UNIVERSITÉ DU BURUNDI
GRENIER DU SAVOIR DU BURUNDI
Dépôt institutionnel officiel
https://repository.ub.edu.bi

Etude des facteurs de la morbidité et de l'accès aux soins de santé au Burundi é partir de l'enquête QUIBB 2006, pp. 210-269

NIYONDIKO Dominique

2010-08

UB, Cahiers du CURDES

https://repository.ub.edu.bi/handle/123456789/667

NIYONDIKO Dominique, Etude des facteurs de la morbidité et de l'accès aux soins de santé au Burundi é partir de l'enquête QUIBB 2006, pp. 210-269, Cahiers du CURDES n° 11, Aout 2010.

Document téléchargé depuis le **Grenier du Savoir du Burundi** — https://repository.ub.edu.bi

ETUDE DES FACTEURS DE LA MORBIDITE ET DE L'ACCES AUX SOINS DE SANTE AU BURUNDI A PARTIR DE L'ENQUETE QUIBB *2006*

Dominique NIYONDIKO

Université du Burundi, FSEA-CURDES, B.P.1049 Bujumbura, Burundi

RESUME

Cette étude cherche à comprendre les déterminants de la morbidité et de l'accès aux soins de santé des ménages. Ce travail s'appui sur les données de l'enquête QUIBB 2006 réalisée auprès des ménages dans tout le pays. Nous nous sommes intéressés à la rubrique « santé » pour essayer de comprendre les facteurs sur lesquels il serait possible d'agir pour amener la population à une bonne utilisation des services de santé. Si la qualité de service est l'une des explications du niveau d'utilisation, cette étude montre aussi l'importance d'un ensemble d'autres facteurs qui devraient être pris en compte pour améliorer la fréquentation des services notamment les caractéristiques socio - économiques des ménages dont le revenu du ménage et le quintile du bien être. Nos propositions soulignent la responsabilité des décideurs sanitaires sur le besoin d'engager des actions intersectorielles et l'importance de prêter autant d'attention aux facteurs de demande qu'aux facteurs d'offre. Cette étude ne prétend pas apporter toutes les solutions pour améliorer la fréquentation, elle ne détaille ni la stratégie d'amélioration de la qualité des soins, ni la recette pour la mobilisation communautaire. Elle ne prétend pas non plus isoler tous les déterminants liés à la morbidité. Cependant, elle nous permet de mieux comprendre l'importance des différents facteurs qui ont une influence positive sur l'accès aux soins de santé ainsi qu'à la connaissance de certains déterminants de la morbidité. Elle apporte des recommandations pratiques pour guider l'ensemble des acteurs intéressés. Dans notre étude, nous avons utilisé les méthodes d'Analyse factorielle et de **Régression Logistique Binaire.** Le choix de ces méthodes vient du fait que nous sommes en présence d'une variable dépendante qualitative dichotomique et des variables indépendantes qui, elles aussi sont quantitatives, qualitatives ou

catégorielles. Les résultats présentés par cette étude cadrent bien avec l'objectif poursuivi par cette étude car elle fournit les effets nets (rapport de côtes) de chaque variable indépendante

Mots clés : Morbidité –Accès aux soins de santé-Analyses Factorielles-Régression logistiques.

0. INTRODUCTION

0.1. Contexte et justification

La théorie du capital humain remet en cause les conceptions fondées sur une approche de simple consommation et permet en ce sens d'intégrer le caractère ambigu de la recherche de santé, à la fois fin et moyen. C'est-à-dire que la santé constitue, certes, une valeur d'usage (une fin), et à ce titre reste réfractaire à presque toute tentative d'évaluation. Mais elle devient également une valeur d'échange, à partir du moment où l'amélioration du capital santé peut donner lieu à un accroissement de productivité.

Pourtant, l'approche du capital humain semble malheureusement tomber dans un travers symétrique de celui rencontré dans l'analyse par la consommation : si la santé comme fin n'est pas exclue des hypothèses du modèle de Grossman et de ses prolongements, néanmoins l'essentiel de la fonction de demande sanitaire repose sur l'investissement, ce qui limite la portée du modèle en le réduisant à un seul aspect des décisions individuelles.

L'apport de la théorie du capital humain dans un contexte sub-saharien en général et burundais en particulier réside dans l'introduction du temps au sein des modèles de demande. Ceci revient à considérer l'individu comme doté de rationalité, et capable d'exercer des choix allocatifs dans le temps. Les spécificités historiques et culturelles n'empêchent pas les demandeurs de santé de disposer d'une rationalité, celle-ci leur permettant dans certaines conditions d'adapter leurs choix à leurs contraintes et préférences. Cependant, les limites de l'analyse par l'investissement que nous allons maintenant aborder tendent à montrer que le simple postulat d'une rationalité individuelle s'avère limité pour définir les comportements de demande. En effet, si tout patient peut rationnellement choisir entre des possibilités d'offre en tenant compte des contraintes, une telle hypothèse se trouve néanmoins confrontée à une condition essentielle d'exercice de la rationalité : l'atteinte d'un niveau de santé minimal conditionne le comportement et borne le champ de rationalité individuelle.

L'analyse coût-efficacité, dès lors qu'elle est utilisée en tant qu'outil d'allocation des ressources est injuste. Elle défavorise les sujets âgés, pauvres, les minorités et les femmes [Castiel,1996]. Le critère est discriminant et ne favorise pas l'exposition à une allocation égalitaire et juste des ressources. L'analyse coût-avantage nécessite de fixer une valeur à la vie humaine, forcément différente en fonction de l'âge de l'individu, voire même du sexe. Cette valeur devient même nulle, à partir du moment où l'individu est à la retraite et ne travaille plus.

Quant à l'analyse coût-utilité, en utilisant les QALYs, elle ne fait qu'affirmer les problèmes précédents, tout en les amplifiant. Si le calcul est rationnel, il est cependant injuste. Il entraîne une discrimination systématique envers les plus âgés et les plus faibles.

Se focaliser sur la maîtrise des dépenses de santé par le biais d'une démarche de rationalisation dont les méthodes de calcul sont l'outil, conduit à s'éloigner des objectifs de santé. L'objectif de redistribution des richesses à l'extérieur du système de soins nous rapproche de l'équité et d'un meilleur état de santé pour la population.

En outre, la théorie du capital humain contribue à la mise en évidence d'un besoin d'équité et de justice redistributive plutôt que de se focaliser sur la richesse et la prospérité. L'équité a de profonds effets sur la santé de la population. En effet, Poland & al. [1998], citent l'exemple du Kerala, l'un des Etats les plus pauvres de l'Inde, où le revenu annuel moyen est de seulement 300 $, mais avec une espérance de vie de 70 ans (proche de celle des pays riches). Ce succès repose sur des réformes structurelles dans la politique économique mise en place par le gouvernement progressif à la suite d'élections, qui ont notamment amélioré l'utilisation des services de santé. Les autres facteurs explica-tifs sont un assouplissement du système des castes, une réduction du travail des enfants, un accès à la nourriture à prix contrôlé, une réforme agricole, une grande égalisation des revenus, une participation des femmes à la vie active et le développement d'allocations sociales.

2.2 Méthodologie de l'étude

Notre étude se propose d'atteindre deux objectifs suivants :

i. Montrer les déterminants de la santé liés à la morbidité ;
ii. Montrer les déterminants de la santé liés à l'accès aux soins de santé des ménages.

A cet égard, chaque point est composé de l'analyse bivariée et de l'analyse multivariée.

2.2.1 Analyse bivariée

Ce type d'analyse nous a permis d'étudier à l'aide des tableaux croisés et de la statistique du khi deux, l'association entre d'une part les variables explicatives et la variable malade choisie comme indicateur de la morbidité et d'autre part, les variables explicatives et la variable consultation utilisée comme indicateur de l'accès aux soins de santé des ménages. En effet, les variables dépendantes (malade et consultation) étant qualitatives et les variables indépendantes (l'âge et le revenu) quantitatives, la statistique du khi deux est la mieux indiquée pour rendre compte de la liaison entre ces variables. Nous avons basé notre interprétation des résultats sur la probabilité associée à la valeur calculée de la statistique du Khi deux.

Toutefois, les relations observées lors de l'analyse bivariée peuvent être fallacieuses du fait que ces observations sont faites toutes choses n'étant pas égales. En d'autres termes, elles ne tiennent pas compte des effets des autres variables en présence susceptibles de les influencer. Ainsi est-il indispensable de recourir à une analyse multivariée afin de contrôler l'influence cachée de ces variables pour pouvoir évaluer les effets nets des variables analysées et confirmer ou infirmer les résultats observés au niveau de l'analyse bivariée.

2.2.2. Analyse multivariée

L'analyse multivariée s'attache à résumer les données issues de plusieurs variables en minimisant la déperdition de l'information. Elle

recouvre un ensemble de méthodes destinées à synthétiser l'information issue de plusieurs variables, pour mieux l'expliquer. L'utilisation de l'une ou de l'autre des différentes méthodes dépend de la nature des variables (quantitatives ou qualitatives).
Dans notre étude, nous avons fait recours à la méthode de **Régression Logistique Binaire.** Le choix de cette méthode vient du fait que nous sommes en présence d'une variable dépendante qualitative dichotomique et des variables indépendantes qui sont quantitatives, qualitatives ou catégorielles. Les résultats présentés par cette étude cadrent bien avec l'objectif poursuivi par celle-ci car elle fournie les effets nets (rapport de côtes) de chaque variable indépendante.

1°. Principe de la méthode

Comme la variable dépendante est dichotomique (Y=1 si l'individu est malade et Y= o si non ou encore Y=1 s'il a fait au moins une consultation Y= 0 si non), la méthode des Moindres Carrés Ordinaires (MCO) usuelle n'est pas applicable pour estimer les deux modèles. Le modèle approprié est la régression logistique binaire qui permet d'étudier l'effet des variables explicatives de nature qualitative ou quantitative.

En tant donné sa procédure non paramétrique, la régression logistique présente l'avantage de *ne pas exiger des contraintes quant à la normalité* des distributions des variables. Les variables explicatives ne sont pas forcement de nature continue et le lien entre les variables expliquées et explicatives n'est pas forcément linéaire. La régression logistique est moins une méthode d'inférence statistique qu'une méthode de classification. En effet, l'équation étudiée traduit la probabilité d'appartenance d'un individu à une catégorie mais toutes choses restant égales par ailleurs.

Soit notre variable Y dépendante binaire et X une variable indépendante concourant à l'explication de Y. Y peut prendre la valeur 1 avec la probabilité $p(Y=1/X)$ et la valeur o avec la probabilité $(1-P(Y=1/X)$. Le modèle s'exprime alors comme suit :

$P(Y=1/X)=\Pi(X)=\frac{e^{\beta_0+\beta_1 X}}{1+e^{\beta_0+\beta_1 X}}$, $\Pi(X)$ traduisant une probabilité, et sa valeur devant être comprise dans l'intervalle [0 ,1]

On définit le modèle logit par une fonction $g(p)=\ln(P/1-p)$ mais si on l'applique à $\Pi(X)$, l'expression devient $g(\Pi(X))=\beta_0+\beta_1 X$
Pour calculer les coefficients de cette régression logistique il suffit de prendre le logarithme du rapport de probabilités. Ln $(p(Y/X_i)/p(Y/X_i)=X_i\beta_i$, les coefficients □□étant calculés par la méthode du maximum de vraisemblance. Le rapport de probabilités est appelé « Odds) et on définit odds comme suit : $Odd=P/1-P$ où P traduit la probabilité d'être malade en ce qui concerne la morbidité où la probabilité d'aller se faire soigner étant malade pour le cas de l'accès aux soins de santé.

Il est important de préciser que les coefficients de la régression logistique ne présentent pas les *odds* mais *des odds ratio (*OR*).* Ces derniers traduisent les chances que la variable Y prenne la modalité j versus la modalité de référence y = 0, lorsque x= mod1, versus x=mod2.

Si on note p_0 la probabilité d'être malade pour une femme et P_1 la probabilité d'être malade pour un homme alors OR associé au genre est égal au rapport :
Odds ratio=$(P_1/1\text{-}P_1)/(P_0/1\text{-}P_0)$

Si OR prend la valeur 1, cela traduit que la probabilité d'être malade est la même pour les hommes que pour les femmes. Une valeur supérieure à 1 indique par contre que les hommes ont plus de risque de tomber malade que les femmes.
Dans le modèle de régression logistique, les coefficients calculés sont en fait égaux aux logarithmes népériens des ''OR''.

2° Interprétation des résultats

On distingue trois types de résultats : les coefficients des variables explicatives, les odds ratio que nous avons cité plus haut et les effets marginaux.

- **Interprétation des coefficients**

Un coefficient négatif signifie que le Log odds décroît d'une proportion équivalente au coefficient pour tout accroissement de la variable indépendante. Donc le résultat observé concerne alors la variation du log de odds en fonction de la variation de x et non la variation de probabilité. Il est donc difficile de l'interpréter directement. Vouloir interpréter en terme de variation de probabilité renvoie mieux à l'utilisation des effets marginaux, ce que nous avons nous-mêmes employé pour interpréter les résultats.

- **Interprétation des effets marginaux**

Les effets marginaux sont les mieux interprétables. Ils sont donnés par la formule suivante :

$$\frac{\partial prob(y=1)}{\partial x_j} = b_j * f(b_o + b_1 x_1 + \ldots + b_k x_k)$$

Donc, l'effet marginal d'une variable x_j est de même signe que le coefficient b_j associé à x_j

L'effet marginal d'une variable x_j mesure la variation de la probabilité de y=1 qui résulte d'une variation unitaire de la variable x_j.

- **Adéquation du modèle**

Pour s'assurer de l'efficacité globale du modèle, nous avons utilisé la statistique du Khi deux. **Celle-ci** permet de rejeter ou d'accepter l'hypothèse selon laquelle tous les coefficients du modèle sont nuls, d'où elle peut être utilisée pour tester l'adéquation du modèle à prédire le phénomène étudié.

- **Evaluation du pouvoir discriminant du modèle : sensibilité, spécificité et pouvoir prédictif**

On utilise le modèle logistique pour modéliser les attributs 0/1 de la variable dépendante y en fonction des co-variables $x_1, x_2, x_3 \ldots x_p$. A partir des probabilités estimées, on décide t un seuil, par exemple de 5%, de classer l'individu dans la catégorie y=1 si sa probabilité est supérieure au seuil et dans la catégorie y=0 si non. Il est donc intéressant de déterminer la performance de classement et comme celui-ci dépend du seuil (ou de la règle) choisi nous avons utilisé les notions de sensibilité et de spécificité.

La sensibilité est définie comme la probabilité de classer l'individu dans la catégorie y = 1(on dit que le test est positif) étant donné qu'il est effectivement observé dans celle-ci, c'est la capacité de prédire un événement.

$$Sensibilité = prob(test + | y = 1)$$

La spécificité est définie comme la probabilité de classer l'individu dans la catégorie y = 0 (on dit que le test est négatif) étant donné qu'il est effectivement observé dans celle-ci. C'est-à-dire la capacité de prédire un non événement.

$$Spécificité = \Pr ob(test + | y = 0)$$

Notons que les valeurs de « sensibilité » et de « spécificité » varient en sens opposés et en fonction du seuil choisi. En d'autres termes, lorsqu'on augmente une en faisant varier le seuil l'autre diminue.

Quant au pouvoir prédictif du modèle, il est défini comme étant la capacité de celui-ci à discriminer les « outcomes positifs » Y=1 des « outcomes négatifs » Y=0. Il est mesuré par l'aire de la surface sous la courbe ROC (Receiver operating characteristc). Cette dernière correspond en principe au pouvoir prédictif total du modèle (PPTM). L'interprétation peut se faire soit directement grâce à l'aire sous la courbe ROC, soit indirectement selon la valeur du pouvoir prédictif réel. Dans notre étude, nous avons utilisé la première option.

Ainsi, nous avons retenu la règle du pouce.
$\Rightarrow$ Si aire $ROC = 0.5$, il n'y a pas de discrimination ;
$\Rightarrow$ Si $0.7 <$ aire ROC < 0.8, la discrimination est acceptable ;
$\Rightarrow$ Si $0.8 <$ aireROC < 0.9, la discrimination est excellente ;
$\Rightarrow$ Si aire ROC ≥ 0.9 la discrimination est exceptionnelle.

Le pseudo R^2 est aussi un indicateur du pouvoir prédictif du modèle mais son interprétation peut conduire à des résultats biaisés du fait que l'appréciation de sa grandeur dépend de l'expérience de l'utilisateur. En d'autres termes il n'y a pas de règle de décision permettant de conclure si le modèle est bon ou pas. De même, le test du khi deux, en plus du manque de règle de décision, est influencé par les observations manquantes et peut conduire à des valeurs négatives lors du calcul des pouvoirs explicatifs des variables au cas où la variable comporte beaucoup des valeurs manquantes. Ainsi, nous n'avons utilisé dans ce travail que les notions de sensibilité, de spécificité et de l'aire sous la courbe ROC du pouvoir explicatif du modèle.

2.2.3. Choix méthodologique et description des variables liées à la morbidité

Pour étudier la morbidité, nous avons utilisé deux méthodes d'analyses :

- **Une analyse factorielle des correspondances utilisant les variables suivantes :**

– la province ;
– l'âge ;
– la période d'attaque (en mois).

1) La province

La province est une variable qui peut expliquer la morbidité de certaines maladies. Ceci s'explique par les différences au niveau des caractères sociodémographiques qui caractérisent chaque province.

2) L'âge

L'âge est un élément pouvant caractériser la morbidité de certaines maladies. Certains groupes d'âge sont vulnérables à des maladies qu'on ne trouve pas dans d'autres catégories d'âges.

3) Période d'attaque

Les mois de l'année sont aussi des éléments irréprochables pouvant déterminer la morbidité de certaines maladies suite aux variations de la température, des précipitations et du climat.

➢ **Utilisation du modèle logistique**

1) Variable dépendante : morbidité

Comme la morbidité est évaluée par la fréquence d'une certaine maladie dans une population donnée, la variable dépendante est Y = 1 si l'individu est malade et Y = 0 sinon.

2) Les variables explicatives

Certaines variables sont les mêmes que celles citées en analyses factorielles mais ont des interprétations différentes car ici, il s'agit d'élaborer un modèle logistique accompagné du calcul des effets marginaux qui sont interprétés en terme de variation de probabilité quand il y a une variation d'une unité d'une variable explicative toute choses étant égales par ailleurs.

2.2.4. Choix méthodologique et description des variables liées à l'accès aux soins de santé

- **La méthodologie de l'étude**

➢ La première étape consiste à considérer la variable dépendante dichotomique « malade » Y=1 si l'individu est malade et Y=0 si non. Donc ce modèle ressemble à celui-ci haut cité de la morbidité à part que les variables indépendantes considérées ne sont pas les mêmes.

- La deuxième étape est directement liée à la première étape où on cherche à exprimer la variable dépendante dichotomique « consultation »Y=1 si l'individu est allé faire la consultation étant malade et Y=0 si l'individu n'est pas allé faire la consultation étant malade.

- Description des variables liées aux soins de santé

Dans notre étude, les variables liées aux soins de santé sont les suivantes :

– *Variable dépendante :* **Utilisation des services de santé (demande des soins).** L'utilisation des services de santé est un événement dichotomique ; soit l'individu utilise, soit il n'utilise pas les services de santé. La demande des soins de l'individu est donc mesurée par la probabilité d'accéder aux services de santé s'il est malade. Ainsi par exemple, deux individus ayant des caractéristiques socio-économiques différentes auront des probabilités inégales d'accéder aux soins.

– *Variables indépendantes.* Les variables indépendantes dans le cadre de cette étude peuvent être : le coût des soins de santé, le revenu du ménage, la structure par âge et par sexe, le type de maladie, la couverture sanitaire et le quintile du bien être.

- **Formalisation du modèle**

L'analyse de la demande des soins de santé a considéré comme variable réponse, la variable Y dont les valeurs correspondent à deux éventualités : se faire soigner dans une structure sanitaire ou non. Nous présentons dans ce qui suit la régression logistique dichotomique qui permet de modéliser cette variable Y de nature nominale en fonction de plusieurs variables indépendantes (dichotomiques et/ou polytomiques).

A cette fin, les modalités ou catégories de la variable Y nominale sont étiquetées à l'aide de valeurs numériques : 1 lorsque l'individu malade est allé se faire soigner et 0 dans le cas contraire.
Plusieurs variables indépendantes sont mises en relation pour expliquer le fait d'aller ou non se faire soigner dans une structure

sanitaire. Les variables explicatives que nous avons retenues dans notre modèle sont :

- ***Le coût des soins*** **:** le coût à payer pour accéder aux soins de santé est un facteur qui peut guider le choix de consulter ou non un personnel soignant en cas de maladie. En effet, lorsque le coût des soins est élevé et que le patient ne dispose pas de moyens nécessaires, il peut recourir à d'autres alternatives qu'il trouve à la portée de sa bourse pour se faire soigner, ou pour ne pas se faire soigner du tout ; raison pour laquelle nous avons retenu cette variable pour expliquer le niveau d'utilisation des services de santé.

- ***Le revenu du ménage*** **:** le revenu du ménage est un des déterminants importants de la demande des soins dans un système de santé dans la mesure où son augmentation peut accroître la probabilité que le ménage utilise un service de santé moderne. La santé n'a pas de prix, dit-on. Lorsqu'on dispose d'un revenu assez important, l'on ne peut se priver d'un service de qualité pour protéger sa vie.

- ***Le type de maladie*** **:** le type de maladie dont souffre le patient est aussi un des facteurs pouvant expliquer l'utilisation d'un établissement des soins par le malade. Certains types de maladies peuvent être soignés dans une structure de santé moderne, d'autres non. Pour la population, certaines affections ne peuvent être traitées que par la médecine traditionnelle, la médecine moderne s'avérant impuissante dans ces cas.

- ***Appartenance à une mutuelle de santé :*** les mutuelles de santé peuvent également *ex*pliquer le recours aux services de santé dans la mesure où celles-ci prennent en charge les coûts des soins de ses membres. Lorsqu'on est abonné à la mutuelle, on a tendance à aller se faire soigner en cas de maladie chez un professionnel soignant car étant animé d'une assurance que les soins sont pris en charge.
- ***La structure par âge et par sexe du malade et du chef de ménage*** **:** l'impact de l'âge sur l'utilisation des structures sanitaires est lié aux pathologies associées. Selon qu'on est un

nouveau né ou un adulte en âge avancé, les pathologies sont différentes et peuvent guider la nature des soins à demander. Quant au sexe, selon qu'on est homme ou femme, certains facteurs biologiques et naturels peuvent prédisposer à certains besoins de santé spécifique et amener l'une ou l'autre catégorie à utiliser le service de santé que d'autres.

- ***Le quintile du bien être*** : le quintile du bien être (très pauvres, pauvres, riches et très riches) est un élément important pouvant influencer l'individu à se faire soigner lorsqu'on est malade.

3. ANALYSE DES DONNEES

L'analyse des données comprend trois types d'analyses qui sont : une analyse descriptive, exploratoire et explicative

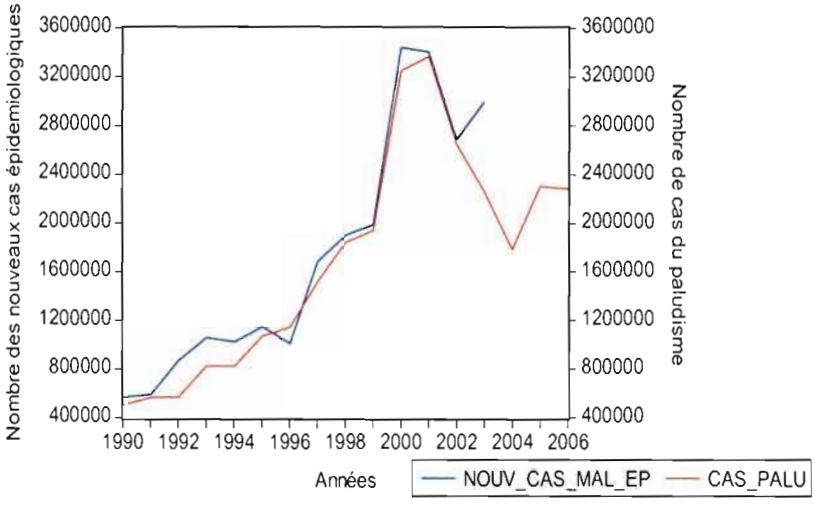
3.1. Une analyse descriptive

Elle consiste à faire des représentations graphiques et des calculs des fréquences

3.1.1. Etude de la morbidité de certaines maladies

En utilisant les données du tableau 3.1.A, on peut visualiser graphiquement que certaines maladies évoluent ou non ensembles ce qui peut s'expliquer par l'existence des mêmes déterminants pour ces maladies.

Graphique 1 : Cas du paludisme et des nouveaux cas de maladies épidémiologiques



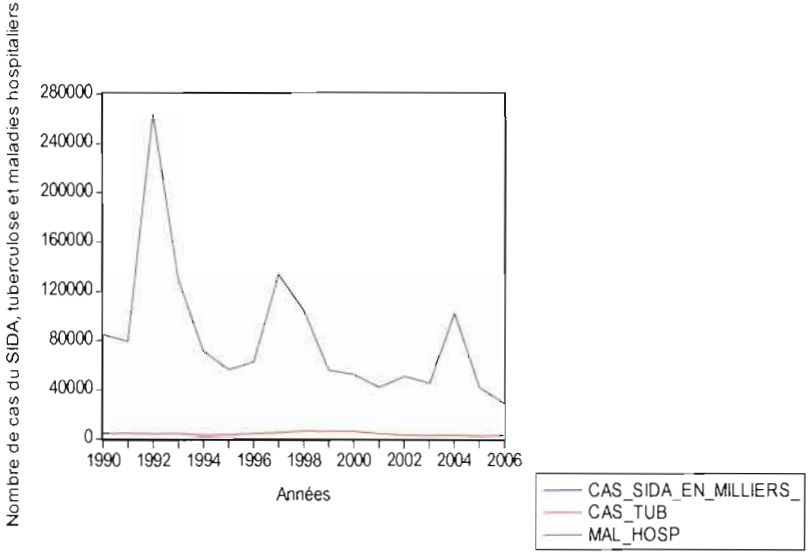
Source : calculé par nous-mêmes.

Au vue de ce graphique, on constate que ces deux types de maladies ont un même comportement dans le temps.

De 1990 à 2000 on remarque une hausse de morbidité de ces deux types de maladies.

De 2000 à 2006 par contre, il y a baisse de morbidité de ces deux types de maladies. Ces deux types de maladies évoluent donc ensemble, d'où elles peuvent avoir les mêmes déterminants.

Graphique 2 : Cas des maladies hospitalières, du tuberculose et du SIDA



Source : calculé par nous-mêmes

Ce graphique montre que le SIDA et la tuberculose évoluent dans le même sens dans le temps, ce qui n'est pas le cas pour les maladies hospitalières. Ainsi, les deux premières maladies peuvent avoir les mêmes déterminants qui sont différents de ceux de la troisième.

Tableau 1 : Coefficients de corrélation de certaines variables liées à la morbidité

Variables	CAS_PALU	CAS_SIDA_	CAS_TUB
CAS_PALU	1 ,00		
CAS_SIDA_EN_MILLIERS_	0.88	1,00	
CAS_TUB	0.19	-0.08	1.00
MAL_HOSP	-0.50	-0.51	0.09
NOUV_CAS_MAL_EP	0.98	0.91	0.11
CAS_ANEMIE	0.60	0.66	0.45

L'étude des corrélations linéaires entre les nombres de cas pour le paludisme, le SIDA, la tuberculose, les maladies hospitalières et les nouveaux cas de maladies épidémiologiques montre qu'il existe une forte corrélation linéaire positive entre certaines variables si on les considère entre elles: cas du paludisme et du sida (0,88); du paludisme

et des nouveaux cas des maladies épidémiologiques (0,98); du sida et des nouveaux cas de maladies épidémiologiques (0,91).

N.B :

- l'existence d'une corrélation linéaire positive entre deux variables est observée quand le coefficient de corrélation linéaire est affecté d'un signe positif et que ce coefficient est fort (il est supérieur à 0.8 pour les variables citées dans le commentaire du tableau 1). De plus, le coefficient de corrélation renseigne sur le sens d'évolution des variables concernées. En effet, si deux variables évoluent dans le même sens, le signe de leurs coefficients de corrélation est positif.Par exemple ; comme le coefficient de corrélation linéaire entre le paludisme et les nouveaux cas de maladies épidémiologiques est de (0,98), une augmentation du paludisme implique une augmentation des nouveaux cas de maladies épidémiologiques.

- L'absence de corrélation linéaire (coefficient de corrélation proche de zéro) ne signifie pas une absence de corrélation entre les variables. La corrélation peut exister sous une forme autre que linéaire (logarithmique linéaire, logistique ou autres).

3.1.2. Etude de l'accès aux soins de santé

En utilisant la base des données de l'enquête QUIBB 2006, nous avons effectué une analyse descriptive consistant à calculer les fréquences de certaines variables indépendantes et de la variable dépendante liées à l'accès aux soins de santé et à faire le test de dépendance entre les variables considérées.

3. 1.2.1.Morbidité liée au sexe

Dans le tableau qui suit, nous présentons la distribution des fréquences entre les différentes modalités des variables malade et sexe.

Tableau2 : Répartition des enquêtés selon le sexe et l'état de santé

		Malade			Total du tableau
		Oui	Non	NSP	
		%	%	%	%
Sexe	1. Homme	44,1	50,1	62,4	48,5
	2. Femme	55,9	49,9	37,6	51,5
		100,0	100,0	100,0	100,0

Source : nous-mêmes à partir des données de l'enquête QUIBB 2006

Au vu des fréquences présentées dans ce tableau, on constate que beaucoup de femmes par rapport aux hommes ont déclaré être malades (55,9% des femmes contre 44,1% des hommes).

3.1.2.2. Test du khi deux lié au malade et au sexe

Comme nous l'avons déjà dit, le test du Khi deux permet de détecter l'existence d'une quelconque dépendance entre les variables considérées. Le tableau 3 montre les résultats obtenus par la conduite de ce test pour les variables malades et sexe.

Tableau 3 : Résultats du test du khi deux pour l'étude de la liaison entre les variables
malade et sexe

	Valeur	Ddl	Signification asymptotique (bilatérale)
Khi-deux de Pearson	113,753(a)	2	,000
Correction pour la continuité			
Rapport de vraisemblance	114,043	2	,000
Association linéaire par linéaire	111,864	1	,000
Nombre d'observations valides	34948		

Source : nous-mêmes à partir des données de l'enquête QUIBB 2006

De part ce tableau, les variables « malade » et « sexe » ne sont pas indépendantes.
Comme la probabilité associée à la valeur calculée de la statistique du Khi-deux est inférieure à 0.05, on peut rejeter l'hypothèse nulle selon laquelle les variables « malade » et « sexe » sont indépendantes l'une de l'autre. Donc, au seuil de 5%, il existe une certaine liaison entre le sexe et le risque d'être malade.

3.1.2.3. La fréquence des consultations suivant le sexe

Dans le tableau n°4, nous montrons la distribution des fréquences suivant le sexe et la consultation.

Tableau 4 : Répartition des enquêtés suivant le sexe et la consultation

		Consultation		Total du tableau
		Oui	Non	
		%	%	%
Sexe	1. Homme	44,6	49,5	48,5
	2. Femme	55,4	50,5	51,5
		100,0	100,0	100,0

Source : nous-mêmes à partir des données de l'enquête QUIBB 2006

Au vu des fréquences contenues dans ce tableau, on constate qu'il y a un plus grand nombre de femmes qui ont déclaré avoir fait au moins une consultation par rapport aux hommes (55,4% de femmes contre 44,6% des hommes) mais pourtant les femmes sont aussi les plus nombreux parmi ceux qui n'ont pas fait la consultation (50,5% des femmes contre 49,5%).

3.1.2.4. Test du khi deux pour la détection de liaison entre les variables « sexe » et « consultation »

Dans le tableau n° 5, nous montrons les résultats obtenus par la conduite du test du Khi deux pour la détection d'une quelconque liaison entre les variables « sexe » et « consultation ».

Tableau 5 : Résultats du test du Khi deux pour les variables « consultation » et « sexe »

	Valeur	ddl	Signification asymptotique (bilatérale)	Signification exacte (bilatérale)	Signification exacte (unilatérale)
Khi-deux de Pearson	56,777(b)	1	,000		
Correction pour la continuité(a)	56,582	1	,000		
Rapport de vraisemblance	56,887	1	,000		
Test exact de Fisher				,000	,000
Association linéaire par linéaire	56,775	1	,000		
Nombre d'observations valides	34326				

Source : nous-mêmes à partir des données de l'enquête QUIBB 2006

Les résultats de ce test montrent qu'il existe, au seuil de 5%, une certaine liaison entre les variables « consultation » et « sexe ». En effet, le test du Khi deux est significatif à ce seuil. En d'autres termes, la probabilité associée à la valeur calculée de la statistique du Khi deux est inférieur à 0.05, d'où nous pouvons rejeter l'hypothèse nulle selon laquelle les variables « sexe » et « consultation » sont indépendantes l'une de l'autre. Donc il y'a une liaison significative entre les variables « sexe » et « consultation » au seuil de 5%.

3.1.2.5. Morbidité et tranches de revenu

Dans ce point, nous analysons la distribution des malades suivant les tranches de revenu

Tableau 6 : Répartition des malades suivant les tranches de revenu

		Malade			Total du tableau
		Oui	Non	NSP	
		%	%	%	%
Tranche revenu	1 Moins de 100	75,5	63,8	48,4	66,6
	2 100 a 199	11,1	15,1	19,4	14,1
	3 200 a 299	4,3	6,3	9,7	5,8
	4 300 a 399	1,8	3,4	9,7	3,1
	5 400 a 499	1,4	1,8		1,7
	6 500 a 749	1,5	2,4		2,1
	7 750 a 999	,7	1,7		1,5
	8 1000 à 1499	,8	1,5		1,3
	9 1500 a plus	2,9	4,1	12,9	3,9
		100,0	100,0	100,0	100,0

Source : nous-mêmes à partir des données de l'enquête QUIBB 2006

En observant les résultats de ce tableau, nous constatons que les malades qui ont un revenu inférieur à 100 représentent 75,5% alors que ceux qui ont un revenu excédant 1500 représente 2,9%.

3.1.2.6. Test du khi deux pour les variables « malade » et « tranche de revenu »

Au moyen de ce test, nous avons vérifié l'existence d'une quelconque liaison entre les variables « malade » et « tranche de revenu ». Les résultats obtenus figurent dans le tableau n°7 .

Tableau 7 : Résultats du test d'indépendance du khi deux pour les variables « malade » et « tranche de revenu »

	Valeur	ddl	Signification asymptotique (bilatérale)
Khi-deux de Pearson	62,886(a)	16	,000
Correction pour la continuité			
Rapport de vraisemblance	63,092	16	,000
Association linéaire par linéaire	29,845	1	,000
Nombre d'observations valides	3671		

Source : nous-mêmes par les données de l'enquête QUIBB 2006

D'après ce tableau, le test du Khi deux est significatif au seuil de 5%. En effet, la probabilité p-value est nulle. Comme cette probabilité est inférieure à 0.05, on peut rejeter l'hypothèse nulle selon laquelle les variables « malade » et « tranche de revenu » sont indépendantes l'une de l'autre. Donc il y'a une liaison entre la tranche de revenu et le risque d'être malade au seuil de 5%.

3.1.2.7. La consultation suivant la tranche de revenu

Dans ce point, nous nous sommes intéressé à la relation entre la consultation et la tranche de revenu. Nous avons effectué pour cela la répartition selon les modalités de ces deux variables. Les résultats sont présentés dans le tableau n°8.

Tableau 8 : Répartition des enquêtés suivant la tranche de revenu et le statut par rapport à la consultation

	Consultation		Total du tableau
	Oui	Non	
	%	%	%
1 Moins de 100	73,9	65,1	66,6
2 100 a 199	11,7	14,7	14,1
3 200 a 299	4,7	5,9	5,8
4 300 a 399	1,9	3,1	3,1
5 400 a 499	1,9	1,6	1,7
6 500 a 749	1,5	2,3	2,1
7 750 a 999	,4	1,8	1,5
8 1000 à 1499	1,3	1,3	1,3
9 1500 a plus	2,8	4,2	3,9
	100,0	100,0	100,0

Source : nous-mêmes à partir des données de l'enquête QUIBB 2006

Au vu des fréquences présentées dans ce tableau, nous constatons que les enquêtés qui ont un revenu faible représentent 73,9% de ceux qui ont fait la consultation contre 2,8% pour ceux qui ont un revenu élevé. Mais pourtant 65,1% des enquêtés qui n'ont pas fait de consultation sont parmi ceux à revenu faible.

3.1.2.8. La consultation suivant le type de maladie

Le tableau suivant montre une distribution des fréquences suivant le type de maladie et le statut par rapport à la consultation.

Tableau 9 : Répartition des malades suivant le type de maladie et le statut par rapport à la consultation

		Consultation		Total du tableau
		Oui	Non	
		%	%	%
Maladie				
	Paludisme	72,2	54,2	67,7
	Diarrhee	4,4	6,3	4,9
	Accident	1,6	3,0	1,9
	Prob dentaire	,8	1,6	1,0
	Prob peau	1,8	2,6	2,0
	Prob œil	2,0	3,2	2,3
	Prob oreille	2,1	5,4	2,9
	Autre	15,0	23,8	17,2
Total du tableau		100,0	100,0	100,0

Source : nous-mêmes à partir des données de l'enquête QUIBB 2006

D'après ce tableau, nous constatons que le paludisme est la maladie la plus prononcée englobant 72,2% des malades ayant fait la consultation et que 4,4% des malades ayant fait la consultation souffrent du diarrhée. Cependant, ces deux maladies engorgent aussi un grand nombre des malades n'ayant pas fait de consultation (54,2% pour le paludisme et 6,3% pour les diarrhées).

3.1.2.9. Test du khi deux lié à la consultation et au type de maladie

Ce test montre une liaison entre les variables malade et tranche de revenu

Tableau 10 : khi deux malade et tranche de revenu

	Valeur	ddl	Signification asymptotique (bilatérale)
Khi-deux de Pearson	318,834(a)	9	,000
Correction pour la continuité			
Rapport de vraisemblance	303,543	9	,000
Association linéaire par linéaire	237,607	1	,000
Nombre d'observations valides	10462		

Source : nous-mêmes à partir des données de l'enquête QUIBB 2006

Le test de χ^2 est significatif. Comme χ^2 calculé est inférieur à 0.05, on accepte l'hypothèse de dépendance entre les variables. Donc il y'a une liaison entre la consultation et le type de maladie

3.1.2.10. Morbidité et milieu de résidence

Le tableau qui suit montre une distribution des fréquences selon le milieu de résidence et suivant que l'on est malade ou non.

Tableau 11: Répartition suivant le milieu de résidence et selon que l'on est malade ou non

		Malade			Total du tableau
		Oui	Non	NSP	
		%	%	%	%
Mileu	Urbain	8,7	14,7	11,2	13,3
	Rural	91,3	85,3	88,8	86,7
Total du tableau		100,0	100,0	100,0	100,0

Source : nous-mêmes à partir des données de l'enquête QUIBB 2006

D'après ce tableau, les habitants du milieu rural comprennent un plus grand nombre de malades par rapport aux habitant du milieu urbain (91,3% pour le milieu rural contre 8,7% pour le milieu urbain).

3.1.2.11. Test du khi deux pour les variables « malade » et « milieu de résidence »

Le tableau n°12 montre les résultats du test du Khi deux pour la vérification de la liaison entre les variables « malade » et « milieu de résidence »

Tableau 12: khi deux entre malade et milieu de résidence

	Valeur	ddl	Signification asymptotique (bilatérale)
Khi-deux de Pearson	255,480(a)	2	,000
Correction pour la continuité			
Rapport de vraisemblance	273,467	2	,000
Association linéaire par linéaire	244,341	1	,000
Nombre d'observations valides	39635		

Source : nous-mêmes à partir des données de l'enquête QUIBB 2006

Comme la probabilité associée à la valeur calculée de la statistique du Khi deux est inférieure à 0.05, nous pouvons rejeter au seuil de 5%, l'hypothèse selon laquelle les variables « malade » et « milieu de résidence » sont indépendantes l'une de l'autre. Donc, en considérant le seuil de 5%, nous pouvons affirmer qu'il existe une liaison significative entre le milieu de résidence et le risque d'être malade.

3.1.2.12. Etude de la relation entre consultation et milieu de résidence

Le tableau 13 montre une distribution des fréquences selon le milieu de résidence et le statut par rapport à la consultation.

Tableau 13: Répartition des enquêtés selon le milieu de résidence et le statut par rapport à la consultation

		Consultation		Total du tableau
		Oui	Non	
		%	%	%
Milieu	Urbain	9,3	14,2	13,3
	Rural	90,7	85,8	86,7
Total du tableau		100,0	100,0	100,0

Source : nous-mêmes à partir des données de l'enquête QUIBB 2006

Au vu de ces fréquences, nous constatons que le milieu rural englobe 90,7% des enquêtés ayant fait la consultation contre 9,3% du milieu urbain. Pourtant, le milieu rural engorge également un plus grand nombre des enquêtés n'ayant pas fait de consultation (85,8% pour le milieu rural contre 14,2% pour le milieu urbain).

3.1.2.13. Test du khi deux pour les variables « consultation » et « milieu de résidence »

Le tableau ci-après montre les résultats du test du Khi deux pour la vérification de l'existence d'une quelconque liaison entre les variables « consultation » et « milieu de résidence ».

Tableau 14: Résultats du test du khi deux pour les variables « consultation » et « milieu de résidence »

	Valeur	Ddl	Signification asymptotique (bilatérale)
Khi-deux de Pearson	141,939(b)	1	,000
Correction pour la continuité(a)	141,507	1	,000
Rapport de vraisemblance	152,123	1	,000
Test exact de Fisher			
Association linéaire par linéaire	141,935	1	,000
Nombre d'observations valides	38884		

Source : nous-mêmes à partir des données de l'enquête QUIBB 2006

D'après ce tableau, le test du Khi deux pour les variables « consultation » et « milieu de résidence » est significatif au seuil de 5%. En effet, la probabilité associée à la valeur calculée de la statistique du Khi deux est inférieur à 0.05. Ainsi, nous pouvons rejeter l'hypothèse nulle selon laquelle les variables «consultation » et « milieu de résidence » sont indépendantes l'une de l'autre. Donc il y'a une liaison significative entre le milieu de résidence et la consultation en considérant le seuil de 5% .

3.1.2.14. Relation entre les variables « consultation » et « Quintile de bien être économique »

Le tableau 15 qui suit montre la distribution des fréquences suivant le quintile de bien être économique et la consultation.

Tableau 15 : Répartition des enquêtés suivant le Quintile de bien être économique et la consultation

		Consultation		Total du tableau
		Oui	Non	
		%	%	%
Quintile de	Très pauvres			
	Pauvres	21,5	19,6	19,9
	Moyens	21,8	19,6	19,9
	Riches	21,5	19,6	19,9
	Très Riches	17,3	20,8	20,3
Total du tableau		100,0	100,0	100,0

Source : nous-mêmes à partir des données de l'enquête QUIBB 2006

De part ce tableau, nous constatons que les très pauvres englobent 17,9% de ceux qui ont fait des consultations et 20,4% de ceux qui n'ont pas fait de consultation. Parmi les très riches, 17,3% ont fait des consultations tandis que 20,8% n'ont pas fait de consultation.

3.1.2.15. Test du khi deux pour les variables « consultation » et « quintile du bien être »

Le tableau n°16 montre les résultats du test du Khi deux pour la liaison entre les variables consultation et le quintile du bien être

Tableau16 : khi deux entre malade et milieu de résidence

	Valeur	Ddl	Signification asymptotique (bilatérale)
Khi-deux de Pearson	93,058(a)	4	,000
Correction pour la continuité			
Rapport de vraisemblance	94,195	4	,000
Association linéaire par linéaire	1,258	1	,262
Nombre d'observations valides	35620		

Source : nous-mêmes à partir des données de l'enquête QUIBB 2006

D'après ce tableau, il existe une liaison significative entre les variables « consultation » et « Quintile du bien être ». En effet, le test du Khi deux est significatif au seuil de 5% (la probabilité associée à la valeur calculée de la statistique du Khi deux est inférieure à 0.05). Ainsi, les variables quintile du bien être » et « consultation » ne sont pas indépendantes l'une de l'autre.

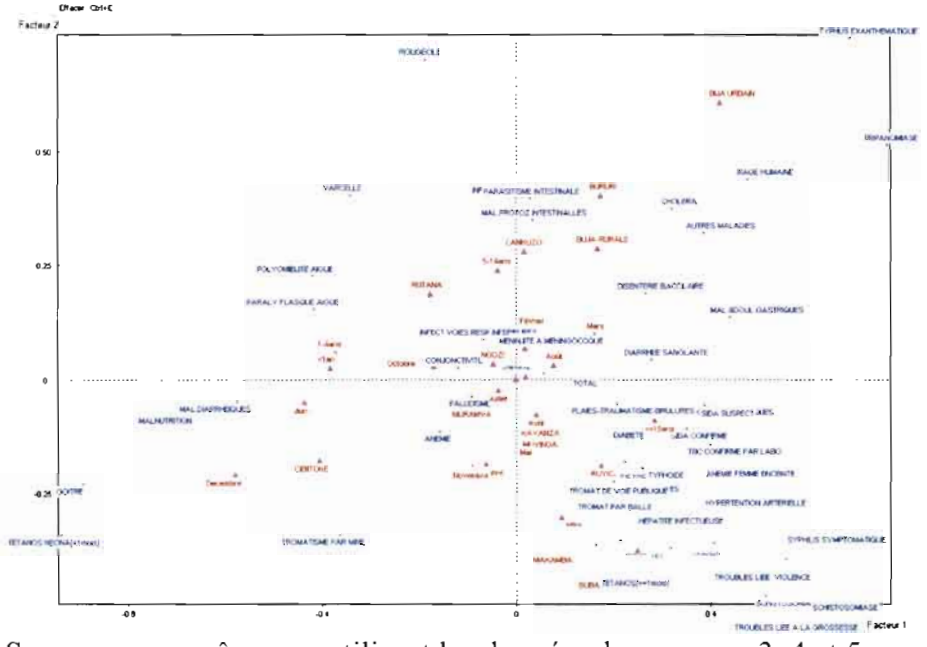
3.2 Une analyse exploratoire

A ce niveau, nous avons effectué une Analyse Factorielle des Correspondances (AFC) des facteurs liées à la morbidité dans les hôpitaux en 2006, en utilisant les données des tableaux des annexes 3, 4 et 5.

3.2.1 : Analyse Factorielle des Correspondances de la morbidité liée à l'âge, la province
et le mois

Cette analyse factorielle avait pour objectif de montrer la distribution des maladies suivant l'âge, le sexe et la province.

Graphique 3 : Analyse factorielle de la morbidité suivant l'âge, le sexe et la province



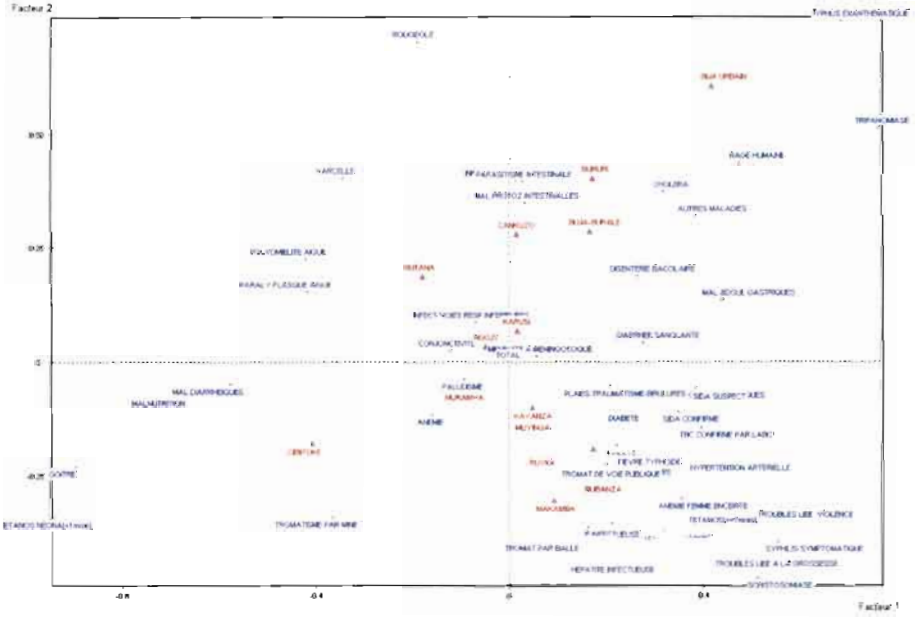
Source : nous-mêmes en utilisant les données des annexes 3, 4 et 5

Au vu de ce graphique de l'analyse factorielle des correspondances où les types de maladies sont pris comme les individus actifs et les variables province, mois et âge comme les fréquences actives, nous avons constaté que le premier et le deuxième axe factoriel ont des pourcentages d'inertie correspondant respectivement à 27,64%, et 15,39% ; ce qui signifient qu'ils représentent dans l'ensemble 43.03%.

3.1.2 : Analyse factorielle des correspondances de la morbidité liée aux provinces

Cette analyse factorielle vise à montrer les distributions des maladies suivant les provinces.

Graphique 4: Analyse factorielle de la morbidité suivant les provinces



Source : nous-mêmes à partir des données de l'annexe 3

En prenant les types de maladies comme les individus actifs et les provinces comme les fréquences actives, nous constatons que l'axe1 est représenté par les coordonnées aux anciens axes des individus actifs comme Bubanza (0.25), Bujumbura urbain (0.42) et Cibitoke (-0.38) et l'axe2 est représenté par les coordonnées de Bubanza (-0.37), Bujumbura Mairie (0.61), Bururi (0.40) et Makamba (0.30).

En considérant les éléments d'interprétation comme les contributions et les cosinus carrés. On constate que les provinces : Cibitoke, Bujumbura urbain, Bubanza et Bururi contribuent plus à la formation

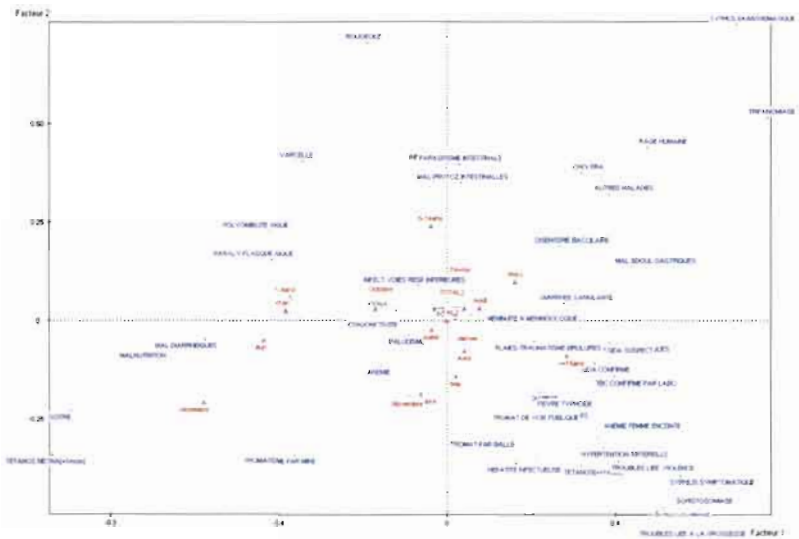
de l'axe1 où les contributions sont respectivement 17.68 , 3.16 ,3.14 et 2.55. Quand au cos^2, ce sont les provinces que nous venons de citer qui se démarquent avec des cos^2 qui sont respectivement de 0.64, 0.13, 0.17et 0.10.

En considérant les individus actifs, nous constatons une différence par rapport aux maladies qu'on rencontre dans les différentes provinces du Burundi. A **Bujumbura urbain, c'est la rage humaine qui** est fréquente alors qu'à Cibitoke, on y rencontre des maladies comme le traumatisme par mine, le tétanos néonatal et la malnutrition. De plus la province de Bubanza est la région connaissant beaucoup plus de maladies comme le traumatisme de voie publique, la fièvre typhoïde et l'anémie de femme enceinte.
Au vu de ces constatations, l'axe1 semble représenter un indicateur de la morbidité pour la région de l'Imbo. Quant à l'axe 2, ce sont les provinces Bururi (25), Bujumbura urbain (11.98), Bubanza (12.57) et Cibitoke (6.21) qui contribuent plus à sa formation avec des cos^2 relativement élevés par rapport aux autres provinces. Ces cos^2 sont respectivement de 0.53, 0.37, 0.28 et 0.12 mais pour cet axe, Makamba se démarque aussi car sa cos^2 est de 0.44. Donc, l'axe 2 semble être un indicateur de la morbidité dans la région de l'imbo en passant de Makamba jusqu'à Cibitoke.

3.2.3 : Analyse factorielle des correspondances de la morbidité liée à l'âge et au mois

Cette analyse factorielle montre les distributions des maladies suivant l'âge et le mois

Graphique 5 : Analyse factorielle de la morbidité suivant l'âge et le mois



Source: nous-mêmes avec les données de l'annexe 4 et 5

En considérant cette fois-ci que les types de maladies sont les individus actifs et que les variables telles que le mois et l'âge sont les fréquences actives, on constate que les coordonnées sur l'axe1 sont pour les tranches d'âge <1an (-0.38),1-4 ans (-0.37), et ≥15 ans (0.28). Mais pour les mois, on trouve que Décembre a pour coordonnée 0.58.

Quand à leurs contributions à la formation de l'axe1, les cos^2 sont respectivement <1an (0.57), 1-4 ans (0.87), et ≥15 ans (0.83). Pour l'axe 2, les contributions et les cos^2 ne suffisent pas pour l'interprétation, d'où nous n'avons retenu que l'axe1. Au moyen de cette analyse, nous constatons que c'est parmi les individus d'un âge appartenant à la catégorie « ≥15 ans » qu'on trouve un nombre élevé des cas de SIDA confirmé, de SIDA suspect et de TBC confirmé par laboratoire, alors que les individus dont l'âge appartient à l'une ou l'autre des catégories <1an et 1-4 ans sont beaucoup plus infectés par la poliomyélite aigue et la paralysie flasque aigue. De plus, le graphique 5 montre que peu de maladies sont constatées au mois de décembre de l'année 2006.

Ainsi, l'axe1 oppose les maladies fréquemment rencontrées chez les adultes et chez les enfants. C'est donc un indicateur de la morbidité lié à l'âge.

3.3 Analyse explicative

3.3.1. Une analyse explicative liée à la morbidité

En considérant le modèle logit où la variable dépendante est Y = 1 si l'individu est malade et
Y= 0 sinon, on trouve le modèle suivant :

Tableau 17. Coefficients de la régression logistique liée à la morbidité

malade	Coef.	Std. Err.	z	P>|z|	[95% Conf.	Interval]
Buragane	.56	.20	2.77	0.006	.16	.96
Bututsi	.85	.22	3.83	0.000	.41	1.29
Buyenzi	.36	.14	2.52	0.012	.08	.65
Buyogoma	.50	.15	3.23	0.001	.19	.81
Bweru	.26	.17	1.55	0.122	-.07	.60
Kirimiro	.35	.14	2.45	0.014	.07	.63
Kumoso	.15	.18	0.88	0.379	-.19	.51
Imbo	.51	.13	3.77	0.000	.24	.78
Mugamba	.46	.17	2.69	0.007	.12	.80
Mumirwa	.71	.19	3.75	0.000	.34	1.08
Pauvres	.16	.08	1.92	0.055	-.003	.32
Moyens	-.00	.08	-0.06	0.955	-.17	.16
Riches	-.04	.08	-0.53	0.598	-.22	.12
T.riches	-.12	.10	-1.17	0.242	-.32	.08
âge	.00	.00	2.29	0.022	.000	.006
sexe	.22	.05	3.82	0.000	.10	.33
cons	-1.5	.14	-11.17	0.000	-1.86	-1.31

Ces résultats sont obtenus par la régression du modèle spécifié comme suit :

$$P(Y_i = 1/x_{1i}; x_{2i}; x_{3i}; x_{4i}) = \frac{e^{a+b1x_{1i}+b_2x_{2i}+b_3x_3+b_4x_4}}{1+e^{a+b_1x_1+b_2x_{2i}+b_3x_3+b_4x_4}} =$$

$$\frac{1}{1+e^{-a-b_1x_1-b_2x_2-b_3x_3-b_4x_4}}$$

Où X_{1i} = région naturelle ;

X_{2i} = le quintile du bien être ;

X_{3i} = Age ;

X_{4i} = sexe

C'est ainsi par exemple que la probabilité d'être malade quand on habite la région naturelle de Buragane étant riche, de sexe masculin et âgé de 50 ans est donnée par :

$$P(Y_i = 1/x_{1i} = 1; x_{2i} = 1; x_{3i} = 1; x_{4i} = 50) =$$

$$\frac{1}{1+e^{1,58-0,56x_1+0,047x_2+0,22x_3-0,0036x_4}}$$

$$P(Y_i = 1/x_{1i} = 1; x_{2i} = 1; x_{3i} = 1; x_{4i} = 50)$$

$$= \frac{1}{1+e^{1,58-0,56+0,047+0,22-0,0036*50}} = 0.24$$

En prenant par contre une personne habitant la région de l'Imbo étant riche, de sexe masculin, et âgé de 50 ans, cette probabilité devient :

$$P(Y_i = 1/x_{1i} = 1; x_{2i} = 1; x_{3i} = 1; x_{4i} = 50)$$

$$= \frac{1}{1+e^{1,58-0,51+0,047+0,22-0,0036*50}} = 0.20$$

D'autre part, en considérant la même région d'Imbo mais pour un individu pauvre, de sexe masculin, âgé de 50 ans, la probabilité d'être malade devient :

$$P(Y_i = 1/x_{1i} = 1; x_{2i} = 1; x_{3i} = 1; x_{4i} = 50)$$

$$= \frac{1}{1+e^{1,58-0,51-0,16+0,22-0,0036*50}} = 0.28$$

Enfin, en considérant un vieux pauvre, de 80 ans, habitant la région de l'Imbo, la probabilité d'être malade est donnée par :

$$P(Y_i = 1 / x_{1i} = 1; x_{2i} = 1; x_{3i} = 1; x_{4i} = 50)$$

$$= \frac{1}{1 + e^{1,58 - 0,51 - 0,16 + 0,22 - 0,0036 * 80}} = 0.34$$

De ces 4 probabilités calculées du modèle logistique, on remarque:

- –Une diminution de la probabilité d'être malade quand on part du Buragane vers la région de l'Imbo toutes choses étant égales par ailleurs ;
- –une diminution de la probabilité d'être malade quand on passe de la catégorie des pauvres à celle des riches toutes choses étant égales par ailleurs ;
- –une augmentation de la probabilité d'être malade quand on passe de l'âge de 50 ans à 80 ans toutes choses étant égales par ailleurs .

Le modèle suivant des effets marginaux illustre ces variations en considérant comme référence la région de Bugesera et un individu très pauvre de sexe masculin.

Tableau.18 : Les effets marginaux de la régression logistique liée à la morbidité

Marginal effects after logistic
y = Pr(malade) (predict)
= .2728333

variable	dy/dx	Std. Err.	z	P>|z|	[95% C.I.]		X
Buragane	.123	.048	2.56	0.010	.029	.218	.030
Bututsi	.195	.055	3.53	0.000	.087	.304	.020
Buyenzi	.076	.031	2.41	0.016	.014	.139	.154
Buyogoma	.108	.035	3.03	0.002	.038	.179	.092
Bweru	.055	.037	1.48	0.139	-.018	.129	.067
Kirimiro	.073	.031	2.35	0.019	.012	.133	.181
Kumoso	.032	.037	0.86	0.393	-.041	.106	.057
Imbo	.108	.030	3.60	0.000	.049	.168	.237
Mugamba	.100	.039	2.52	0.012	.022	.178	.056
Mumirwa	.159	.046	3.45	0.001	.069	.250	.035
Pauvres	.032	.017	1.88	0.060	-.001	.066	.219
Moyens	-.000	.017	-0.06	0.955	-.034	.032	.213
Riches	-.009	.017	-0.53	0.596	-.043	.025	.191
T. riches	-.023	.019	-1.19	0.232	-.061	.015	.135
Sexe	.043	.011	3.83	0.000	.021	.066	.524
Age	.0007	.0003	2.29	0.022	.0001	.001	21.86

Dans ce modèle logit, on constate que tous les coefficients associés aux différentes modalités de la variable région naturelle sont positifs. Par contre, les coefficients associés aux quintiles du bien-être sont négatifs sauf celui associé au quintile des pauvres. Quand à l'âge et au sexe, les signes des coefficients sont tous positifs. Ainsi par exemple, la probabilité d'être malade augmente de 0.073 en quittant Bugesera pour Kirimiro alors qu'elle augmente de 0.1 en quittant Bugesera vers Mugamba.

Quant à la variable quintile du bien être, la probabilité d'être malade diminue lorsque le degré de bien-être s'améliore. C'est ainsi que la probabilité d'être malade diminue de 0,023 lorsqu'on passe de la catégorie des très pauvres à celle des très riches.

Quant à l'âge et au sexe, on constate qu'une augmentation de l'âge d'une année augmente la probabilité d'être malade de 0.0007 toutes choses restant égales par ailleurs, alors que pour le sexe féminin la probabilité d'être malade augmente de 0.043 par rapport à l'individu de sexe masculin.

3.3.2. Une analyse explicative liée à l'accès aux soins de santé

3.3.2.1 Cas où la variable dépendante est la variable malade

En considérant pour la première étape le modèle logit où la variable dépendante est Y=1 si l'individu est malade et Y = 0 sinon, on trouve les résultats suivants (tableau19) :

Tableau 19 : Les effets marginaux de la régression logistique de la variable « malade »

Marginal effects after logistic
y = Pr(malade) (predict)
= .26187311

variable	dy/dx	Std. Err.	z	P>|z|	[95% C.I.]		X
pauvres	.014	.008	1.70	0.088	-.002	.031	.195
moyens	.003	.008	0.45	0.655	-.013	.020	.201
riches	-.012	.008	-1.46	0.145	-.029	.004	.203
t.riches	-.025	.009	-2.59	0.010	-.045	-.0061	.211
milieu2	.134	.013	10.08	0.000	.108	.161	.863
sexe2	.059	.005	10.98	0.000	.048	.069	.51
âge	.002	.000	17.85	0.000	.002	.002	24.640
maternele	-.071	.051	-1.38	0.168	-.172	.029	.002
primaire	-.011	.005	-2.03	0.042	-.023	-.0004	.384
second.	-.068	.011	-5.85	0.000	-.0912	-.045	.060
Supérieur	-.1749	.024	-7.09	0.000	-.223	-.126	.006
N.déclaré	-.084	.041	-2.06	0.039	-.165	-.004	.003
Bja rural	.045	.026	1.71	0.087	-.006	.096	.104
Bja Mairi	-.053	.014	-3.81	0.000	-.08	-.026	.065
Bururi	-.0519	.014	-3.58	0.000	-.079	-.023	.064
Cankuzo	-.059	.015	-3.86	0.000	-.089	-.029	.040
Cibitoke	-.020	.015	-1.33	0.182	-.051	.009	.055
Gitega	.028	.015	1.84	0.065	-.001	.059	.097
Kayanza	.045	.017	2.68	0.007	.012	.079	.065
Karusi	.017	.017	0.99	0.321	-.016	.051	.045
Kirundo	-.007	.016	-0.45	0.653	-.038	.024	.054
Makamba	-.035	.016	-2.17	0.030	-.067	-.003	.041
Muramvya	-.052	.015	-3.52	0.000	-.082	-.023	.049
Muyinga	.001	.016	0.09	0.930	-.030	.033	.057
Mwaro	-.035	.015	-2.21	0.027	-.066	-.004	.045
Ngozi	.072	.017	4.18	0.000	.038	.106	.073
Rutana	-.065	.015	-4.33	0.000	-.095	-.036	.041
Ruyigi	-.0791945	.013	-5.78	0.000	-.106	-.052	.053

Si on observe le tableau des coefficients des effets marginaux, on constate que pour la variable quintile du bien être, les coefficients sont

affectés des signes négatifs ou des signes positifs. Mais au niveau de la significativité en considérant le seuil de 5%, la modalité très riche est la seule qui est significative. Puisqu'on a pris comme référence la modalité très pauvre, la probabilité d'être malade quand on devient très riche diminue de 0.025 par rapport aux très pauvres.

D'autres parts, en prenant comme référence la modalité sexe masculin pour la variable sexe, la modalité sexe féminin a un signe positif et elle est significative au seuil de 5%. Donc, le modèle prouve que les femmes sont beaucoup plus exposées à tomber malade que les hommes. Toutes choses restant égales par ailleurs, le risque de tomber malade étant femme augmente de 0.05 par rapport aux hommes.

Quant à l'âge, on constate que le rapport de chance est positif et est significatif au seuil de 5%. Ainsi, d'après les résultats du tableau 19, une augmentation de l'âge d'une année augmente le risque de tomber malade de 0.002 toutes choses restant égales par ailleurs.

Pour la variable milieu de résidence, en considérant la modalité milieu urbain comme référence, on trouve que le rapport de chance est positif et qu'il est significatif au seuil de 5%. Ainsi, le risque d'être malade augmente de 0.13 quand on habite le milieu rural par rapport à celui qui vit le milieu urbain.

Enfin, en prenant la variable province et en considérant la modalité province Bubanza comme référence, les rapports de chance de certaines provinces sont positifs et significatifs au seuil de 5% et pour d'autres provinces, ces rapports sont négatifs et significatifs. Par exemple, le risque d'être malade diminue de 0.05 quand on habite Bujumbura Mairie par rapport à celui qui habite Bubanza et augmente de 0.052 quand on habite à Muramvya par rapport à celui qui habite à Bubanza.

3.3.2.2 Cas où la variable dépendante est la variable consultation

En considérant pour la deuxième étape le modèle logit mais cette fois-ci en prenant comme variable dépendante Y = 1 si l'individu malade est allé se faire soigner et Y= 0 si l'individu n'est pas allé se faire

soigner étant malade ; nous avons obtenu les résultats que nous montrons dans le tableau 20:

Tableau 20. Les effets marginaux de la régression logistique de la variable consultation

Marginal effects after logit
y = Pr(consult) (predict)
= .21118624

variable	dy/dx	Std. Err.	z	P>|z|	[95% C.I.]		X
sexe2	-.021	.042	-0.52	0.605	-.105	.061	.400
age	-.003	.001	-1.74	0.081	-.006	.0004	33.66
milieu	.114	.073	1.55	0.122	-.030	.258	.847
pauvres	-.038	.053	-0.71	0.475	-.143	.066	.213
moyens	.074	.075	0.99	0.322	-.07	.222	.192
riches	.175	.092	1.90	0.057	-.005	.356	.178
t.riches	.058	.103	0.57	0.567	-.142	.260	.221
palu	.858	.023	36.55	0.000	.812	.904	.276
diar	.766	.048	15.72	0.000	.670	.862	.017
acid	.786	.043	18.16	0.000	.702	.871	.009
dent	.783	.044	17.53	0.000	.695	.870	.007
peau	.758	.053	14.24	0.000	.654	.862	.006
oeil	.753	.052	14.49	0.000	.651	.855	.013
oreil	.144	.193	0.74	0.457	-.235	.523	.008
autrem~e	.818	.036	22.27	0.000	.746	.890	.086
inss	.084	.158	-0.53	0.593	-.395	.225	.026
mfp	.024	.218	0.11	0.911	-.403	.452	.066
cam	.12	.117	-1.09	0.277	-.357	.102	.047
aucun	-.113	.199	-0.57	0.570	-.505	.277	.811
ong	.172	.06	-2.79	0.005	-.292	-.051	.023
emplpr~é	.235	.45	0.52	0.603	-.652	1.122	.009
autre	-.034	.177	-0.19	0.847	-.383	.314	.024
100-199	-.022	.065	-0.34	0.735	-.151	.106	.138
200-299	.030	.103	0.29	0.769	-.172	.232	.061
300-399	.159	.068	-2.33	0.020	-.293	-.025	.027
400-499	.049	.247	0.20	0.842	-.435	.534	.017
500-599	-.132	.103	-1.29	0.197	-.334	.069	.018
600-699	.223	.044	-5.00	0.000	-.310	-.135	.011

700-799	.131	.423	0.31	0.755	-.698	.961	.012
1500et+	-.123	.112	-1.10	0.272	-.344	.097	.024
Consult	-.000	.000	2.97	0.003	.0001	.0005	179.559
médic.	-.000	.000	4.98	0.000	.0000	.000	1310.88
examen	-.000	.000	1.98	0.048	3.6e-06	.000	246.02
divers	-.0001226	.00004	-3.23	0.001	-.000	-.000	286.178

Si on observe le tableau des coefficients des effets marginaux pour ces variables, on constate que certaines variables figurants dans la première étape ce tableau ; gardent les mêmes signes, et que d'autres changent de signes. C'est ainsi par exemple que celui associé à l'âge est négatif alors qu'auparavant dans la première étape, il était positif. Au seuil de 10% ce coefficient est significatif. Donc à ce seuil, l'augmentation de l'âge d'une année entraine une diminution de la chance de consulter un personnel soignant de 0.003 quand on est malade.

Quant à la variable sexe, en prenant la modalité sexe masculin comme référence, la modalité sexe féminin change de signe dans cette deuxième régression mais le nouveau coefficient n'est pas significatif.

Pour la variable quintile du bien être, seule la modalité riche est significative à 10% et change de signe dans cette deuxième étape. Donc, en prenant comme référence la modalité très pauvres, la chance de consulter un médecin quand on est malade augmente de 0.17 par rapport au très pauvres toutes choses égales par ailleurs.

Quand aux variables ne figurant pas dans la première étape, les coefficients associés à certaines couvertures sanitaires sont positifs (INSS, MFP, CAM ...) tandis que d'autres ont des coefficients négatifs (ONG, autre et aucun). Par contre, les coefficients associés aux différents types de maladies sont tous positifs.

Si on est affilié à l'INSS, la probabilité de se faire soigner quand on est malade augmente de 0.084 par rapport aux non affiliés (toutes choses restant égales par ailleurs). De plus, pour celui qui est affilié à la mutuelle de la fonction publique (toutes choses restant égales par ailleurs), la probabilité d'aller se faire soigner étant malade augmente

0.024 par rapport aux non affiliés de la mutuelle de la fonction publique. Pour des individus qui possèdent les cartes d'assurance maladies (toutes choses restant égales par ailleurs), cette probabilité augmente de 0.12 par rapport à ceux qui n'en ont pas.

Au contraire, on constate que pour ceux qui ne possèdent aucune couverture sanitaire (toutes choses restant égales par ailleurs), la probabilité d'aller se faire soigner étant malade diminue de 0.011 par rapport à celui affilié à un service de couverture sanitaire. Mais comme les coefficients ne sont pas significatifs l'influence de ces modalités reste moindre.

Quant aux types de maladies, tous les coefficients sont significatifs à 5% excepté le problème de l'oreille. Ainsi, la probabilité de se faire soigner étant malade du paludisme augmente de 0.85 par rapport à celui ne souffrant pas du paludisme alors que cette probabilité augmente 0.75 quand on souffre des diarrhées.

Pour la variable revenu du ménage, les modalités de la variable « tranches de revenu » (en milliers) de 300-399 et 600-699 ont des coefficients significatifs au seuil de 5% ; comme on a pris comme référence la tranche de revenu de 1-100, on constate que la chance d'aller faire une consultation augmente de 0.22 quand on possède un revenu se trouvant dans la tranche 600-699 et de 0.15 quand on a un revenu appartenant à la tranche « 300-399 ».

En définitive, en considérant la variable les coûts des soins de la consultation, des médicaments, de l'examen et les coûts divers, on constate que tous les coefficients sont significatifs au seuil de 5% et ont des signes négatifs, d'où une augmentation des coûts des soins réduit la chance d'aller faire la consultation étant malade.

En complétant cette analyse où la variable dépendante est la variable « consultation » par la première analyse où la variable dépendante est la variable « malade », on constate que certaines variables se trouvent dans ces deux niveaux mais avec des interprétations différentes. En effet, on remarque que :

- Les individus les plus pauvres ont beaucoup de risque de tomber malade mais malheureusement moins de chances d'aller se faire soigner étant malades ; au contraire les plus

riches ont moins de chances de tomber malade mais pourtant ils ont beaucoup de chances d'aller se faire soigner étant malade.

- La variable âge indique que le risque d'être malade augmente avec l'âge mais que la probabilité d'aller voir un médecin diminue avec l'âge, ce qui montre que les enfants qui tombent malades bien qu'ils soient moins nombreux par rapport aux adultes, vont se faire soigner en grande majorité en raison de la vulnérabilité des enfants par rapport aux adultes qui, eux-mêmes, peuvent être malades mais ne pas aller se faire soigner suivant la gravité de la maladie.

- Les couvertures sanitaires restent des éléments qui influencent les individus à aller se faire soigner étant malades. Pour ceux qui n'en ont pas, aller se faire soigner étant malade n'est pas une garantie.

- Le revenu du ménage est aussi un élément qui favorise la consultation. En effet, si le revenu du ménage augmente, la possibilité d'aller voir le médecin étant malade est élevée alors que pour celui possédant un revenu faible, cette probabilité est faible.

- Les coûts des soins influencent également le comportement des patients face à la consultation. Ainsi les coûts élevés réduisent la chance d'aller faire la consultation étant malade alors que les coûts relativement faibles incitent les patients d'aller faire la consultation.

3.3.2.3. Etude de la sensibilité, de la spécificité et du pouvoir prédictif total du modèle

Tableau 21 : Table de vérité

Logistic model for consult

Classified	D (True)	~D (True)	Total
+	360	61	421
-	21	827	848
Total	381	888	1269

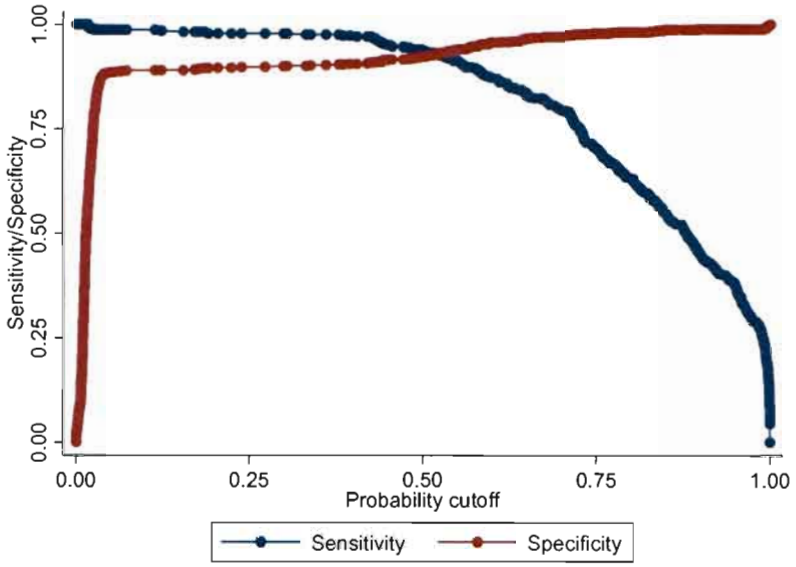
Classified + if predicted Pr(D) >= .5
True D defined as consult != 0

Sensitivity	Pr(+| D)	94.49%
Specificity	Pr(-|~D)	93.13%
Positive predictive value	Pr(D| +)	85.51%
Negative predictive value	Pr(~D| -)	97.52%
False + rate for true ~D	Pr(+|~D)	6.87%
False - rate for true D	Pr(-| D)	5.51%
False + rate for classified +	Pr(~D| +)	14.49%
False - rate for classified -	Pr(D| -)	2.48%
Correctly classified		93.54%

Source : Calculés par nous-mêmes

Au vu de la table de vérité, la probabilité de classer les individus y = 1 étant donné qu'ils sont effectivement classés dans ce groupe est de 0,94 et la probabilité de classer les individus y = 0 étant donné qu'ils sont effectivement classés dans ce groupe est de 0.93. Comme y = 1 si l'individu est allé se faire soigner étant malade, on constate que parmi ceux qui devraient faire la consultation étant malade, 94,5% ont réellement fait la consultation, alors que parmi ceux ayant déclaré n'avoir pas fait de consultation, 93.13% sont classés réellement n'avoir pas fait de consultation. Donc, au vu de ces deux probabilités appelées respectivement sensibilité et spécificité, le classement est maximal. La courbe qui va suivre illustre ces deux notions au seuil de 0.50 (probability cutoff).

Graphique 6 : Courbes de sensibilité et de spécificité pour la consultation au seuil de 50 %

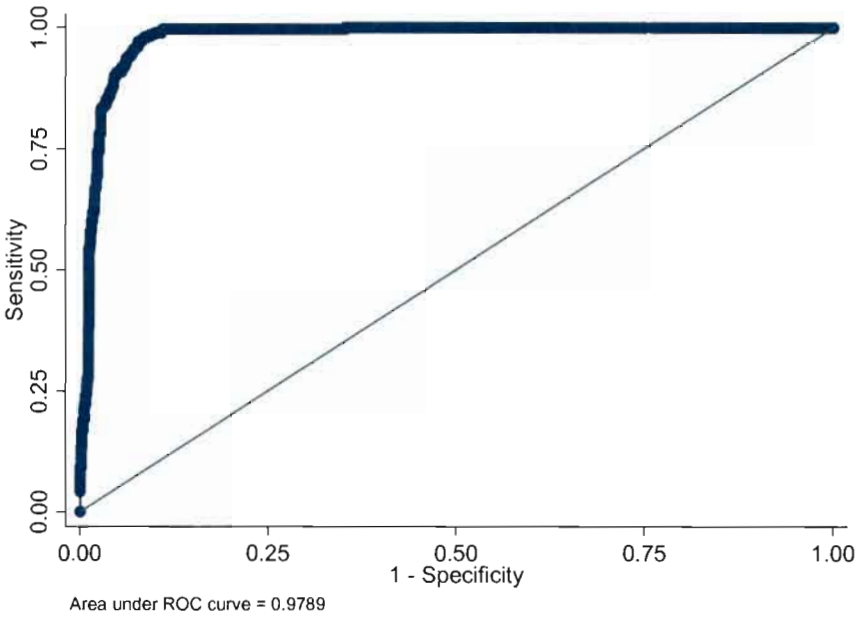


Source : nous-mêmes à partir des données de l'enquête QUIBB 2006

Cette courbe illustre les deux notions de sensibilité et de spécificité énoncées lors du chapitre des sources des données et de la méthodologie. Ainsi, comme nous l'avons dit dans ce chapitre, on peut montrer que le fait de varier le seuil conduit à l'augmentation de la probabilité liée à la spécificité et à la diminution de la probabilité liée à la sensibilité. C'est ainsi par exemple qu'au seuil de 0.25, la sensibilité est approximativement de 0.95 alors que la spécificité est de 0.90. Par contre au seuil de 0.50, on remarque une légère diminution de la sensibilité qui se situe 0.94 et une augmentation de la spécificité qui se situe à 0.93.

Ces probabilités de sensibilité et de spécificité occupent un pourcentage très élevé de ce qui expliquent la performance de classement des individus y = 1 s'il sont classés effectivement dans ceux qui ont fait la consultation (94%) et y = 0 s'ils sont classés effectivement dans ceux n'ayant pas fait de consultation (93 %).

Graphique 7: Courbe ROC du pouvoir prédictif total du modèle



Source : Calculé par nous-mêmes sous STATA

La courbe ROC du pouvoir prédictif total du modèle, comme nous l'avons énoncé lors de la méthodologie, permet d'évaluer le pouvoir du modèle à discriminer les « outcomes positifs » Y=1 des « outcomes négatifs » Y = 0. Il est fourni par l'aire de la surface sous la courbe ROC qui est égale à 0.9789 dans notre cas. Comme l'aire sous la courbe ROC $\geq$ 0.9, la discrimination est exceptionnelle, cela veut dire que notre modèle permet de prévoir l'accès aux soins des santés des ménages en agissant sur les variables trouvés en haut lors du modèle logistique c'est-à-dire l'âge, sexe, le quintile du bien être, la couverture sanitaire, les types de maladies, le revenu du ménage et les coûts de soins.

Fort de ces constats, nous osons espérer que le modèle nous permettra de mener à bien nos analyses grâce à la méthode de régression logistique et de mieux appréhender l'accès aux soins de santé des ménages tout en minimisant autant que possible les biais sur les résultats obtenus. Ces analyses consisteront essentiellement en la vérification de nos hypothèses d'études et conduiront finalement à la

formulation des recommandations visant à améliorer l'accès aux soins de santé des ménages au Burundi.

CONCLUSION GENERALE

En ce qui concerne notre sujet, « **Etudes des déterminants de la santé : cas de la morbidité et de l'accès aux soins de santé entre 1990-2006** » le constat d'une façon descriptive est que le nombre des gens affectés par le VIH/SIDA n'a cessé d'augmenter depuis 1990 à 2006. D'autres maladies telles que la tuberculose et le paludisme affichent une montée vertigineuse à partir de la crise de 1993. Ceci se justifiait par la non intervention de l'Etat dans le domaine médical ou l'absence d'une politique aboutissant à la réduction des infectés. Le constat est que cette période était, non seulement de guerre mais aussi de faible investissement de l'Etat en ce qui concerne le budget alloué dans le domaine de la santé.

Ainsi, suivant nôtre hypothèse des déterminants de la morbidité, l'analyse descriptive prouve que 55,9% parmi ceux qui sont malades sont des femmes alors que 41,1% sont des hommes ce qui signifie que les femmes sont plus vulnérables que les hommes. Cette même analyse montre que dans la population des ménages qui possèdent le revenu le plus bas (de 1000 à moins de 100 000) représentant 66,6% de l'échantillon, on y trouve 75,5% des malades enquêtés alors que dans la population des ménages qui possèdent le revenu relativement élevé (allant de 1000 000 à 1499 000) représentant de 1,3% seulement de notre échantillon, il n'y a que 0,8% des malades enquêtés. Cela relève encore l'inégalité des ménages face à la présence des maladies car les plus pauvres sont les plus contaminés par rapport aux riches. En ce qui concerne le milieu de résidence l'étude montre que parmi ceux qui sont malades ; 91,3% sont du milieu rural, alors que 8,7% sont du milieu urbain.

En complétant cette analyse de la morbidité par celle lié à la consultation, l'étude prouve que les femmes restent les plus nombreuses à faire la consultation (55,4% de ceux qui ont faits la consultation); ce qui semble réelle car elles sont nombreuses d'une part et sont nombreuses à être malade d'autre part, tout en sachant néanmoins qu'il y a un grand nombre de femmes qui sont privés des soins de santé (50,5% de ceux qui n'ont pas fait la consultation étant malades sont des femmes contre 49,5% des hommes). Cela prouve que le genre est un élément indispensable pour caractériser l'accès aux

soins de santé car ici les femmes sont les plus nombreuses à être malades mais encore les plus privées des soins de santé.

En outre, cette étude montre que les ménages possédant des revenus faibles (de 1000 à moins de 100 000) représentent 75,5% de ceux qui ont fait la consultation étant malades. Cela s'explique d'une part par le fait qu'ils sont plus nombreux avec 66,6% de la population échantillonnée mais pourtant ils représentent 63,8% de ceux qui n'ont pas fait la consultation étant malade. Donc les ménages de bas revenu sont à la fois les plus morbides et les plus privés des soins de santé.

Par ailleurs, le type de maladie est un indicateur pertinent pour caractériser l'accès aux soins de santé. Par exemple, le paludisme engorge un pourcentage de 72,2% des individus qui sont allés se faire soigner étant malades mais pourtant les malades du paludisme restent les plus nombreux à rester à la maison malgré la maladie (54,2% des non consultés soufrent du paludisme), ce qui est dangereux pour cette maladie qui est parmi les plus meurtrières dans le monde notamment en Afrique, De même, notre étude montre que les maladies diarrhéiques sont les causes les plus remarquables de la demande des soins dans les établissements sanitaires. En effet, 4,4% des individus qui sont allés faire la consultation souffraient des maladies diarrhéiques. Mais pourtant 6,3% de ceux qui n'ont pas fait la consultation souffraient également de cette maladie, ce qui est encore dangereux étant donné que cette maladie tue beaucoup d'enfants en cas de non recours thérapeutiques.

En définitive, le milieu rural renferme un grand nombre des patients et par conséquent on y trouve un grand nombre des demandeurs des soins. C'est ainsi que 90,7% des consultés sont du milieu rural alors que 9,3% seulement sont du milieu urbain. Mais pourtant, les populations résidant dans le milieu rural sont les moins accédants aux soins de santé car 85,8% des non consultés habitent le milieu rural.

L'analyse exploratoire de la morbidité dans les hôpitaux en 2006 montre que l'âge est également un élément pouvant expliquer la morbidité de certaines maladies. C'est le cas du SIDA suspect ou confirmé qui touche une grande majorité des individus de 15 ans et plus alors que les moins d'un an et ceux de la tranche de 1à 4 ans sont les plus infectés par la poliomyélite aigue et par la paralysie flasque

aigue. Cette même analyse montre une différence des maladies suivant les provinces. Ainsi le rapport de la morbidité dans les hôpitaux en 2006 relève que la région de l'Imbo est la plus morbide par rapport aux autres régions naturelles.

En effet, Bujumbura Mairie renferme un grand nombre de rages humaines alors que dans la province de Cibitoke, le traumatisme par les mines, le tétanos néonatal et la malnutrition sont les plus observées. De plus, la province de Bubanza est la région de beaucoup des maladies comme les traumatismes de voies publiques, la fièvre typhoïde et l'anémie de femmes enceintes. Ce même rapport montre que le mois de décembre en 2006 est le moins contagieux car peu de maladies ont été constatés.

En outre, en complétant ces deux types d'analyse (descriptive et exploratoire) par une analyse explicative, notre étude montre l'inégale exposition des ménages aux maladies : le risque d'être malade diminue de 2,3% en passant de la catégorie des « pauvres » à celle des « très pauvres ». Aussi d'après notre étude, l'âge augmente le risque d'être malade de 0,07% chaque année supplémentaire, ce qui explique la vulnérabilité des individus les plus âgés par rapport aux jeunes. Quant au sexe, cette même étude prouve la vulnérabilité des femmes par rapport aux hommes. En effet, le risque pour un homme d'être malade est inférieur de 4,3% à celui d'une femme.

Concernant les déterminants de l'accès aux soins de santé, notre étude montre en utilisant un modèle logit en deux étapes ce qui suit :

- Les individus les plus pauvres ont le plus grand risque de tomber malade (le risque d'être malade diminue de 2,5% quand on devient riche). Cependant, ils ont les moindres chances d'aller se faire soigner étant malades (la chance d'aller se faire soigner augmente 17% quand on devient riche). Au contraire, les plus riches ont les moindres risques de tomber malade mais pourtant le plus de chances d'aller se faire soigner étant malades.
- La variable âge indique que le risque d'être malade augmente avec l'âge mais que la chance d'aller voir un médecin diminue avec l'âge (le risque d'être malade augmente de 2% en une

année qui s'ajoute, mais la chance d'être consulté diminue de 0,3% durant la même période).

- Les couvertures sanitaires restent des éléments qui influencent les individus à aller se faire soigner étant malades, alors que, pour ceux qui n'en ont pas, aller se faire soigner étant malade n'est pas une garantie (pour un affilié de l'INSS, la chance d'être consulté augmente de 4,8% alors que cette chance diminue de 1,1% pour celui ne possédant aucune couverture sanitaire).
- Le revenu du ménage est aussi un élément qui favorise la consultation. En effet, si le revenu du ménage augmente, la possibilité d'aller voir le médecin étant malade est évidente alors que pour celui possédant un revenu faible, cela n'est pas toujours évident (la chance d'aller faire la consultation augmente de 22% quand on possède le revenu allant de 600-699 et augmente de 15% quand on a un revenu allant de 300-399)
- les coûts des soins caractérisent également le comportement des patients face à la consultation. Ainsi les coûts élevés réduisent la chance d'aller faire la consultation étant malade alors que les coûts relativement faibles incitent les patients à aller faire la consultation (une augmentation des frais de consultation de 1000F réduit la chance d'aller faire la consultation étant malade de 0,03%).

SUGGESTIONS

Les résultats de cette étude nous amènent à suggérer aux différents décideurs et acteurs sanitaires à différents niveaux ce qui suit :

Au niveau central

- Augmenter la part du budget accordée au secteur de la santé et le repartir équitablement dans les provinces du pays jusqu'à atteindre toutes les zones de santé. Une subvention plus accrue des établissements des soins par l'Etat et ses partenaires peut permettre de réduire les coûts des soins et ainsi minimiser les risques d'exclusion financière à l'égard des plus pauvres. Ceci devrait être accompagné d'une bonne gouvernance et d'un contrôle permettant de s'assurer d'une utilisation rationnelle des fonds alloués à la santé.
- Accroître le potentiel financier des ménages en payant régulièrement les fonctionnaires un salaire plus ou moins décent et en encourageant la mise en place des activités génératrices de revenu : micro - crédits, petit commerce, agriculture, coopératives.

Au niveau intermédiaire et périphérique

- Accorder plus d'importance aux facteurs qui améliorent la qualité des services dans les structures de santé. une attention particulière devrait être portée sur les meilleurs soins, la compétence du personnel, la notoriété, les équipements et l'accueil des malades. Le personnel de santé devrait en plus être motivé.
- Réduire les dépenses de santé à charge des patients et faciliter l'instauration d'une tarification transparente pouvant stimuler le recours aux soins par les ménages les plus défavorisés. La participation financière des patients devrait être conçue en tenant compte de conditions socio - économiques des ménages de manière à ne pas créer une barrière à l'utilisation des services de santé.
- Porter une attention particulière aux plus vulnérables en renforçant pour eux des mesures de solidarité et d'exonération.

- Mettre à la disposition des ménages les moyens de couverture sanitaire.
- Instaurer une politique de gratuité des soins pour les personnes les plus démunies.
- Stimuler la demande des services de santé en informant et sensibilisant la population sur les services offerts par les structures de santé.
- Intégrer au système des soins de santé primaire, les structures de santé privées viables pour améliorer l'accès physique aux soins.
- Renforcer la politique de lutte contre les maladies endémiques comme le SIDA et le paludisme et ,dans la mesure du possible, faciliter aux individus pauvres l'accès aux médicaments, et si possibles les prendre en charge.
- Augmenter le personnel soignant qualifié, construire d'autres établissements sanitaires et en faire une bonne répartition suivant les districts sanitaires.
- Dans la mesure du possible, compléter cette étude en intégrant d'autres éléments qui n'ont pas été pris en compte ici.
- La mise en place de ces recommandations exige une collaboration intersectorielle entre les différents acteurs de la vie nationale. Dans les perspectives de réduction de la pauvreté et d'atteinte des objectifs du millénaire pour le développement, nous pensons qu'une vision commune sur l'application de nos recommandations permettrait d'améliorer l'état de santé de nos populations et ainsi d'aller vers le développement économique auquel les Burundais aspirent.

BIBLIOGRAGHIE

1. AKOTO E. M et al, (2002), *Se soigner aujourd'hui en Afrique de l'Ouest : pluralisme*

2. BANGRE H. (2005) « *Facteurs explicatifs du recours thérapeutique en cas de paludisme chez les enfants de moins de cinq ans au Burkina Faso*. Mémoire, IFORD, Yaoundé

3. BAYA B. et al, 2001, *Comportement des jeunes de Bobo Dioulasso (Burkina Faso)*

4. COMMEYRAS C. & NDO J.R. : *Etude de l'accessibilité et des déterminants de recours aux soins et aux médicaments pour les populations du Cameroun*, 2003.

5. CRDI: *Gouvernance, équité et santé : Politiques publiques et protection contre l'exclusion*, Montréal, 2003.

6. Damodar N.Gujarati : *ECONOMETRIE*. Traduction de la 4ème édition américaine par Bernard Bernier

7. DE LOENZIEN Myriam, 1995,*Connaissances, opinions et attitude relatives au SIDA en*

8. E. PHELPS Charles : *Les fondements de l'économie de la santé*, Publi-Union, France, 1995

et MST/SIDA : espoir ou inquiétude ?

9. FLACHENBERG F. & TALIBO A. : *santé communautaire : une expérience pilote au Mali : Handicap International, coordination technique santé*, 1998

10. Gourieroux Christian: *Econométrie des variables qualitatives*, 2ème édition

11. KOMBELEMBI F., 2005, *L e comportement sexuel des adolescents à Bangui (RCA)* in African population studies Vol.2, No. 2, pp. 65-99

12. LUTUTALA B & Coll. : *Les coûts annexes des soins d'hospitalisation des malades dans le réseau BDOM Kinshasa*, Kinshasa, avril 2004.

13. MALTESER/Bukavu : *Enquête socio - économique et d'accessibilité aux soins enquête dans 7 ZS du Sud Kivu*, Malteser, septembre 2004

14. MANZAMBI J. K. & all : *Les déterminants du comportement de recours au centre de santé en milieu urbain africain: résultats d'une enquête de ménage menée à Kinshasa-Congo* in Développement et Santé, n° 160, août 2002

milieu rural africain (Sénégal, Cameroun, Burundi) .

15. MINISANTE RDC, *Etude sur* l'*accessibilité financière des communautés aux soins de santé*, DEP, Kinshasa, octobre 2004.

16. MINISANTE Rwanda *: Amélioration de l'accès aux services de santé au Rwanda. Le rôle de l'assurance*, Kigali, 2004.

17. MSF/Belgique, *Burundi : les vulnérables privés des soins de santé*, Bujumbura, Avril 2004

18. MUGISHA F. & all : *Les deux aspects du renforcement de l'utilisation des services de santé: déterminants du premier recours à un système de soins de santé et de la fidélité du patient au système choisi dans les régions rurales du Burkina Faso*, OMS

19.MUNEZERO Désiré: *contribution de la planification familiale à la survie infantile au RWANDA*, Yaoundé 25 septembre 2008.

20. MUSHAGALUSA SALONGO Pacifique : *Etude des déterminants socio -économiques de l'utilisation des services de santé dans la zone de santé Kadutu, province du Sud KIvu RD- Congo* **,Décembre 2005**

21.OMS : *Macroéconomie et santé : Investir dans la santé pour le développement économique*, Genève, Suisse, décembre 2001.

22.OMS : *Evaluation des récentes reformes opérées dans le financement des services de santé. Série de rapports du groupe d'études de l'oms n°829*, Genève, 1993.

23.Projet sphère : *Charte humanitaire et normes minimales pour les interventions lors de catastrophes*, Genève, 2004.

24.RAYNAUD D. : *Les déterminants individuels des dépenses de santé: l'influence de la catégorie sociale et de l'assurance maladie complémentaire* in Etudes et résultats N ° 378 février 2005, DREES

25.RWENGE Mburano 1999a : *Facteurs contextuels des comportements sexuels : le cas des jeunes de la ville de Bamenda(*Cameroun).

26.SADIO A. & DIOP F. : *Utilisation et demande de services de santé au Sénégal*, Bethesda, USA, août 1994

27. SHAW P. & GRIFFIN C. : *Le financement des soins de santé en Afrique subsaharienne par la tarification des services et l'assurance*, BM, Washington DC, USA, 1995.

28. STEWART M. : *Déterminants de l'utilisation des services de santé : perspectives des consommateurs à faible revenu*, Canada, octobre 2001.

thérapeutique entre traditions et modernité (Bénin, Côte d'Ivoire et Mali), les cahiers de

29. WANGATA J., *Les mutuelles de santé : une panacée pour les soins de santé primaires en RDC*, Kinshasa DEP, octobre 2002.

30.ZOUBGA A. D.: *Services des soins et qualité au Burkina Faso : Une interprétation et une gestion de la question sanitaire particulièrement avancée, les difficultés et les carences*, Ouagadougou, Burkina Faso, 2000

Centre Universitaire de Recherche pour le Développement Economique et Social

Référence bibliographique des Cahiers du CURDES

Pour citer cet article / How to citate this article

NIYONDIKO Dominique, Etude des facteurs de la morbidité et de l'accès aux soins de santé au Burundi é partir de l'enquête QUIBB 2006, pp. 210-269, Cahiers du CURDES n° 11, Aout 2010.

Contact CURDES : curdes.fsea@yahoo.fr