de l'offre : manque de services de santé et manque de services sociaux

La perception de l'offre est un indicateur de la capacité des individus à avoir « accès » à un service. Thiede montre que le choix des individus en ce qui concerne l'accès aux services de santé dépend non seulement de l'offre réelle de soins de santé mais aussi : i) de sa perception du système de santé; ii) de la perception des alternatives auxquelles il a accès ; iii) de ses préférences (Thiede 2005). Nous avons obtenu des variables sur la perception de l'offre des soins professionnels à partir du recensement de 2001. En effet, il inclut une question visant à évaluer l'équipement dans le quartier (question 18: Comment jugez-vous les facilités (équipement) offertes dans votre quartier). Parmi les 12 types de facilités évaluées, deux peuvent être utilisées pour mesurer la perception de l'offre de soins et aides professionnels :

- Les services de santé (médecins, infirmières, etc)
- Les services sociaux et scolaires.

Nous avons décidé d'inclure la perception des services sociaux car certains services « non médicaux » peuvent être mis en relation avec l'offre de soins informels. Leroy, Hubien et al. montrent que le personnel de support (aides ménagères, gardes à domicile, etc.) joue un rôle important dans le soutien aux malades (Leroy et al. 2003).

Les personnes peuvent évaluer l'équipement du quartier en choisissant une de ces trois alternatives : i) très bien; ii) normalement équipé ; iii) mal équipé.

Nous incluons dans notre modèle ces variables comme **la perception du manque de services de santé ou la perception du manque de services sociaux**. Ces deux variables ont été calculées comme la part des individus résidant dans un secteur statistique qui considèrent que le quartier est « mal équipé » en ce qui concerne les services de santé ou les services sociaux.

Des individus ayant une mauvaise perception de l'offre de services dans le quartier auront probablement une plus grande chance de fournir des soins informels. En effet, la perception du manque d'offre peut être liée aux difficultés rencontrées lorsqu'ils essayent d'accéder à des soins ou aides professionnels. En conséquence, *la valeur attendue du odd ratio est supérieure à 1*.

3.3.2 Résultats

Dans le modèle 8, nous analysons la relation entre l'offre de soins informels et l'offre de médecins généralistes. Le odd ratio est égal à 0,98 indiquant que lorsque l'offre des médecins diminue d'un décile, l'offre de soins informels augmente en moyenne de 2%. La valeur du r dans le modèle 8 est plus légèrement faible que celle obtenue dans le modèle zéro. Ceci indique que l'introduction de la variable d'offre réelle explique peu les différences entre l'offre de soins informels des secteurs statistiques.

Le modèle 9 inclut la perception du manque de services sociaux. Nous constatons que cette valeur du odd ratio n'est pas significative. Par ailleurs, la valeur du r est très proche de celle du modèle zéro (différence de 0,04%). En conséquence, l'offre de services sociaux n'a pas d'impact sur l'offre de soins informels.

Le modèle 10 inclut la perception du manque de services de santé. Le odd ratio est égal à 1,02 indiquant que lorsque la mauvaise perception de l'offre de services de santé augmente, l'offre de soins informels augmente en moyenne de 2%. Il est important de mentionner que même si la valeur du odd ratio est significative, le r varie peu (différence de 0,24%) par rapport au modèle zéro.

Le modèle 11 inclut l'offre de médecins généralistes ainsi que les autres variables contextuelles et individuelles (validées dans le modèle 7) pouvant avoir un impact sur l'offre de soins informels. Le odd ratio de l'offre de médecins n'est plus significatif dans le modèle et la valeur du r est légèrement supérieure (+0,01%) à celle du modèle 7. Ceci implique que cette variable ne permet pas d'expliquer la variation de l'offre de soins informels une fois que nous contrôlons par les variables individuelles, le revenu médian et la mauvaise santé subjective des individus. Le modèle 12 est similaire au modèle 11, mais nous incluons une variable additionnelle : la perception du manque de service de santé. Le odd ratio de cette variable n'est pas significatif et le r est identique à celui observé dans le modèle 7. Comme pour l'offre réelle de soins professionnels, l'offre «perçue» des services de santé n'affecte pas l'offre de soins informels.

3.3.3 Conclusion et discussion

Nous avons voulu analyser la relation entre l'offre de soins professionnels et la prestation des soins informels. Pour atteindre notre objectif, deux types de variables d'offre sur les soins professionnels ont été inclus dans les modèles multiniveaux : i) offre réelle ; ii) offre subjective ou perçue. L'offre réelle est mesurée comme le nombre de médecins généralistes par 10000 habitants et l'offre subjective est mesurée à partir de la perception du manque de services de santé et de services sociaux. Nos résultats montrent que l'offre de soins informels dépend faiblement de l'offre de médecins généralistes et du manque de services de santé dans un secteur statistique. Plusieurs hypothèses peuvent être formulées pour expliquer ce résultat :

1. Les individus cherchent des soins de santé au-delà du secteur statistique.

Les problèmes d'accès liés à la distribution spatiale des soins de santé sont particulièrement important dans les zones rurales ou dans les zones qui sont relativement isolées (Lovett et al. 2002). En conséquence, l'impact sur l'offre de soins informels sera moindre dans une ville comme Bruxelles, où les individus peuvent se déplacer vers des secteurs statistiques mieux desservis au niveau de l'offre de médecins généralistes.

2. Complexité de la relation entre les soins professionnels et les soins informels.

Plusieurs études ont montré que la relation entre les soins professionnels et les soins informels dépend de la pathologie et des caractéristiques du patient (Van Houten and Norton 2004). Nous pouvons donc considérer que nos données sont trop agrégées pour pouvoir appréhender correctement cette relation. Il serait donc intéressant d'essayer de collecter des données plus précises sur l'offre de soins formels et de les mettre en relation avec le rôle des soignants informels pour certaines pathologies (ex : patient dément).

L'offre de soins informels reste étroitement liée aux caractéristiques des soignants et à la demande de soins. L'analyse des caractéristiques des soignants ne nous donne pas des renseignements sur les raisons qui poussent les individus à prendre en charge un malade. Le fait de donner des soins est souvent lié à l'incapacité des individus à assumer une charge financière leur permettant d'avoir accès à des soins formels. Cependant, le choix d'être soignant n'est pas

nécessairement lié à l'accès aux soins formels. En effet, la réciprocité entre les individus, l'altruisme et les traditions culturelles jouent un rôle déterminant dans le choix d'être soignant (Beach et al. 2000, Brouwer et al. 2005, Feld et al. 2004). Pour cette raison, il serait intéressant que, dans le futur, des recherches concernant les soins informels analysent les raisons qui poussent les individus à donner des soins informels.

Tableau 15 : Associations entre l'offre de soins formels et la prestation de soins informels à Bruxelles : odds ratios des régressions logistiques.

Variables	Modèle 8			Modèle 9			Modèle 10			Modèle 11			Modèle 12		
	OR	Signi	CI	OR	Signi	CI	OR	Signi	CI	OR	Signi	CI	OR	Signi	CI
Contextuelles (en décile*)															
Offre de médecins généralistes (par 10000 habitants)	0,98	***	(0.97-0.99)							0,99		(0.99-1.00)	0,99		(0.98-1.00)
Perception du manque de services sociaux				1,01		(1.00-1.02)									
Perception du manque de services de santé							1,02	***	(1.01-1.03)				1		(0.99-1.00)
Personnes isolées															
Revenu médian										0,96	***	(0.95-0.96)	0,95	***	(0.95-0.96)
Chômage du secteur															
Personnes en mauvaise santé										1,02	***	(1.01-1.03)	1,02	***	(1.01-1.03)
Individuelles															
Sexe															
homme										1	***	(.-)	1	***	(.-)
femme										1,1	***	(1.07-1.13)	1,1	***	(1.07-1.13)
Groupe d'âge															
20-39										1	***	(.-)	1	***	(.-)
40-59										1,95	***	(1.88-2.03)	1,95	***	(1.88-2.03)
60-79										2,35	***	(2.24-2.47)	2,35	***	(2.24-2.47)
80										1,98	***	(1.85-2.13)	1,98	***	(1.84-2.12)
Type de ménage															
Ménage d'une personne										0,42	***	(0.40-0.44)	0,42	***	(0.40-0.44)
couple marié sans enfant										0,98		(0.94-1.02)	0,98		(0.94-1.02)
couple marié avec enfant(s)										1	***	(.-)	1	***	(.-)
cohabitants avec enfant(s)										0,73	***	(0.66-0.80)	0,73	***	(0.66-0.80)
cohabitants sans enfant										0,68	***	(0.63-0.74)	0,68	***	(0.63-0.74)
ménage monoparental										1,17	***	(1.11-1.22)	1,17	***	(1.11-1.22)
autre type de ménage privé										1,52	***	(1.40-1.66)	1,52	***	(1.40-1.66)

	Modèle 8			Modèle 9			Modèle 10			Modèle 11			Modèle 12		
Variables	OR	Signi	CI	OR	Signi	CI									
ménage collectif										0,47	***	(0.41-0.54)	0,47	***	(0.41-0.54)
Niveau d'éducation															
Primaire ou moins										1	***	(.-)	1	***	(.-)
Secondaire inférieur										1,21	***	(1.16-1.26)	1,21	***	(1.16-1.26)
Secondaire supérieur										1,17	***	(1.12-1.22)	1,17	***	(1.12-1.22)
Supérieur ou universitaire										1,08	***	(1.03-1.13)	1,08	***	(1.03-1.13)
Inconnu										1,2	***	(1.13-1.27)	1,2	***	(1.13-1.27)
Activité															
Actif travaillant										1	***	(.-)	1	***	(.-)
Actif à la recherche d'emploi										1,57	***	(1.50-1.65)	1,57	***	(1.50-1.65)
Inactif										1,71	***	(1.64-1.78)	1,71	***	(1.64-1.78)
Nationalité															
UE										1	***	(.-)	1	***	(.-)
Belge										1,55	***	(1.48-1.63)	1,55	***	(1.48-1.63)
Autre										1,41	***	(1.33-1.50)	1,41	***	(1.33-1.50)
	Estimateur	r (%)		Estimateur	r (%)		Estimateur	r (%)		Estimateur	r (%)		Estimateur	r (%)	
Covariance **	0,064	6,13		0,070	6,66		0,068	6,46		0,022	2,16		0,022	2,15	

Source : Enquête Socio-Economique Générale. INS.

Ces résultats sont calculés en considérant les soignants informels donnant des soins dans le ménage et aux voisins ainsi que les personnes ne donnant pas des soins informels. Nous avons exclu les soignants informels donnant des soins à des membres de la famille en dehors du ménage et aux amis. Notre démarche se justifie car nous voulons analyser les soins informels prestés dans la région de Bruxelles.

*Les variables contextuelles ont été introduites dans le modèle en décile et sont considérées comme des variables continues.

** Dans ces modèles multiniveaux la variable ram0dom correspond aux secteurs statistiques. Nous avons calculé le coefficient de corrélation intra-classes ρ

CHAPITRE 4 : CONCLUSION GÉNÉRALE

L'objectif général de cette recherche était d'investiguer les associations entre contexte et santé subjective des Bruxellois. En particulier, nous avons voulu analyser l'influence de quelques facteurs qui intéressaient l'Observatoire de la santé et du Social, soit le revenu médian, le loyer moyen, le taux de chômage, la proportion d'isolés et la pollution sonore ou atmosphérique perçue.

Plus concrètement, le rapport visait à :

1. Examiner l'association des variables contextuelles avec la santé subjective des Bruxellois.
2. Comparer l'analyse contextuelle réalisée à partir du recensement avec celle réalisée à partir de l'enquête de santé par interview.
3. Analyser la prestation des soins informels à Bruxelles en relation avec différents aspects du milieu de vie.

Limites

Avant de conclure, il est nécessaire d'identifier les limites de la présente étude. Ces limites touchent à la méthode de récolte, aux données utilisées ou au cadre théorique de l'étude.

En ce qui concerne les données, nous avons utilisé le recensement belge de 2001. Cet instrument de collecte n'est pas spécifiquement fait pour aborder les questions de santé et on peut à juste titre se demander quelle est la validité des données de santé. Cependant, cette question ne devrait pas affecter considérablement nos résultats. En effet, des analyses réalisées par ailleurs suggèrent que le recensement est un outil valide pour analyser la santé subjective (Deboosere et al. 2005) : d'une part le taux de non-réponse à la question de santé subjective n'est pas plus élevé que dans l'enquête de santé ; d'autre part la cohérence interne entre les trois questions de santé est bonne dans le recensement et similaire à celle observée dans l'enquête de santé.

En deuxième lieu, l'opérationnalisation de nos variables contextuelles peut avoir pesé sur nos résultats, en particulier pour les risques environnementaux, la cohésion sociale et la disponibilité de services. Concernant les risques environnementaux, nous avons utilisé l'insatisfaction moyenne à la pollution sonore et atmosphérique. Il s'agit d'une mesure subjective et ponctuelle dont la corrélation avec des mesures objectives reste à établir. De plus la pollution manifeste son effet sur le long terme ce que nos données ne permettent pas d'apprécier. Une validation avec des données de l'IBGE serait donc souhaitable afin de confirmer cette association. La cohésion sociale a été mesurée par la proportion d'isolés. Cet indicateur est sans doute trop brut que pour mesurer la cohésion sociale. Concernant la disponibilité de services et soins à domicile susceptibles de jouer sur l'offre de soins informels, nous avons utilisés deux indicateurs qui se sont avérés médiocres : l'insatisfaction moyenne concerne les services de santé et la densité de médecins généralistes. Il serait souhaitable de pouvoir disposer de meilleurs indicateurs à l'avenir, par exemple en mobilisant les données sur les services organisés ou subsidiés par les communautés et la région.

Le cadre théorique de cette étude s'intéresse aux facteurs contextuels de la santé, soit des facteurs qui se définissent à un niveau collectif, au niveau de l'environnement ou au niveau des

interactions entre les individus. Ce point de départ ne doit cependant pas oblitérer l'importance des facteurs individuels de la santé. D'un côté, ainsi que le Tableau 4 l'indique, les facteurs de risque individuels (âge, sexe, scolarité) restent prépondérants. Il n'est d'ailleurs pas question de comparer l'ampleur des facteurs contextuels aux facteurs individuels : tant l'unité d'analyse que le mécanisme d'intervention sont différents. En deuxième lieu, les facteurs contextuels peuvent être associés à la santé de manière indirecte, au travers des facteurs de risque individuels. En effet, la prévalence de chômage dans le quartier peut être associée à l'état de santé individuel de deux manières: soit parce qu'elle augmente le risque individuel d'être chômeur, soit parce qu'elle joue directement sur l'état de santé (en accroissant, par exemple, le risque de dépression) ; enfin, une troisième interprétation, de causalité renversée (ou sélection) consiste à supposer que les chômeurs se concentrent dans des quartiers par exemple là où les loyers sont plus modérés.

Est-ce que ces effets de sélection sont vraisemblables ? Une variable qui conditionne les choix de résidence des individus est celle du loyer. Si on considère que le loyer est une variable de sélection importante, on peut alors comparer le modèle 1 et le modèle 2 (tableau 2) pour apprécier l'importance de ces effets de sélection sur les effets contextuels : le risque de mauvaise santé subjective liée, par exemple, à la prévalence du chômage est réduit lorsque l'on passe du modèle 1 (modèle bivarié, OR :=1.10) au modèle 2 (avec loyer, OR=1.05). En d'autres termes, il est possible que l'effet du chômage sur la santé subjective soit en partie le résultat d'un biais de sélection, à condition de considérer que la variable loyer mesure principalement un effet de sélection. L'interprétation de l'association entre facteurs contextuels et état de santé doit donc être prudente : les effets de composition ou les effets de sélection ne peuvent pas être totalement écartés dans notre type d'analyse.

Conclusions

Analyse contextuelle

L'analyse fait apparaître la contribution du niveau contextuel à l'analyse de la santé subjective : le secteur statistique correspond en effet à lui seul à un dixième de la variance de la santé subjective. De façon générale, les facteurs contextuels positifs (prix du loyer, niveau de revenu) sont associés significativement et négativement avec le risque d'avoir une mauvaise santé subjective tandis que les facteurs négatifs (proportion de chômeurs et insatisfaction par rapport à la pollution sonore-atmosphérique perçue) sont associés positivement avec le risque de mauvaise santé subjective.

Lorsque les variables individuelles sont ajoutées à l'analyse, les effets des facteurs contextuels tendent à se réduire. Cela implique que les facteurs contextuels et la composition du quartier sont étroitement liés, ce qui n'est pas étonnant étant donné que nos variables contextuelles sont des agrégats. Néanmoins, lorsque les effets de composition sont contrôlés, les facteurs contextuels restent significatifs, sauf pour la prévalence d'isolés. Les résultats présentent peu de variation selon le genre : les hommes et les femmes sont donc vulnérables de la même manière aux facteurs contextuels. Le quartier fait donc de la différence dans l'état de santé, à caractéristiques individuelles égales, en particulier en ce qui concerne l'emploi et le logement.

Analyse contextuelle : comparaison du recensement et de HIS

L'analyse contextuelle présentée dans la section antérieure a été répliquée sur HIS en utilisant les mêmes variables contextuelles. Nous avons mis en évidence trois observations importantes. Premièrement, un biais de sélection apparaît en ce qui concerne les facteurs contextuels considérés dans cette étude. Le taux de sondage varie de manière linéaire avec le niveau du facteur contextuel, quel qu'il soit : pour les facteurs contextuels positifs (revenu et loyer) le taux de sondage est d'autant plus faible que le facteur est faible ; pour les facteurs contextuels négatifs (chômage et perception de pollution), le taux de sondage est d'autant plus élevé que le niveau d'exposition est élevé. Il est donc possible que HIS ne puisse pas être utilisé pour évaluer l'influence des facteurs contextuels sur la santé.

En deuxième lieu, HIS dispose d'une corrélation intra-quartier similaire à celle du recensement mais celle-ci n'est pas statistiquement significative pour des raisons de taille d'échantillon.

Troisièmement, globalement les coefficients vont dans le même sens sauf pour le chômage : HIS met en évidence une relation négative tandis que les données du recensement débouchent sur une relation positive, plus consistante avec la théorie. Nous observons également que les OR s'écartent plus de 1 dans HIS que dans le recensement, ce qui suggère que ces effets seraient surestimés dans HIS par rapport au recensement.

Les estimateurs contextuels fondés sur HIS pèchent donc par deux défauts : manque de précision et risque de biais. Le premier problème pourrait être résolu en cumulant les données de plusieurs enquêtes de santé de manière à disposer d'un échantillon suffisant, le deuxième est plus difficile à corriger et demanderait un plan d'échantillonnage adapté à la problématique contextuelle. A l'heure actuelle, sur base d'une enquête, l'utilisation contextuelle des données de HIS est problématique tant en ce qui concerne le risque de biais que de la précision des estimateurs.

Soins informels à Bruxelles

Près d'un dixième de la population bruxelloise preste des soins informels. Les soins informels sont plus fréquents chez les femmes que chez les hommes. Ils croissent avec l'âge pour atteindre un maximum dans le groupe d'âge 40-59 ans. L'évolution des soins informels avec l'âge est cependant différente pour les femmes et les hommes. Les soins informels varient également avec la scolarité, la composition du ménage, le type d'activité et la nationalité. Nous observons également que les soins informels se distribuent dans ces différents groupes de la même manière à Bruxelles qu'en Belgique. Dans la majorité des cas, ces soins informels sont prestés à des personnes de la famille vivant dans ou hors du ménage. Il est cependant intéressant de noter qu'à Bruxelles une proportion plus élevée preste des soins aux amis ou voisins en comparaison avec la Belgique dans son ensemble.

En ce qui concerne l'impact des variables contextuelles sur les soins informels, nos résultats montrent que les besoins de soins dans un quartier peuvent expliquer des variations dans l'offre de soins informels au niveau individuel : les quartiers disposant d'une prévalence élevée de maladie de longue durée ou une prévalence élevée de mauvaise santé subjective sont également des quartiers où la prévalence de soins informels est plus élevée. En d'autres termes, la relation entre besoin de soins et offre de soins informels s'observe au niveau du quartier. Le revenu médian peut aussi expliquer les variations dans l'offre de soins informels. Il est important de mentionner que nous n'avons pas des données au niveau individuel sur les revenus des

ménages. En conséquence, le revenu médian au niveau du secteur statistique peut être en train de capter l'impact du revenu du ménage sur l'offre de soins informels. Enfin, en ce qui concerne l'offre de services formels, nos résultats montrent que l'offre de soins informels est faiblement associée à l'offre de médecins généralistes et du manque de services de santé dans un secteur statistique.

References

- The Editor, Social capital debate. *Int.J.Epidemiol.* 33[4], 650-709. 2004.
- Allwright, S., Paul, G., Greiner, B., Mullally, B. J., Pursell, L., Kelly, A., Bonner, B., D'Eath, M., McConnell, B., McLaughlin, J. P., O'Donovan, D., O'Kane, E., & Perry, I. J. (2005), Legislation for smoke-free workplaces and health of bar workers in Ireland: before and after study, *BMJbmj*.
- Atkinson, R. & Kintrea, K. (2001), Disentangling area effects: Evidence from deprived and non-deprived neighbourhoods, *Urban Studies*, 38, 2277-2298.
- Beach, S. R., Schulz, R., Yee, J. L., & Jackson, S. (2000), Negative and Positive Health Effects of Caring for a Disabled Spouse: Longitudinal Findings From the Caregiver Health Effects Study, *Psychology and Aging*, 15, 259-271.
- Becker, G. (2001), *A treatise on the Family*. Cambridge: Harvard University Press
- Berkman, L. F. & Syme, S. L. (1979), Social networks, host resistance, and mortality: a nine-year follow-up study of Alameda County residents, *Am.J.Epidemiol.*, 109, 186-204.
- Bowling, A. (1997), *Measuring health a review of quality of life measurement scales*. Buckingham: Open University Press
- Breuil-Genier, P. 1998, *Aides aux personnes âgées dépendantes: la famille intervient plus que les professionnels* INSEE, Paris.
- Brouwer, W. B. F., Exel, N. J., Berg, B. v. d., Bos, G. A. M., & Koopmanschap, M. A. (2005), Process utility from providing informal care: the benefit of caring, *Health Policy*, 74, 85-99.
- Cannuscio C., Colditz G., Rimm E., Berkman L., Jones C., & Kawachi I. (2004), Employment status, social ties and caregivers' mental health, *Social Science and Medicine*, 58, 1247-1256.
- Cattell, V. (2001), Poor people, poor places, and poor health: the mediating role of social networks and social capital, *Social Science & Medicine*, 52, 1501-1516.
- Couch, K. A., Daly, M. C., & Wolf, D. A. (1999), Time? Money? Both? The Allocation of Resources to Older Parents, *Demography*, 36, 219-232.
- Deboosere, P., Van Oyen, H., Miermans, P., Demaret, S., Portet MI, & Lorant, V. (2005), *Santé et Soignants Informels: monographie du recensement belge de 2001*. Bruxelles: Academia Press
- Delforge, Y. 2000, *Le Centre de Coordination de Soins et de Services à Domiciles. Rôle du médecin généraliste* Namur.
- Denton, M. (1997), The linkages between informal and formal care of the elderly, *Canadian Journal on Aging- Revue Canadienne du Vieillissement*, 16, 30-50.
- Diez-Roux, A. V. (1998), Bringing context back into epidemiology: variables and fallacies in multilevel analysis, *Am.J Public Health*, 88, 216-222.
- Donzelot, J., Mével, C., & Wyvekens, A. (2005), *Faire société. La politique de la ville aux Etats-Unis et en France*. Paris: Seuil
- Duncan, G. J. & Raudenbush, S. W. (1999), Assessing the effects of context in studies of child and youth development, *Educational Psychologist*, 34, 29-41.
- Ellen, I. G., Mijanovich, T., & Dillman, K. N. (2001), Neighborhood effects on health: Exploring the links and assessing the evidence, *Journal of Urban Affairs*, 23, 391-408.
- Ettner, S. L. (1996), The opportunity costs of elder care, *Journal of Human Resources*, 31, 189-205.

- Ettner, S. L. (1995), The Impact of "Parent Care" on Female Labor Supply Decisions, *Demography*, 32, 63-80.
- Feld, S., Dunkle, R., & Schroepfer, T. (2004), Race/Ethnicity and Marital Status in IADL Caregiver Networks, *Research on Aging*, 26, 531-558.
- Foot White, W. (1995), *Street corner society : la structure sociale d'un quartier italo-américain*. Paris: La Découverte
- Frohlich, K. L., Potvin, L., Gauvin, L., & Chabot, P. (2002), Youth smoking initiation: disentangling context from composition, *Health & Place*, 8, 155-166.
- Goumans, M. & Springett, J. (1997), From projects to policy: 'Healthy Cities' as a mechanism for policy change for health?, *Health Promotion International*, 12, 311-322.
- Higgs, G. & White, S. D. (1997), Changes in service provision in rural areas. Part 1: The use of GIS in analysing accessibility to services in rural deprivation research, *Journal of Rural Studies*, 13, 441-450.
- House, J. S., Landis, K. R., & Umberson, D. (1988), Social relationships and health, *Science*, 241, 540-545.
- Huisman, M., Kunst, A. E., Bopp, M., Borgan, J. K., Borrell, C., Costa, G., Deboosere, P., Gadeyne, S., Glickman, M., & Marinacci, C. (2005), Educational inequalities in cause-specific mortality in middle-aged and older men and women in eight western European populations, *The Lancet*, 365, 493-500.
- Idler, E. L. & Benyamini, Y. (1997), Self-rated health and mortality: a review of twenty-seven community studies, *Journal of Health and Social Behavior*, 38, 21-37.
- Jacot, P. (1992), Le rôle du médecin généraliste/médecin de famille dans les systèmes de santé, *La Revue du Practicien-Médecine Générale*, 169, 524-528.
- Jones, K. & Duncan, C. (1995), Individuals and their ecologies : analysing the geography of chronic illness within a multilevel modelling framework, *Health and Place*, 1, 27-40.
- Karasek, R. & Theorell, T. (1990), *Healthy work: stress, productivity, and the reconstruction of working life*. New-York: Basic Books
- Kawachi, I., Kennedy, B. P., & Glass, R. (1999), Social capital and self-rated health: A contextual analysis, *American Journal of Public Health*, 89, 1187-1193.
- Kawachi, I. & Berkman, L. F. (2003), *Neighborhoods and health*. Oxford: Oxford University Press
- Kickbusch, I. (2003), The contribution of the World Health Organization to a new public health and health promotion, *American Journal of Public Health*, 93, 383-388.
- Kreft, I. & De Leeuw, J. (1998), *Introducing multilevel modeling*. SAGE Publications Ltd
- Leroy, X., Hubin, M., Stordeur, S., Draelants, H., & De Backer, B. (2003), *Offre et demande de travail dans le champ de la santé de l'aide sociale en Communauté française et en Communauté germanophone de Belgique*. SESA-UCL
- Lorant, V. & Dauphin, N. (2004), *Comparaison de l'enquête de santé 2001 et de l'enquête socio-économique 2001*. Bruxelles: SESA, Commission Communautaire Commune
- Lovett, A., Haynes, R., Sunnenberg, G., & Gale, S. (2002), Car travel time and accessibility by bus to general practitioner services: a study using patient registers and GIS, *Social Science & Medicine*, 55, 97-111.
- Macintyre, S. & Ellaway, A. (2003), Neighborhoods and health: an overview. In Kawachi, I. & Berkman, L. F. (eds). *Neighborhoods and health*, New-York: Oxford University Press.
- Macintyre, S., Ellaway, A., & Cummins, S. (2002), Place effects on health: how can we conceptualise, operationalise and measure them?, *Social Science and Medicine*, 55, 125-139.

- Marmot, M. G., Smith, G. D., Stansfeld, S., Patel, C., North, F., Head, J., White, I., Brunner, E., & Feeney, A. (1991), Health inequalities among British civil servants: the Whitehall II study, *Lancet*, 337, 1387-1393.
- McCulloch, A. (2001), Ward-level deprivation and individual social and economic outcomes in the British Household Panel Study, *Environment and Planning A*, 33, 667-684.
- Mitchell, R., Gleave, S., Bartley, M., Wiggins, D., & Joshi, H. (2000), Do Attitude and Area Influence Health? A Multilevel Approach to Health Inequalities, *Health & Place*, 6, 67-79.
- Pezzin, L. E., Kemper, P., & Reschovsky, J. (1996), Does publicly provided home care substitute for family care? Experimental evidence with endogenous living arrangements, *Journal of Human Resources*, 31, 650-676.
- Pickett, K. E. & Pearl, M. (2001), Multilevel analyses of neighbourhood socioeconomic context and health outcomes: a critical review, *Journal of Epidemiology and Community Health*, 55, 111-122.
- Popay, J., Williams, G., Thomas, C., & Gatrell, T. (1998), Theorising inequalities in health: the place of lay knowledge, *Sociology of Health and Illness*, 20, 619-644.
- Raudenbush, S. W. & Sampson, R. J. (1999), Ecometrics: Toward a science of assessing ecological settings, with application to the systematic social observation of neighborhoods, *Sociological Methodology 1999 Vol 29*, VOL 29, 1-41.
- Roux, A. V. D. (2001), Investigating neighborhood and area effects on health, *American Journal of Public Health*, 91, 1783-1789.
- Sampson, R. J., Raudenbush, S. W., & Earls, F. (1997), Neighborhoods and Violent Crime: A Multilevel Study of Collective Efficacy, *Science*, 277, 918-924.
- Shaw, M. & Dorling, D. (2005), Who cares in England and Wales? The positive Care Law: cross-sectional study, *British Journal of General Practice*, 2004, 899-903.
- Snijders TA & Bosker, R. (1999), *Multilevel analysis : an introduction to basic and advanced multilevel modeling*. London: Sage
- Soares J.A. (2005), Urban sociology and research methods on neighborhoods and health. In Galea S. & Vlahov, D. (eds). *Handbook of urban health. Populations, methods and practice*, New York: Springer.
- Sooman, A. & Macintyre, S. (1995), Health and perceptions of the local environment in socially contrasting neighbourhoods in Glasgow, *Health and Place*, 1, 15-26.
- Spillman, B. & Pezzin, L. (2000), Potential and active Family Caregivers: Changing Networks and the "Sandwich Generation", *The Milbank Quarterly*, 78.
- Stafford, M., Bartley, M., Mitchell, R., & Marmot, M. G. (2001), Title Characteristics of Individuals and Characteristics of Areas: Investigating Their Influence on Health in the Whitehall II Study, *Health & Place*, 7, 117-129.
- Syme, S. L. (1996), To prevent disease: the need for a new approach. In Blane, D., Brunner, E., & Wilkinson, R. (eds). *Health and social organization*, London: Routledge.
- Thiede, M. (2005), Information and access to health care: is there a role for trust?, *Social Science & Medicine*, 61, 1452-1462.
- Van Houten, C. H. & Norton, E. C. (2004), Informal care and health care use of older adults, *Journal of Health Economics*, 23, 1159-1180.
- Wellman, B. 2001, *The persistence and transformation of community: from neighbourhood groups to social networks. Report to the Law Commission of Canada*, Wellman Associates.

Wilkinson, R. G. (1997), Socioeconomic determinants of health. Health inequalities: relative or absolute material standards?, *BMJ*, 314, 591-595.

Wilson W.J. (1994), *Les oubliés de l'Amérique*. Paris: Desclée De Brouwer

Annexe 1: Différences entre les soignants informels résidant à Bruxelles et les soignants informels donnant des soins dans le ménage et aux voisins.

Catégorie	Soignant résidant à Bruxelles		Soignant donnant des soins dans le ménage et aux voisins	
	Nombre de personnes	% du total par catégorie	Nombre de personnes	% par catégorie
Sexe				
Homme	27490	41,56	14713	43,59
Femme	38652	58,44	19042	56,41
Groupe d'âge				
20-39	15826	25,35	8009	25,54
40-59	25190	40,35	10934	34,86
60-79	18593	29,78	10503	33,49
80	2820	4,52	1916	6,11
Éducation				
Primaire ou moins	10320	15,6	6387	18,92
Secondaire inférieur	14885	22,5	7634	22,62
Secondaire supérieur	14432	21,82	7091	21,01
Supérieure ou universitaire	20996	31,74	9441	27,97
Inconnu	5509	8,33	3202	9,49
Type de ménage				
de 1 personne	18319	27,7	7991	23,67
marié sans enfant	15179	22,95	7869	23,31
marié avec enfant(s)	18976	28,69	10445	30,94
parents sans enfant	2038	3,08	923	2,73
parents avec enfant(s)	1540	2,33	650	1,93
ménage monoparental	7967	12,05	4492	13,31
ménage privé	1342	2,03	877	2,6
ménage collectif	781	1,18	508	1,5
Nationalité				
Belge	55572	84,02	26895	79,68
UE	5105	7,72	3102	9,19
Autre	5465	8,26	3758	11,13

Source : Enquête Socio-Economique Générale. INS.

La somme des pourcentage par catégorie est égale à 100%.