

**Une formule d'allocation des
ressources pour la promotion
de la santé, application à la
promotion de la santé en
Communauté française de Belgique**

**A formula for health resources
allocation, an application to health
promotion in the French
Community of Belgium**

by

Lorant V.

Abstract

The work was intended to elaborate a formula due to allocate health promotion resources to the 10 Health Promotion Districts of the French speaking Community of Belgium. The theoretical and methodological background is related to the third revision of the British RAWPS formula.

Health Sociology and Economics Unit, School of Public Health, Faculty of Medicine, Université Catholique de Louvain, Brussels, Belgium.

Name and adress for correspondence and reprint requests: Vincent Lorant, School of Public Health, Faculty of Medicine, Université Catholique de Louvain, Clos Chapelle aux champs 30.41, 1200 Brussels Belgium, Phone +32 2 764 3263, Fax +32 2 764 3031, Email: lorant@sesa.ucl.ac.be

The model is designed on ecological data for each Belgian municipality: mortality ratios, young men overweight prevalence, 11 socio-economic indicators, hospital admission rate and general practitioner density. The data are provided for each of the 589 Belgian municipalities. A structural modelling technique is used on the data free of spatial correlation; the results unfold a strong relation between socio-economic factors and mortality, between socio-economic factors and overweight prevalence, a moderate relation between mortality and hospital admission rate. On these results, two formulas are proposed to help allocate health promotion resources. When equity is recognised as an important public health goal, we conclude that health resources allocation must take into account the socio-economic determinants of health and that these determinants are strongly concentrated within space.

Key-words

Health-promotion, health-services-accessibility, spatial-correlation, health-resources-allocation.

1. Introduction

L'allocation prospective locale des ressources est un mécanisme par lequel des responsables locaux se voient assignés une enveloppe budgétaire destinée à assurer la prestation de services de santé pour leurs administrés. Elle se fonde sur un système de clé de répartition qui traduit des objectifs politiques.

L'allocation locale des ressources vise à garantir une égale accessibilité aux soins de santé aux individus exposés aux mêmes risques (1-4). Elle a du sens dans des systèmes de santé où le financement est essentiellement public, où la volonté de tenir compte des besoins et pas seulement des demandes est explicite et lorsqu'il existe une répartition inégale des problèmes de santé.

L'allocation prospective locale des ressources s'est surtout implantée en Grande-Bretagne sous le nom de «Resource Allocation Working Party (RAWP)» qui a connu trois versions depuis 1976 (5). Cette formule préside à la distribution des ressources du système hospitalier britannique entre les différentes autorités régionales (Regional Health Authorities). D'autres pays de l'OCDE ont adopté une forme ou l'autre d'allocation

locale que ce soit pour les dépenses courantes de soins de santé (Italie, Nouvelle-Zélande), les investissements (SROS en France) ou la promotion de la santé (Québec) (4, 6).

La Communauté française de Belgique a réalisé, par le décret du 14 juillet 1997, une certaine décentralisation géographique de sa politique en promotion de la santé via les Centres Locaux de Promotion de la Santé. Le présent travail a pour objectif d'élaborer une méthode d'allocation des ressources entre les 10 Centres locaux de la Communauté française.

2. Méthode

2.1. Modèle

L'élaboration d'une clé de répartition comporte deux phases: une phase de modélisation de l'utilisation effective des services de santé et une phase normative statuant sur les influences «légitimes» à prendre en considération dans l'allocation des ressources (3). L'absence de modélisation préalable condamne à une légitimation implicite de l'utilisation effective (7). Sur base des travaux britanniques (1, 8), le modèle suivant (voir figure 1) est proposé. Il suppose plusieurs relations:

- Les facteurs socio-économiques interviennent sur l'état de santé des individus; en effet de nombreuses études concordent à souligner que l'état de santé est plus précaire pour les catégories sociales moins favorisées (9-11).
- Les facteurs socio-économiques influencent l'utilisation, à état de santé donné car la capacité à bénéficier des services est généralement plus faible dans les couches sociales moins favorisées (12, 13).
- L'état de santé intervient sur l'utilisation des services de santé directement et indirectement (via l'offre) (14).
- L'offre de services de santé intervient sur l'utilisation des services de santé soit parce qu'elle médiate l'impact des besoins, soit parce qu'elle exprime un certain degré d'induction de la demande par l'offre (5, 15).

2.2. Données

Le modèle est testé sur données agrégées au niveau des 589 communes belges (communes de fusion). Le Tableau 1 précise la définition,

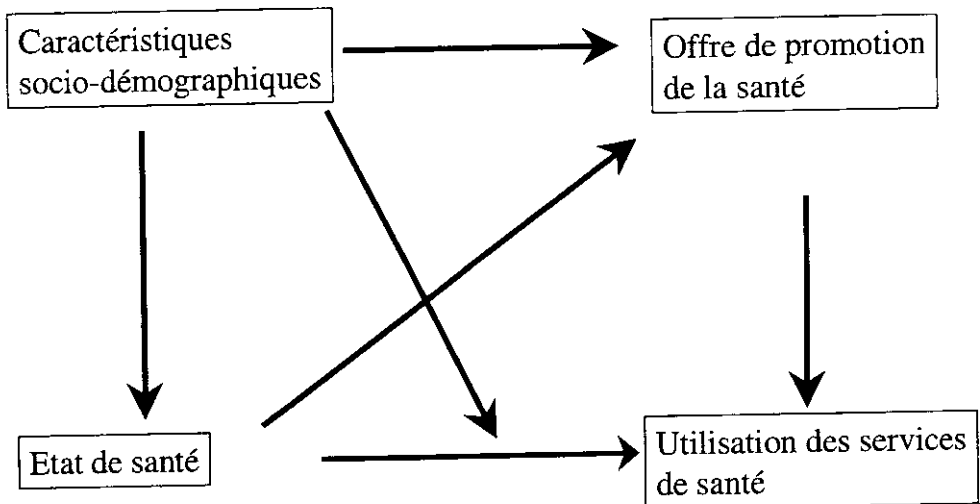


Fig. 1: Modélisation de l'utilisation des services de santé.

la source, le mode de calcul, la moyenne (pondérée par la population) et l'écart-type de chacune des variables.

Des indicateurs économiques furent calculés à partir des statistiques fiscales de la période 1985-1991: le revenu médian et la concentration du revenu. La concentration du revenu est mesurée par le coefficient de Gini, soit la différence moyenne de revenu, en % du revenu moyen, entre deux ménages tirés au hasard (16). D'autres indicateurs socio-économiques furent calculés à partir du recensement de population de 1991: taux de chômage, diplômés de l'enseignement primaire, ouvriers, ménages monoparentaux, personnes âgées vivant seules, surface habitable, ménages sans voiture, résident de nationalité turque ou marocaine, logements occupés par un locataire.

Deux groupes de variables de santé furent traitées: des ratios standardisés de mortalité (SMR) et la prévalence de surcharge pondérale. Les causes de mortalité retenues (neuvième classification) devaient être reconnues vulnérables à de la prévention primaire et secondaire (17, 18) et disposer d'une fréquence d'au moins 10 décès par commune sur la période considérée (1985-1993). Des ratios de mortalité furent calculés par standardisation indirecte (40 groupes d'âge-sexe) en prenant comme référence la population belge du recensement de 1991. Les données de mortalité ne furent toutefois disponibles que pour les 557 communes dans lesquelles au moins 30 décès sont enregistrés par an (pour des rai-

sons liées à la loi sur la protection de la vie privée). Deux ratios de mortalité toutes causes furent calculés, le ratio de mortalité tous âges et le ratio pour les moins de 65 ans (mortalité prématurée).

La prévalence de surcharge pondérale ($BMI > = 25$) est estimée à partir des données du Centre de Recrutement et Sélection (CRS) des Forces Armées Belges, rassemblant annuellement quelque 48.000 hommes dans la tranche d'âge 16-30 entre 1979 et 1990.

Enfin, l'utilisation des services de santé est mesurée par le taux standardisé d'admission hospitalière. Les données furent fournies par le Ministère de la Santé Publique et de l'Environnement. Une standardisation directe put se réaliser sur six groupes d'âge et sexe (0-14 ans, 15-64 ans, 65 ans et plus). L'offre de services de santé est mesurée par le nombre de médecins généralistes équivalent-temps plein pour 10.000 habitants en 1989. Les données proviennent de la base de données PERSMED du Centre d'Information sur les Professions Médicales.

2.3. Estimation du modèle

Trois problèmes méthodologiques se posent pour l'estimation du modèle: la multicollinéarité des caractéristiques socio-démographiques, l'autocorrélation spatiale et l'endogénéité de la variable d'offre.

La forte corrélation entre les caractéristiques socio-économiques risque d'amoinrir la précision des estimateurs. L'analyse factorielle en composante principale (ACP) permet d'extraire des facteurs communs aux indicateurs socio-économiques et de les réduire à un nombre plus limité de facteurs. Une rotation Varimax a été appliquée de manière à réduire le nombre de facteurs sur lesquels chaque indicateur était corrélé (19).

L'autocorrélation spatiale des observations survient dès lors que chaque observation peut être considérée comme un fonction spatiale des autres observations (20): le capital génétique, les modes de vie, l'exposition aux risques de l'environnement, le développement économique et industriel sont quelques exemples de variables qui affectent simultanément plusieurs communes selon leur localisation spatiale. Il n'est donc pas correct de supposer, par exemple, que le chômage et le ratio de mortalité de la commune de Philippeville sont indépendants de celui de Florennes. L'importance de l'autocorrélation spatiale peut être estimée par un coefficient de Moran, oscillant entre -1 et $+1$. En cas de corréla-

TABLEAU 1
Description des données.

| Indicateur | Source et Période | Construction | Moyenne (STD)* |
|--|----------------------------------|--|-----------------------------|
| Caractéristiques socio-démographiques | | | |
| Revenu | INS, 1985-89 | Revenu médian en francs constants, moyenne de la période. | 384,04 (34,45) * |
| Concentration du revenu | INS, 1985-1989 | Coefficient de Gini, soit la différence moyenne de revenu entre deux individus tirés au hasard, en % du revenu moyen. | 0,330 (0,059) |
| Chômage | INS, 1985-1989 Recensement 91 | Nombre de chômeurs complets indemnisés / population en âge de travailler. | 0,11 (0,05) |
| Niveau d'étude | Recensement 91 | Personnes ayant comme diplôme le plus élevé celui de l'enseignement primaire / personnes ne suivant plus d'enseignement de plein exercice. | 0,24 (0,052) |
| Catégorie d'occupation | Recensement 91 | Proportion d'ouvriers en rapport à la population active travaillant. | 0,33 (0,09) |
| Ménage monoparental | Recensement 91 | Proportion de ménages monoparentaux avec enfants de moins de 16 ans | 0,028 (0,011) |
| Isolément | Recensement 91 | Nombre de personnes âgées (65 ans et +) vivant seules par rapport à la population de 65 ans et +. | 0,28 (0,05) |
| Exiguïté du logement | Recensement 91 | Moyenne de la surface habitable par personne de plus d'1 an | 40,1 (2,69) |
| Sans voiture | Recensement 91 | Proportion de ménage sans voiture. | 0,262 (0,063) |
| Minorité ethnique à risque | Recensement 91 | Proportion d'habitants dont la nationalité à la naissance était turque ou marocaine | 0,021 (0,026) |
| Locataire | Recensement 91 | Proportion de logements occupés par un locataire | 0,27 (0,097) |
| Etat de santé | | | |
| SMR Affections ischémiques ¶ | INS 1985-1993 | ICD >=410 et ICD <=414, standardisation 40 groupes âge-sexe | 1 0 (0,197) 112008 décès |
| SMR Affections cérébrovasculaires ¶ | idem | ICD >=430 et ICD <=438, même standardisation | 1,0 (0,279) 93567 décès |

| | | | |
|---|----------------------|--|----------------------------|
| SMR Cancer du poumon ¶ | idem | ICD = 162, même standardisation | 1.0 (0.215) 58091 décès |
| SMR Affections pulmonaires chroniques obstructives¶ | idem | ICD >=490 et ICD <=496, même standardisation 1.0 (0.408) | 36672 décès |
| SMR Pneumonie et influenza ¶ | idem | ICD >= 480 et ICD >=487, même standardisation | 1.0 (0.39) 23740 décès |
| SMR Cancer du sein (femme) ¶ | idem | ICD = 174, même standardisation | 1.0 (0.254) 21235 décès |
| SMR Suicide ¶ | idem | ICD >= E950 et ICD <=E959, même standardisation | 1.0 (0.416) 18206 décès |
| SMR Accident de la circulation ¶ | idem | ICD >=E810 et ICD <=E825, même standardisation | 1.0 (0.446) 16329 décès |
| SMR Chutes ¶ | idem | ICD >=E880 et ICD <=E888, même standardisation | 1.0 (0.594) 11352 décès |
| SMR Cirrhose du foie ¶ | idem | ICD = 571, même standardisation | 1.0 (0.686) 11091 décès |
| SMR Cancer du col et corps de l'utérus (femme) ¶ | idem | ICD = 179-180 ou ICD = 182, même standardisation 1.0 (0.46) | 5298 décès |
| SMR Toutes causes <65 ans | idem | Tous codes, même standardisation | 1.0 (0.23) |
| SMR Toutes causes tous âges | idem | Tous codes, même standardisation | 1.0 (0.125) |
| Surcharge pondérale | CRS, 1985-1990 | % BMI >=25, standardisation indirecte, référence 1991. | 1.0 (0.286) |
| Utilisation des services et offre | | | |
| Densité médicale | PERSMED 1984-1994 | Nbre de Généralistes ETP pour 10.000 ha. | 11.31 (3.17) |
| Hospitalisation | MSPE, 1989-1992 | Taux d'admissions, standardisation directe, 6 groupes âge-sexe | 0.175 (0.029) |

*Pondéré par la population de la commune; ¶ tous âges.

tion spatiale négative, les communes proches divergent fortement en termes de mortalité tandis qu'en cas de corrélation spatiale positive elles partagent un niveau similaire de mortalité. Les méthodes d'estimation et d'inférence sont présentées et discutées ailleurs (21-23). L'omission de la corrélation spatiale dans les modèles écologiques multivariés provoque une surestimation du degré de liberté ce qui peut fausser l'inférence et, dans certains cas, biaiser les estimateurs (24). Les modèles autorégressifs simultanés s'efforcent, ensuite, de purger les variables de leur l'autocorrélation spatiale en considérant toute observation Y_i comme étant une combinaison linéaire des observations contiguës (matrice de contiguïté W , avec $W_{ij} = 1$ si i et j sont contigus et 0 sinon) sous la forme suivante (25):

$$Y_i = \mu + \alpha \sum_{j \neq i} W_{ij} (Y_j - \mu) + \varepsilon_i \quad (1)$$

En pratique, l'équation (1) est estimée par un moindres carrés et les ε_i sont retenus pour la suite de l'analyse.

L'endogénéité de la variable d'offre est le fait que la densité de MG est également déterminée par les caractéristiques socio-économiques et les besoins de santé; si l'offre est traitée de la même manière que les autres variables, il existera alors une corrélation entre le résidu de Y et l'offre ce qui biaisera les estimateurs (26). Le modèle a donc été estimé par la méthode des moindres carrés en deux étapes en utilisant la densité de généralistes de 1984 comme instrument de la densité en 1989.

2.4. Les indices de besoins

Le modèle antérieur ouvre la voie à plusieurs clés de répartition selon les relations du modèle qui sont privilégiées. Le choix final relève des objectifs et arbitrages politiques. A titre d'illustration, deux clés ont été mises en œuvre ici: i) les facteurs (socio-économiques, mortalité et morbidité) de l'utilisation des ressources; ii) les facteurs socio-économiques de la mortalité prématurée.

La première formule (voir équation 2) est fondée sur les déterminants «légitimes» de l'utilisation des ressources, soit le ratio de mortalité (H) et les facteurs sociaux. (FS). Dans ce cadre, une zone géographique i disposera des ressources per capita d'autant plus grandes que le niveau socio-économique est bas et que la mortalité est élevée (H). Les β et α correspondent au coefficients du modèle simultané pour la mortalité et

les deux facteurs sociaux respectivement. Les P_{pop_i} sont les proportions de population vivant dans la zone i .

$$I_1^i = \frac{\beta H_i + \sum_{k=1}^2 e^{\alpha_k FS_i^k}}{\sum_{i=1}^{10} P_{pop_i} \left[\beta H_i + \sum_{k=1}^2 e^{\alpha_k FS_i^k} \right]}$$

Equation 2. Allocation fondée sur l'utilisation.

La deuxième formule (équation 3) est fondée sur les déterminants socio-économiques de la mortalité. Sur cette base, une zone géographique i aura un besoin relatif d'autant plus élevé que le niveau des facteurs sociaux de la mortalité sont défavorables. Cette formule a l'avantage de se centrer sur les facteurs sociaux de la mortalité, en cohérence avec le plan quinquennal de la CFB (27); elle présente l'inconvénient d'ignorer la relation entre besoins et utilisation des ressources. Les γ représentent les coefficients de régression des deux facteurs sociaux sur le ratio de mortalité.

$$I_2^i = \frac{\sum_{k=1}^2 e^{\gamma_k FS_i^k}}{\sum_{i=1}^{10} P_{pop_i} \left[\beta H_i + \sum_{k=1}^n e^{\gamma_k FS_i^k} \right]}$$

Equation 3. Allocation fondée sur les facteurs sociaux.

3. Résultats

3.1. Corrélation spatiale

Toutes les causes de mortalité considérées dans ce travail présentent une autocorrélation spatiale positive (Tableau 2). Quelle que soit la cause de mortalité considérée, les communes proches partagent des niveaux de mortalité similaires.

Chez l'homme, la mortalité toutes causes enregistre la corrélation spatiale la plus élevée, suivie des affections liées aux assuétudes ou aux accidents (BPCO, surcharge pondérale, cirrhose du foie, accidents de la route, suicides, affections ischémiques et cancer du poumon).

La mortalité masculine présente systématiquement une corrélation spatiale supérieure à celle des femmes, sauf pour les chutes. La différences de corrélation spatiale entre les sexes est plus forte pour la mortalité toutes causes confondues (avant 65 ans et tous âges confondus), pour les bronchites chroniques obstructives, la cirrhose du foie, les accidents de la route et le suicide. Elle est pratiquement nulle pour la mortalité «pneumonie et influenza» et pour les accidents vasculaires cérébraux.

3.2. L'analyse factorielle

Le premier facteur (Tableau 3) est principalement corrélé avec des variables relatives à la propriété de bien de capital (voiture et logement), à la structure démographique (isolement chez les personnes de 65 et +, familles monoparentales et minorités ethniques) ainsi qu'au chômage. Ce facteur associe donc précarité sociale et économique. Géographiquement, il oppose les communes des grandes agglomérations urbaines (Anvers, Gand, Bruxelles, Liège, Charleroi) ainsi que le sillon industriel wallon au reste du pays (le nord hors grandes agglomérations, les zones rurales). Il sera retenu, dans la suite de l'analyse, comme indice de précarité socio-économique.

Le deuxième facteur est corrélé négativement avec la concentration du revenu (coefficient de gini) et le revenu médian; il est corrélé posi-

TABLEAU 2
Corrélation spatiale des variables relatives à la santé

| Libellé de la variable | I de Moran Homme | Signification statistique (sous $P_{=0}$) ¹ | I de Moran Femme | Signification statistique (sous $P_{=0}$) ¹ |
|--|------------------|---|------------------|---|
| SMR toutes causes (1985-93) | 0.631 | ** | 0.323 | ** |
| SMR toutes cause <65 ans (1985-93) | 0.629 | ** | 0.265 | ** |
| SMR par BPCO (1985-93) | 0.506 | ** | 0.28 | ** |
| Surcharg. pond. (1985-1990) | 0.465 | ** | na | ** |
| SMR par cirrhose du foie (1985-93) | 0.43 | ** | 0.282 | ** |
| SMR par accident de la route (1985-93) | 0.425 | ** | 0.236 | ** |
| SMR par chute (1985-93) | 0.25 | ** | 0.385 | ** |
| SMR pneumonie/influenza (1985-93) | 0.26 | ** | 0.26 | ** |
| SMR par suicide (1985-93) | 0.359 | ** | 0.137 | ** |
| SMR affection ischémique (1985-93) | 0.349 | ** | 0.225 | ** |
| SMR par cancer du poumon (1985-93) | 0.339 | ** | 0.253 | ** |
| SMR aff. Vasculaire-céréb. (1985-93) | 0.306 | ** | 0.301 | ** |
| SMR cancer du sein (1985-93) | na | | 0.145 | * |
| SMR cancer utérus (1985-93) | na | | 0.114 | * |

na: non applicable; 1 ** significatif à $P < 0.01$, * Significatif à $0.01 = < P < 0.05$

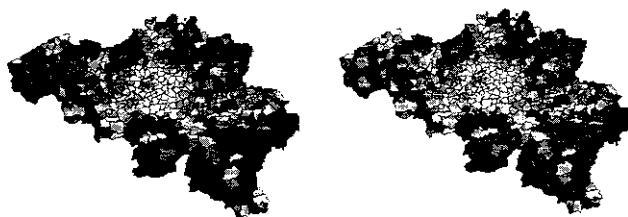
vement avec la proportion d'ouvriers et la proportion d'adultes ne disposant que d'un diplôme d'enseignement primaire. Il apparaît comme un facteur soulignant le degré d'homogénéité sociale en relation avec le développement du secteur tertiaire; il oppose, d'un côté, des communes plus hétérogènes (revenu très inégalement réparti, faible proportion d'ouvriers, scolarité plus élevée, revenu plus élevé) à des communes plus homogènes socialement (concentration plus faible du revenu,, population plus ouvrière, faible scolarité, bas revenu). Géographiquement, le deuxième facteur oppose le centre à la périphérie du pays (voir cartes dans le tableau 3).

3.3. Le modèle

Le Tableau 4 produit des indicateurs d'ajustement global du modèle structurel tandis que la Figure 2 présente les coefficients standardisés et leur écart-type.

TABLEAU 3
Résultats de l'analyse factorielle

| Nom de l'indicateur | Corrélation avec les facteurs * | |
|-------------------------|--|-----------------------------------|
| | Facteur 1: précarité socio-économique | Facteur 2: homogénéité sociale |
| Revenu médian | - 0.38387 | - 0.71621 |
| Concentration revenu | 0.10996 | - 0.87722 |
| Chômage | 0.71970 | 0.35772 |
| Niveau d'étude primaire | - 0.27043 | 0.64951 |
| Catégorie d'occupation | - 0.17648 | 0.88807 |
| Ménages Monoparentaux | 0.80661 | - 0.24172 |
| Isolé 65 ans et + | 0.92154 | - 0.14787 |
| Exiguïté du logement | - 0.32376 | - 0.40006 |
| Sans voiture | 0.89992 | 0.05264 |
| Minorités ethniques | 0.75152 | 0.05292 |
| Locataire | 0.88282 | - 0.22428 |
| % Variance totale | 46% | 23% |



Présentation spatiale du facteur (couleur foncée = valeur élevée)

*après rotation varimax.

La liaison entre les facteurs sociaux et la mortalité prématurée est significative et forte. Pour 1% d'augmentation de la précarité socio-économique au niveau communal (premier facteur), le ratio standardisé de mortalité avant 65 ans augmentera de 0.7% au niveau communal et la surcharge pondérale de 0.2%. L'homogénéité sociale manifeste un impact positif sur la surcharge pondérale (coefficient standardisé de 0.2) ce qui peut se comprendre par le fait que les zones plus ouvrières sont à la fois plus homogènes socialement et plus à risque en termes de surcharge pondérale.

Il existe une relation significative entre les facteurs sociaux et la densité de médecins généralistes: la densité augmente au fur et à mesure que croît l'indice de précarité socio-économique et elle augmente avec l'homogénéité sociale. Tous ces résultats sont contrôlés pour d'éven-

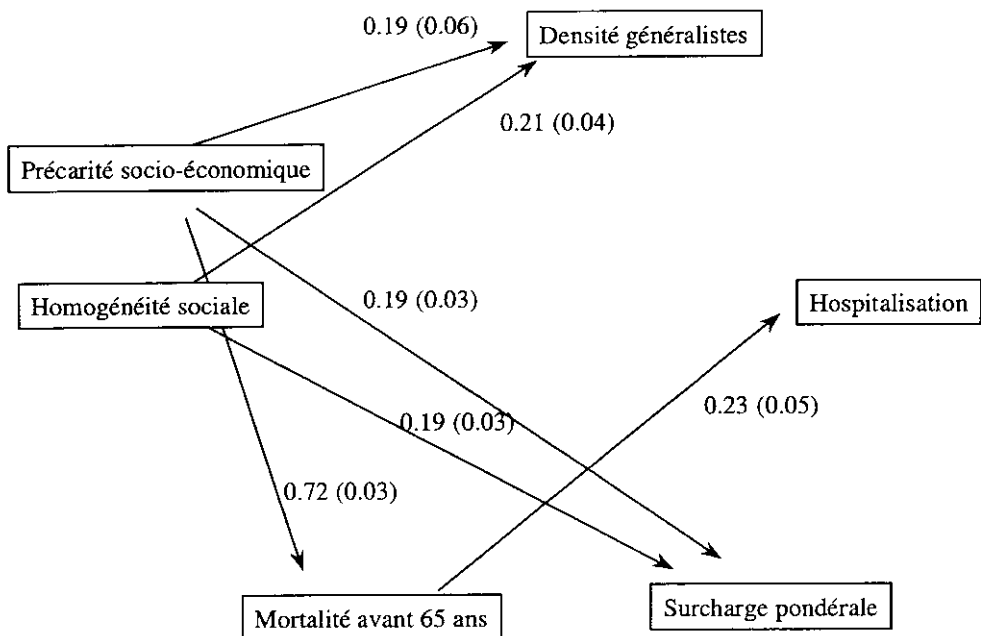


Fig. 2: Utilisation des services et des besoins de santé.

TABLEAU 4
Critères d'ajustement du modèle.

| | |
|--|--------|
| Fit criterion | 0.4040 |
| Goodness of Fit Index (GFI) | 0.9264 |
| GFI Adjusted for Degrees of Freedom (AGFI) | 0.6627 |
| Root Mean Square Residual (RMR) | 0.0860 |
| Parsimonious GFI (Mulaik, 1989) | 0.2470 |
| Chi-square = 221.7866 df = 12 Prob > chi**2 = | 0.0001 |
| James, Mulaik, & Brett (1982) Parsimonious NFI | 0.2161 |
| Bollen (1986) Normed Index Rho1 | 0.2893 |

tuels effets régionaux (via l'inclusion de variables dummy pour Bruxelles et la Région Wallonne). La mortalité n'influence pas l'offre de médecins généralistes.

Il existe une relation significative et positive entre hospitalisation et mortalité (0.23). Toutefois, la précarité socio-économique et l'homogénéité sociale n'influencent pas l'hospitalisation, à mortalité donnée. Il n'apparaît pas de relation entre l'offre de médecins généralistes et l'hospitalisation.

3.4. *Indice de besoins*

Le Tableau 5 présente les résultats de l'allocation des ressources aux 10 arrondissements ou groupes d'arrondissements (GA) stipulés dans le décret de juillet 1997. Les deux colonnes fournissent l'indice de besoins relatifs per capita pour les deux formules discutées plus haut. La première colonne donne les besoins relatifs de chaque GA en tenant compte de l'impact de la mortalité (les facteurs sociaux n'interviennent pas directement sur l'admission hospitalière). La deuxième indique les besoins relatifs si on tient compte de l'impact des facteurs sociaux sur la mortalité prématurée.

L'indice des besoins relatifs fondés sur la relation entre utilisation des ressources et besoins produit peu de différences entre les groupes d'arrondissements (indice variant entre 0.95 et 1.2 per capita). Deux raisons peuvent être avancées: les facteurs sociaux n'apparaissent pas avoir d'impact direct sur l'utilisation des ressources mais seulement de manière indirecte via la mortalité. Par ailleurs, la relation entre hospitalisation et mortalité reste modérée. L'équation de l'utilisation reste donc nettement sous expliquée.

Par contre, les indices fondés sur les facteurs sociaux modifient substantiellement la répartition des ressources entre les GA. Bruxelles a des besoins relatifs plus élevés en termes de facteurs sociaux de la mortalité (1.07 per capita) tandis que Nivelles en requiert le moins (0.91). Enfin, les arrondissements de Nivelles, Verviers ainsi que les arrondissement de la province du Luxembourg manifestent des besoins relatifs moindres sur les deux indices.

4. Discussion

L'état de santé présente une corrélation spatiale très nette. L'analyse a également mis en évidence une forte relation entre les facteurs

TABLEAU 5
Indices de besoins en ressources per capita.

| Arrondissements | Indices de besoins relatifs par habitant | |
|---|--|------------------|
| | Utilisation des ressources | Facteurs sociaux |
| Arlon Bastogne Marche Neuchâteau Virton | 0.99 | 0.93 |
| Ath Tournai Mouscron Comines | 1.00 | 0.96 |
| Bruxelles | 0.99 | 1.07 |
| Charleroi et Thuin | 1.02 | 1.02 |
| Huy-Waremme | 1.01 | 0.94 |
| Liège | 1.01 | 1.02 |
| Mons-Soignies | 1.02 | 1.01 |
| Namur Dinant Philippeville | 1.01 | 0.96 |
| Nivelles | 0.95 | 0.91 |
| Verviers | 0.97 | 0.94 |

sociaux et la mortalité prématurée. Cela plaide clairement pour une prise en compte de la dimension sociale et spatiale en ce qui concerne la promotion de la santé et pour la prise en considération de l'espace dans les modèles et les méthodes d'allocation.

Si le modèle ajuste relativement bien la mortalité prématurée toutes causes, il n'en est pas de même pour l'admission hospitalière, considérée ici comme un proxy de besoins de services de promotion de la santé.

Les indices calculés sur base des résultats antérieurs mettent en évidence des besoins en ressources qui, à population constante, modifient légèrement l'allocation d'une zone ⁽¹⁾ à l'autre, selon la perspective choisie. Si l'objectif est de favoriser une approche par les facteurs sociaux de la santé, les indices oscillent entre 91 et 107. Si la formule d'allocation veut rendre compte de la relation entre utilisation des services et besoins (mortalité et facteurs sociaux), les indices passent d'un minimum de 95 à un maximum de 102.

Les variables utilisées dans ce travail présentent certaines lacunes qui pèsent sur l'utilisation des résultats. Les variables de mortalité ne reflètent pas bien l'impact des affections chroniques et de l'invalidité sur le budget des services de santé (28). La modélisation britannique a l'avantage de pouvoir compter avec une information plus précise et fine sur la santé grâce à l'inclusion dans leur recensement de 1991 de

¹ Entendue comme circonscription d'un Centre Local de Promotion de la Santé.

quelques questions générales sur la santé. Il s'agit là d'une initiative qui pourrait être promue à l'occasion du prochain recensement belge.

La variable sur l'utilisation des services de santé (l'hospitalisation) n'est pas satisfaisante et il serait souhaitable de disposer d'informations plus précises sur l'utilisation de services de première ligne, de dépistage et de prévention, de manière à réaliser une modélisation qui s'attache plus précisément aux services de santé proches des moyens d'action de la promotion de la santé. Sous l'hypothèse qu'il existe une corrélation positive (aussi faible soit-elle) entre utilisation de services de prévention et hospitalisation, notre proxy reste acceptable. La relation entre usage de la prévention et usage de l'hospitalisation est, toutefois, incertaine car elle mélange deux effets: un effet négatif lié à l'efficacité de la prévention et une effet positif lié à l'utilisation du système des soins en général. En premier lieu, la prévention peut réduire l'hospitalisation au pro rata de son efficacité (par exemple la vaccination contre l'influenza peut réduire l'hospitalisation en cas d'épidémie de grippe (29, 30)). Par ailleurs, l'hospitalisation et l'utilisation de la prévention peuvent être corrélées positivement parce qu'elles partagent des facteurs communs tels que les facteurs de risque, la morbidité, les modes de recours au système de santé, l'accessibilité. Il a été montré que pour certaines affections l'hospitalisation pouvait en effet être considérée comme un proxy acceptable de la morbidité (31). Notons que ce problème n'affecte pas l'allocation fondée sur les facteurs sociaux de la mortalité prématurée.

Nous regrettons que l'accessibilité aux données relatives à l'utilisation des différents services de santé (dépistage, consultation, visite, vaccination) soit aussi limitée dans un pays qui produit quantité d'informations en ce domaine.

Le niveau d'agrégation utilisé dans le modèle (commune de fusion) est un progrès par rapport au niveau de l'arrondissement mais reste encore insatisfaisant pour les grandes agglomérations disposant d'une hétérogénéité interne importante (32, 33). L'accessibilité à des données de mortalité au niveau infra-communal est nécessaire à cet égard.

Le modèle et les formules d'allocation n'ont pas intégré les coûts relatifs des services préventifs des différentes pathologies considérées dans ce travail. Il est vraisemblable que, par exemple, la prévention par vaccination des affections respiratoires (via la vaccination contre la grippe ou le pneumocoque) n'aie pas le même coût unitaire que la prévention du cancer du poumon (via, entre autre, l'éducation à la santé) ou que la prévention des maladies sexuellement transmissibles. Ce différentiel de

coût n'a pas été pris en considération. Il requiert une information sur les coûts relatifs des différents services et programmes envisagés, ainsi qu'un enregistrement des services utilisés localement. Notre variable d'utilisation (taux d'admission hospitalière) désavantage donc les pathologies requérant, à admission égale, plus de soins du fait de leur sévérité ou chronicité. Elle défavorise également les affections traitées en ambulatoire.

Cette information serait nécessaire dans le cas d'une approche par pathologie ou problème de santé. Nous avons supposé ici que les coûts relatifs case-mix se reflétaient

La surcharge pondérale utilisée ici ne concerne qu'une petite partie de la population, à savoir les jeunes hommes; cela peut expliquer que sa corrélation avec l'hospitalisation soit nulle. Toutefois, cet indicateur reste utile pour deux raisons; d'une part il traduit des modes de vie et un facteur de risque coronarien important chez l'homme; d'autre part il traduit vraisemblablement des conditions de vie de la population au sens large: en effet le I de Moran montre que la surcharge pondérale est spatialement très corrélée et, finalement, la corrélation entre le ratio de mortalité par affection ischémique chez les hommes et le ratio chez les femmes (pour la même cause) est de 0.41 ($p < 0.001$).

Nos résultats recourent relativement bien ceux de la dernière formule britannique d'allocation des ressources. L'intensité de relation entre mortalité et utilisation des ressources est proche de celle trouvée dans les travaux de l'Université de York (34). Toutefois, contrairement aux résultats de York, les facteurs sociaux ne prédisent l'utilisation des services qu'indirectement, via la mortalité. Cette différence repose en très grande partie sur le choix initial du modèle.

L'objectif premier des formules d'allocation est la quête d'une plus grande équité dans l'accessibilité aux ressources et services. En matière de promotion de la santé, la problématique de l'équité dans l'utilisation des services de médecine préventive et des programmes d'éducation à la santé reste plus que d'actualité (12, 13, 35, 36) et est, par ailleurs, explicitement reconnue dans le décret de juillet 1997 (art. 17). La présente proposition peut donc apparaître comme une contribution modeste vers une plus grande équité de la promotion de la santé.

Il est hors de notre propos de considérer que ces formules soient le meilleur moyen d'assurer l'objectif d'équité dans la distribution des ressources. La mise en œuvre d'une formule d'allocation et de tout mécanisme d'affectation des ressources dans le secteur de la santé requiert

une large discussion et appréciation des choix théoriques et méthodologiques qui soutiennent la démarche. Les expériences scandinaves et britanniques illustrent l'importance de la transparence et de la négociation en ce domaine (37).

Le développement d'instruments de collecte d'informations au niveau local devient une priorité dès lors que les besoins sont placés au centre du processus de planification et décision. L'insertion de questions liées à la santé dans le prochain recensement mériterait d'être étudiée.

La relation entre «besoins» et «utilisation des services» comporte toujours bon nombre d'inconnues, dans le secteur de la santé (38). Le développement d'un mécanisme d'allocation locale des ressources doit, à terme, reposer sur une meilleure connaissance empirique de la relation entre ces deux termes. Cela est d'autant plus important que, dans certains cas, la «demande» de services de promotion de la santé peut être nulle en dépit de besoins réels(39). Il est donc important de connaître la distribution de l'utilisation des services de promotion de la santé, qu'ils relèvent d'une structure de médecine préventive collective, de services préventifs financés par les soins de santé ou des programmes d'éducation à la santé.

L'allocation des ressources ne préjuge pas du mode d'utilisation effective de ces dernières. Une allocation équitable est donc une condition nécessaire mais non suffisante à la réalisation d'objectifs d'équité dans le domaine de la santé. Il serait donc utile de disposer d'informations sur les caractéristiques des utilisateurs des services de promotion de la santé.

Remerciements

Ce travail a bénéficié du soutien financier de la Communauté française de Belgique, Direction générale de la santé ainsi que celui de la Fondation Saint Luc. Remerciements également aux deux reviewers anonymes pour leurs commentaires.

Résumé

L'étude vise à élaborer une formule d'allocation des ressources en promotion de la santé aux 10 centres locaux en promotion de la santé de la Communauté française. Le

contexte théorique et méthodologique est celui de la dernière formule RAWP élaborée en Grande-Bretagne. Le modèle est testé sur des données écologiques agrégées au niveau communal: le ratio standardisé de mortalité, la prévalence de surcharge pondérale chez les jeunes hommes, 11 indicateurs socio-économiques, le taux standardisé d'admission hospitalière et la densité de médecins généralistes. Deux indices socio-économiques sont construits par analyse factorielle. Après avoir purgé la corrélation spatiale des variables, un modèle simultané est ajusté aux données. Les résultats mettent en évidence une corrélation spatiale positive et significative pour la plupart des ratios de mortalité; ils mettent également en avant une relation très nette entre les facteurs socio-économiques et le ratio de mortalité avant 65 ans; il existe, en outre, une relation modérée entre état de santé et taux d'admission hospitalière. Ces résultats sont utilisés pour proposer deux formules d'allocation des ressources entre les arrondissements de la Communauté française. Si l'équité est reconnue comme un but important en matière de santé, il est nécessaire de prendre en compte, dans l'allocation des ressources, la dimension socio-économique et la dimension spatiale de la santé.

Références

1. Department of Health and Social Security. Sharing Resources for Health in England: report of the Resource Allocation Working Party. London: Her Majesty's Stationery Office, 1976.
2. TONNELIER, F. Essai d'allocation de ressources à un niveau infra-régional. *Cahier de sociologie et démographie médicale* 1997; 37(3-4): 237-252.
3. CARR-HILL R, SHELDON TA. Rationality and the use of formulae in the allocation of resources to health care. *Journal of Public Health Medicine* 1992; 14: 117-126.
4. RICE N, SMITH P. Approaches to capitation and risk adjustment in health care: an international survey. 1-111. 1999. York, Center for Health Economics.
5. CARR-HILL R, SHELDON TA, SMITH P, MARTIN S, PEACOCK S, HARDMAN G. Allocating resources to health authorities: development of method for small area analysis of use of inpatient services. *BMJ* 1994; 309: 1046-1049.
6. ASHTON T. Health care systems in transition: New Zealand. Part I: An overview of New Zealand's health care system. *J Public Health Med* 1996; 18: 269-273.
7. CARR-HILL R. Rawp is dead: long live Rawp. In: Culyer AJ, editor. *Competition in Health Care: reforming the NHS*. MacMillan Press, 1990: 192-202.
8. CARR-HILL R, HARDMAN G, MARTIN S, PEACOCK S, SHELDON T, SMITH P. A Formula for Distributing NHS Revenues Based on Small Area Use of Hospital Beds. 1-139. 1994. York, University of York, Center for Health Economics.
9. MARANG-VAN DE MHEEN P, SMITH DG, HART CL, GUNNING-SCHEPERS LJ. Socioeconomic differentials in mortality among men with Great Britain: time trends and contributory causes. *J Epidemiol Community Health* 1998; 52: 214-218.
10. MARMOT MG, SMITH GD, STANSFELD S, PATEL C, NORTH F, HEAD J et al. Health inequalities among British civil servants: the Whitehall II study. *Lancet* 1991; 337: 1387-1393.
11. POWER C, MATTHEWS S, MANOR O. Inequalities in self-rated health: explanations from different stages of life. *Lancet* 1998; 351: 1009-1014.
12. KATZ SJ, HOFER TP. Socioeconomic disparities in preventive care persist despite universal coverage. Breast and cervical cancer screening in Ontario and the United States. *JAMA* 1994; 272: 530-534.

13. ROBERTS MM, ALEXANDER FE, ELTON RA, RODGER A. Breast cancer stage, social class and the impact of screening. *Eur J Surg Oncol* 1990; 16: 18-21.
14. SMITH P, SHELDON TA, CARR HILL RA, MARTIN S, PEACOCK S, HARDMAN G. Allocating resources to health authorities: results and policy implications of small area analysis of use of inpatient services. *BMJ* 1994; 309: 1050-1054.
15. PHELPS C. *Health Economics*. New York: Harper Collins, 1992.
16. ATKINSON A-B. Poverty, Inequality and Income Distribution in Comparative Perspective: Introduction. In: Smeeding T, O'Higgins M, Rainwater L, editors. *Poverty, inequality and income distribution in comparative perspective: The Luxembourg Income Study (LIS)*. Hertfordshire: Simon and Schuster, 1990: xvii-xxv.
17. US preventive Services Task Force. *Guide to clinical preventive services*. 2nd ed. Baltimore: Williams and Wilkins, 1996.
18. SIMONATO L, BALLARD T, BELLINI P, WINKELMANN R. Avoidable mortality in Europe 1955-1994: a plea for prevention. *J Epidemiol Community Health* 1998; 52: 624-630.
19. ESCOPIER B, PAGÈS J. *Analyses factorielles simples et multiples: objectifs, méthodes et interprétation*. 2 ed. Paris: Dunod, 1990.
20. RICHARDSON S. Modélisation statistique des variations géographiques en épidémiologie. *Rev epidemiol santé publique* 1992; 40: 33-45.
21. CLIFF AD, ORD JK. *Spatial processes: models and applications*. London: Pion Limited, 1981.
22. TIEFELSDORF M. *Modelling spatial processes: the identification and analysis of spatial relationships in Regression Residuals by Means of Moran's I*. Berlin: Springer Verlag, 2000.
23. COLONNA M, ESTÈVE J, MÉNÉGOZ F. Détection de l'autocorrélation spatiale du risque de cancer dans le cas où la densité de population est hétérogène. *Rev epidemiol santé publique* 1993; 41: 235-240.
24. CLAYTON DG, BERNARDINELLI L, MONTOMOLI C. Spatial correlation in ecological analysis. *Int J Epidemiol* 1993; 22: 1193-1202.
25. GRIFFITH DA. *Spatial Regression Analysis on the PC: spatial statistics using SAS*. New York: Syracuse University, 1992.
26. JOHNSTON J, DINARDO J. *Méthodes économétriques*. Tome 1. 4 ed. Paris: Economica, 1999.
27. Ministère de la Communauté française, Direction Générale de la Santé. *Programme quinquennal et législation de promotion de la santé de la Communauté française 1998 - 2003*. 1-35. 1998. Bruxelles, Ministère de la Communauté française.
28. MEERDING WJ, BONNEUX L, POLDER JJ, KOOPMANSCHAP MA, VAN DER MAAS PJ. Demographic and epidemiological determinants of healthcare costs in Netherlands: cost of illness study. *BMJ* 1998; 317: 111-115.
29. NICHOL KL, MARGOLIS KL, WOUREMNA J, VON STERNBERG T. Effectiveness of influenza vaccine in the elderly. *Gerontology* 1996; 42: 274-279.
30. NICHOL KL, WUOREMNA J, VON STERNBERG T. Benefits of influenza vaccination for low-, intermediate-, and high-risk senior citizens. *Arch Intern Med* 1998; 158: 1769-1776.
31. PAYNE JN, COY J, PATTERSON S, MILNER P. Is use of hospital services a proxy for morbidity - A small area comparison of the prevalence of arthritis, depression, dyspepsia, obesity and respiratory disease with inpatient admission rates for these disorders in England. *J Epidemiol Community Health* 1994; 48: 74-78.
32. KESTELOOT C, VANNESTE D. *Atlas van de Achtergestelde buurten in vlaanderen en brussel*. Ministerie van de Vlaamse Gemeenschap, editor. 1-27. 1996. Brussels, Ministerie van de Vlaamse Gemeenschap. Instituut voor de Sociale en Economische Geografie KU Leuven.

33. MÉRENNE B, VAN DER HAEGEN H, VAN HECKE E. La Belgique, Diversité territoriale. [n° 202 1997/4], 1-144. 1997. Crédit Communal. Bulletin du Crédit Communal n° 202.
34. CARR-HILL R, HARDMAN G, MARTIN S, PEACOCK S, SHELDON TA, SMITH PC. A new formula for distributing hospital funds in England. *Interfaces* 1997; 27: 53-70.
35. KANG SH, BLOOM JR, ROMANO PS. Cancer screening among African-American women: their use of tests and social support. *Am J Public Health* 1994; 84: 101-103.
36. MURRAY M, MCMILLAN C. Social and behavioural predictors of women's cancer screening practices in Northern Ireland. *J Public Health Med* 1993; 15: 147-153.
37. HOLM S. The second phase of priority setting. *BMJ* 1998; 317: 1000-1002.
38. MOONEY G. *Economics, Medecine and Health Care*. Hertfordshire: Harvester Wheatsheaf, 1992.
39. RUSSELL LB. *Is prevention better than cure?* Washington: The Brookings institution, 1986.