

Mesure de la mortalité différentielle à partir d'enquêtes rétrospectives

Méthode et applications aux sujets sensibles

Nicolas CAUCHI-DUVAL

Institut d'Etudes Démographiques de l'Université Montesquieu-Bordeaux IV

La mortalité étant un phénomène auquel tout individu est contraint, son étude ne peut, par conséquent, s'effectuer qu'au travers du rythme auquel se manifeste ce phénomène par des mesures du calendrier de réalisation des événements, ou par la mise en place de calculs de mortalité différentielle. Les registres d'état civil permettent en France d'effectuer de bonnes mesures de mortalité générale. Néanmoins, on se trouve rapidement contraint d'accepter une certaine marge d'erreur et se soumettre à quelques hypothèses dès lors que l'on souhaite préciser la nature de l'information dispensée par ces registres.

Du fait que la mortalité fait simultanément sortir les individus de la population observable et observée, les informations relatives aux décès et aux décédés ne peuvent être collectées que par l'entremise d'un tiers déclarant. S'il est possible de discuter de la qualité des déclarations qu'effectuent les individus sur eux-mêmes – ceci étant notamment le cas lorsque ces informations sont relatives à des sujets dits « sensibles », les déclarations effectuées par des tiers souffrent quant à elles d'imprécisions qu'induit la méconnaissance qu'ont ceux-ci de certaines informations. La précision des données collectées varie donc selon le degré de connaissance que le déclarant a du décédé. De plus, l'affectation des différentes causes aux décès observés, résultant à la fois du travail de recherche du processus morbide ayant entraîné la mort (qu'effectuent les médecins certificateurs) et de l'association des facteurs ayant pu y contribuer, participe également à l'existence de biais, bien que ceux-ci tendent à diminuer au fil des améliorations des méthodes de détection. Enfin, toutes les études de mortalité par causes doivent se soumettre aux modifications que connaît régulièrement la CIM¹, dont la 10^{ème} révision est actuellement en cours, impliquant pour les observations de longue durée la réaffectation des décès en fonction des mises à jour effectuées au cours de la période d'observation (Meslé et Vallin [1996]).

Le nombre de caractéristiques collectées dans l'acte de décès étant relativement restreint, il n'est possible d'étudier des différences de mortalités, selon l'appartenance à certaines sous-populations, que pour quelques-unes des caractéristiques des individus. Il s'agit d'ailleurs de caractéristiques sociodémographiques et non de comportements qu'ont pu avoir les individus, il n'est donc possible de mettre en œuvre des mesures de mortalité différentielle que selon l'appartenance à certains groupes, et de l'expliquer par des comportements distinctifs qu'ont en moyenne les individus appartenant à ces groupes. Dans l'objectif de répondre à une volonté de distinguer la mortalité différentielle qu'ont les individus en fonction de certains de leurs comportements, sera présenté une méthode permettant d'y parvenir par l'utilisation d'enquêtes rétrospectives. Si celles-ci permettent de ne pas supporter les risques d'erreurs évoqués plus avant, elle présente cependant quelques limites qu'il sera nécessaire d'exposer. En raison de celles-ci, cette mesure se prête particulièrement aux domaines pour lesquelles il s'avère difficile de collecter de l'information, c'est pourquoi son application se justifiera ici au travers de deux thèmes sensibles que sont la sexualité et l'usage de drogue.

¹ Classification Internationale des Maladies

1. Principe et méthode de calcul

Prendre une mesure de mortalité différentielle signifie que l'on souhaite quantifier le degré de variabilité de la mortalité des individus selon qu'ils possèdent ou non un caractère, qui distinguera la population en autant de sous-populations qu'il existe de modalités pour ce caractère. Par l'utilisation d'enquêtes rétrospectives, il s'avère que ce degré de variabilité au cours de la période de temps qui sépare les deux enquêtes peut être mesuré sous condition qu'un minimum d'informations soit collecté. Le principe de cette méthode consiste à confronter la proportion d'individus observés présentant un caractère lors d'une première enquête, à celle des individus interrogés lors d'une seconde enquête qui présentent ce caractère depuis une durée supérieure à celle qui sépare les deux enquêtes. En d'autres termes, cela revient à confronter la proportion d'individus présentant un caractère donné lors d'une enquête réalisée à la date t , à celle des individus enquêtés à la date $t+a$ qui auraient déclaré présenter ce caractère s'ils avaient été enquêtés à la date t . De fait, ne pourront bien évidemment être différenciés les individus qu'au travers des caractéristiques collectées par chacune des deux enquêtes, assorties de la date à laquelle les individus ont acquis cette caractéristique. Dans l'hypothèse où il n'existerait pas de mortalité différentielle selon le caractère discriminant, la proportion d'individus qui détiennent ce caractère en t et celle des individus enquêtés en $t+a$ qui auraient présenté ce caractère s'ils avaient été enquêtés en t doivent être identiques. En effet, sous cette hypothèse, la mortalité se serait manifestée identiquement auprès des individus, qu'ils présentent ou non le caractère C . Dans le cas contraire, il est possible de prendre une mesure de la mortalité différentielle des individus selon leur appartenance à l'un ou l'autre des sous-groupes de la manière suivante.

Ces collectes rétrospectives permettent aisément de prendre la mesure des proportions d'individus présentant le caractère C selon leur âge et donc leur génération, lors de chacune des deux enquêtes en t et en $t+a$. L'âge auquel les individus ont acquis le caractère C permet de savoir s'ils l'ont acquis avant ou après la date t^2 . Il est donc possible d'en déduire les individus qui présentaient le caractère C à la date t quelle que soit la date, t ou $t+a$ où ceux-ci ont été enquêtés. On dispose dès lors des proportions $c_{x_t}^t$ et $c_{x_t}^{t+a}$ représentant les proportions d'individus d'âge x et ayant le caractère C à la date t et respectivement enquêtés en t et $t+a$. Soit $C_{x_t}^t$ le nombre d'individus d'âge x et observés en t déclarant avoir le caractère C ; $C_{x_t}^{t+a}$ le nombre d'individus d'âge x en t observés en $t+a$ déclarant avoir le caractère C en t ; $Pop_{x_t}^t$ et $Pop_{x_t}^{t+a}$ la population d'individus d'âge x en t respectivement enquêtés en t et $t+a$. D'où :

$$- c_{x_t}^t = \frac{C_{x_t}^t}{Pop^t} = \frac{N_{t-x_t} \times {}_N S_{c_{x_t}}^t \times {}_N S_{x_t}^t}{N_{t-x_t} \times {}_N S_{x_t}^t} = \frac{{}_N S_{c_{x_t}}^t \times {}_N S_{x_t}^t}{{}_N S_{x_t}^t} \text{ et ;}$$

$$- c_{x_t}^{t+a} = \frac{C_{x_t}^{t+a}}{Pop^{t+a}} = \frac{N_{t-x_t} \times {}_N S_{c_{x_t}}^{t+a} \times {}_N S_{x_t}^{t+a}}{N_{t-x_t} \times {}_N S_{x_t}^{t+a}} = \frac{{}_N S_{c_{x_t}}^{t+a} \times {}_N S_{x_t}^{t+a}}{{}_N S_{x_t}^{t+a}}$$

où :

$$- N_{t-x_t}, \text{ les naissances de la génération } t-x_t ;$$

² Si l'âge auquel les individus ont connu un évènement semble une information primordiale au démographe, en raison de l'importance que représente la durée écoulée entre les événements étudiés et les événements nécessairement et/ou immédiatement antérieurs, le recueil de cette information n'est malheureusement pas aussi fréquente qu'il serait souhaitable.

- ${}_N S_{c_x}^t$ et ${}_N S_{x_t}^t$, les probabilités de survies respectives des individus présentant le caractère C et de l'ensemble des individus d'âge x en t , de leur naissance au 1^{er} janvier de l'année t ;
- ${}_N S_{c_x}^{t+a}$ et ${}_N S_{x_t}^{t+a}$, les probabilités de survies respectives des individus présentant le caractère C et de l'ensemble des individus, d'âge x en t , de la naissance au 1^{er} janvier l'année $t+a$;
- ${}_N \zeta_{x_t}^t$, la probabilité d'acquérir le caractère C entre la naissance et le 1^{er} janvier de l'année t , des individus, d'âge x en t , enquêtés en t ;
- ${}_N \zeta_{x_t}^{t+a}$, la probabilité d'acquérir le caractère C entre la naissance et le 1^{er} janvier de l'année t , des individus d'âge x en t , enquêtés en $t+a$;

Dans la mesure où ${}_N S_{c_x}^{t+a}$ dépend de ${}_N S_{c_x}^t$ et de ${}_t S_{c_x}^{t+a}$ (probabilité de survie entre t et $t+a$ des individus ayant le caractère C en t), et où ${}_N S_{x_t}^{t+a}$ dépend de ${}_N S_{x_t}^t$ et de ${}_t S_{x_t}^{t+a}$ (probabilité de survie entre t et $t+a$ de l'ensemble des individus d'âge x en t), alors :

$$c_{x_t}^{t+a} = {}_N \zeta_{x_t}^t \times \frac{{}_N S_{c_x}^t}{{}_N S_{x_t}^t} \times \frac{{}_t S_{c_x}^{t+a}}{{}_t S_{x_t}^{t+a}}, \text{ et } \frac{c_{x_t}^t}{c_{x_t}^{t+a}} = \frac{{}_N \zeta_{x_t}^t \times \frac{{}_N S_{c_x}^t}{{}_N S_{x_t}^t}}{{}_N \zeta_{x_t}^{t+a} \times \frac{{}_N S_{c_x}^t}{{}_N S_{x_t}^t} \times \frac{{}_t S_{c_x}^{t+a}}{{}_t S_{x_t}^{t+a}}}, \text{ soit } \frac{c_{x_t}^t}{c_{x_t}^{t+a}} = \frac{{}_t S_{x_t}^{t+a}}{{}_t S_{c_x}^{t+a}}$$

Par conséquent, la proportion d'individus enquêtés en $t+a$ d'âge x et présentant le caractère C en t , rapportée à celle des individus d'âge x présentant le caractère C et enquêtés en t , est équivalente à la probabilité de survie entre t et $t+a$ des individus présentant le caractère C en t rapportée à celle de l'ensemble des individus d'âge x en t . Ce rapport est donc une mesure de la mortalité différentielle par âge, entre t et $t+a$, des individus ayant le caractère C en t .
Donc :

- si $\frac{c_{x_t}^t}{c_{x_t}^{t+a}} < 1$ alors ${}_t S_{x_t}^{t+a} < {}_t S_{c_x}^{t+a}$ donc il existe une sous-mortalité des individus d'âge x et présentant le caractère C en t , au cours de la période $(t ; t+a)$;
- si $\frac{c_{x_t}^t}{c_{x_t}^{t+a}} = 1$ alors ${}_t S_{x_t}^{t+a} = {}_t S_{c_x}^{t+a}$ il n'existe donc aucune mortalité différentielle entre les individus d'âge x en t au cours de la période $(t ; t+a)$, selon qu'ils présentent ou non le caractère C ;
- si $\frac{c_{x_t}^t}{c_{x_t}^{t+a}} > 1$ alors ${}_t S_{x_t}^{t+a} > {}_t S_{c_x}^{t+a}$ donc il existe une surmortalité des individus d'âge x en t présentant le caractère C en t , au cours de la période $(t ; t+a)$.

Il est néanmoins important de noter dès à présent que si la différenciation des individus s'effectue selon qu'ils aient ou non ce caractère C , la mortalité différentielle qui peut éventuellement en découler n'implique pas qu'elle s'explique nécessairement par l'acquisition de ce caractère, mais peut résulter d'une « dépendance par association » (Henry [1959]). Si le caractère C considéré est par exemple l'entrée dans le SIDA, les décès par SIDA expliquaient principalement la surmortalité des personnes entrées dans le SIDA antérieurement à la mise place des multi-thérapies. Dans ce cas, c'est au contraire bien l'acquisition du caractère C qui

explique la mortalité différentielle. Dans des situations où n'est pas attachée au caractère *C* une telle finalité morbide, dépendance causale et dépendance par association s'entremêlent sans que celles-ci ne puissent, par la seule utilisation de cette mesure, être distinguées.

2. Application aux sujets sensibles : sexualité et usage de drogue

Les hypothèses sur lesquelles s'appuie cette mesure font qu'elle ne peut bien évidemment pas être utilisée lorsqu'on sait ces hypothèses non vérifiées. De fait, elle se présente comme une mesure alternative visant à combler un déficit informationnel sans prétendre se substituer à des mesures de mortalité différentielle s'appuyant sur des données plus complètes, par exemple une enquête à passages répétés dans laquelle il serait possible d'identifier précisément les individus décédés entre deux passages. Les limites d'une telle mesure, présentées plus après, expliquent cependant dès à présent qu'elle soit appliquée à des thèmes pour lesquels on ne dispose pour l'heure que de peu d'informations. Elle se prête par conséquent principalement à l'étude de mortalité différentielle d'individus se distinguant selon des caractéristiques relatives à des sujets sensibles pour lesquels il n'est pas mis en place d'observations suivies ou continues.

Les données issues des enquêtes des baromètres santé 2000 et 2005 que réalise l'INPES³ s'avèrent à cet effet particulièrement à même d'illustrer l'utilisation d'une telle mesure, non seulement en raison de la qualité de l'échantillonnage de celles-ci, mais également par la possibilité d'établir un suivi des évolutions par la conservation d'un grand nombre de questions posées identiquement d'un questionnaire à l'autre ; gardant ainsi une certaine continuité dans l'information collectée lors de chaque enquête. Pourtant, malgré la seule nécessité de la date d'obtention du caractère discriminant, peu d'applications peuvent être effectuées ; deux d'entre elles seront présentées ici.

2.1. Mortalité différentielle des accédants à la sexualité

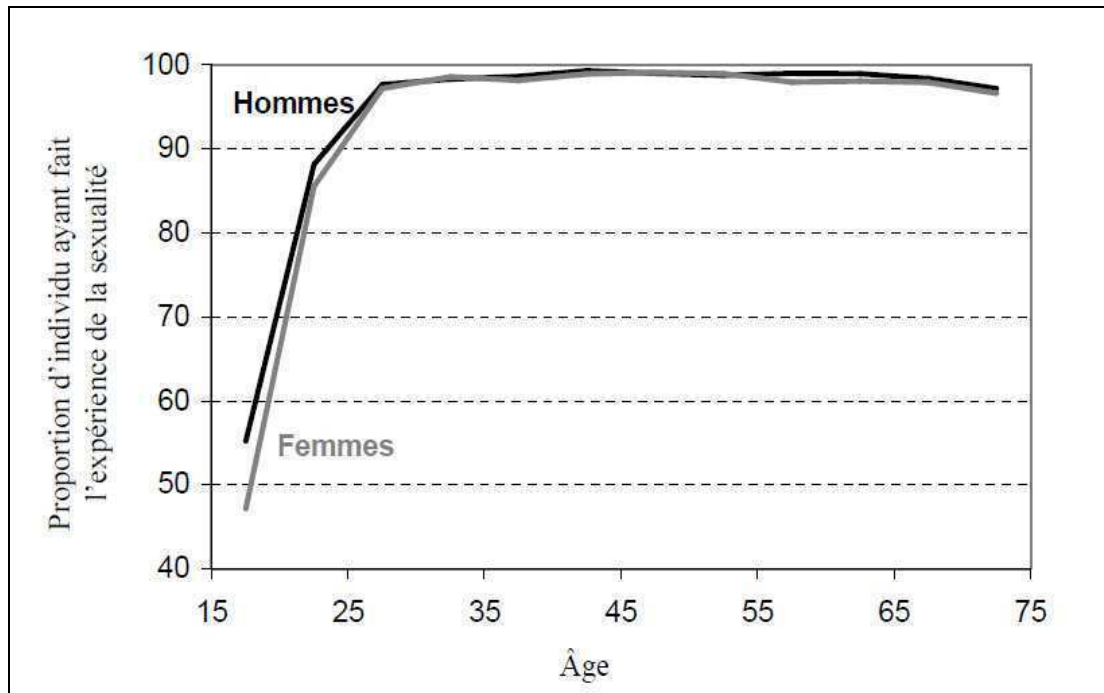
Il est possible, grâce à la question « Au cours de votre vie avez-vous déjà eu des rapports sexuels ? »⁴, posée en 2000 et 2005, de distinguer les abstinentes des individus ayant déjà eu des rapports sexuels au cours de leur vie. L'âge des enquêtés lors de leur premier rapport sexuel permet de connaître, pour les individus enquêtés en 2005, la modalité de cette caractéristique en 2000. Complétée par « l'âge du partenaire lors du premier rapport sexuel » ainsi que de « l'utilisation d'un préservatif lors du premier rapport », celles-ci ont permis la correction des non-réponses au fait d'avoir déjà eu ou non des rapports sexuels⁵. Que ce soit en 2000 ou 2005, hommes et femmes de 15 à 74 ans avaient dans 94% des cas déjà eu des rapports sexuels. Les 6% d'abstinentes appartiennent principalement aux classes d'âges les plus jeunes ; au-delà de 30 ans, l'abstinence sexuelle ne concerne jamais plus de 3,5 % d'une classe d'âge (Figure 1).

³ Institut National de Prévention et d'Éducation pour la Santé.

⁴ Il s'agit ici uniquement de rapports consentis. Des informations relatives aux rapports forcés sont également collectées, dont notamment l'âge de l'enquêté lors du premier rapport sexuel forcé ; mais la faiblesse des effectifs empêche que soit réalisée une mesure similaire.

⁵ Déclarer un âge à l'expérimentation, un âge du partenaire, ou l'usage du préservatif implique que cette expérimentation ait eu lieu.

FIGURE 1 : PROPORTION D'INDIVIDUS DECLARANT AVOIR DEJA EU DES RAPPORTS SEXUELS AU COURS DE LEUR VIE, SELON LE SEXE ET L'ÂGE EN 2005 (EN %)

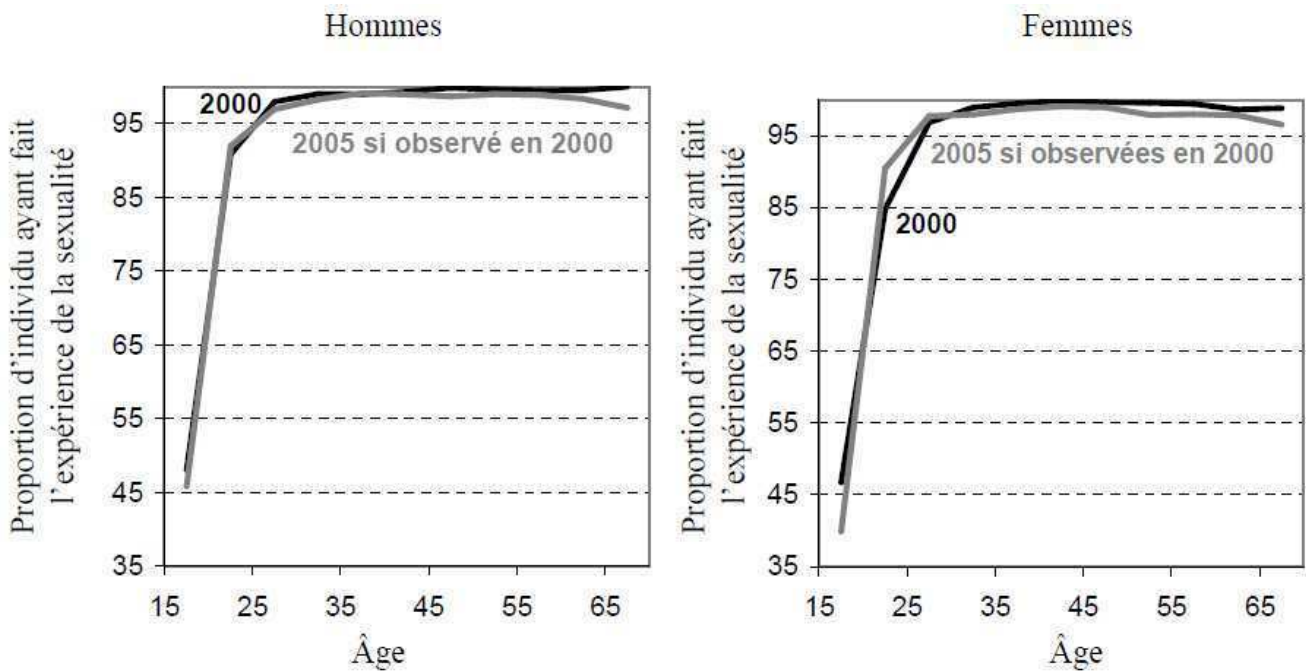


Source : Baromètre Santé 2005 ; exploitation N. CAUCHI-DUVAL

Disposant des proportions $c_{x_i}^{00}$ et $c_{x_i}^{05}$, le caractère étant ici « avoir déjà eu des rapports sexuels au cours de la vie », il est possible d'en déduire la surmortalité des individus ayant déjà fait l'expérience de la sexualité au cours de leur vie. Une première observation de la mortalité différentielle entre les *accédants à la sexualité* et les *abstinents sexuels* s'obtient par la confrontation des proportions d'individus ayant déclaré avoir déjà eu des rapports sexuels au cours de leur vie lors de l'enquête 2000, à celle des individus enquêtés en 2005 qui auraient déclaré en avoir déjà eu en 2000 s'ils avaient été enquêtés à cette époque. Dans la mesure où l'accession à la sexualité est une caractéristique ne pouvant être perdue une fois acquise⁶, seule la mortalité différentielle est à même d'expliquer les écarts qui peuvent s'observer entre ces deux proportions (figure 2). Notons cependant qu'il existe un intervalle de confiance autour de ces valeurs, ne permettant pas d'affirmer qu'il n'y ait pas d'éventuels recouvrements faisant disparaître cette mortalité différentielle apparente.

⁶ Il s'agit bien ici d'avoir déjà eu des rapports sexuels et non d'être sexuellement actif au moment de l'enquête.

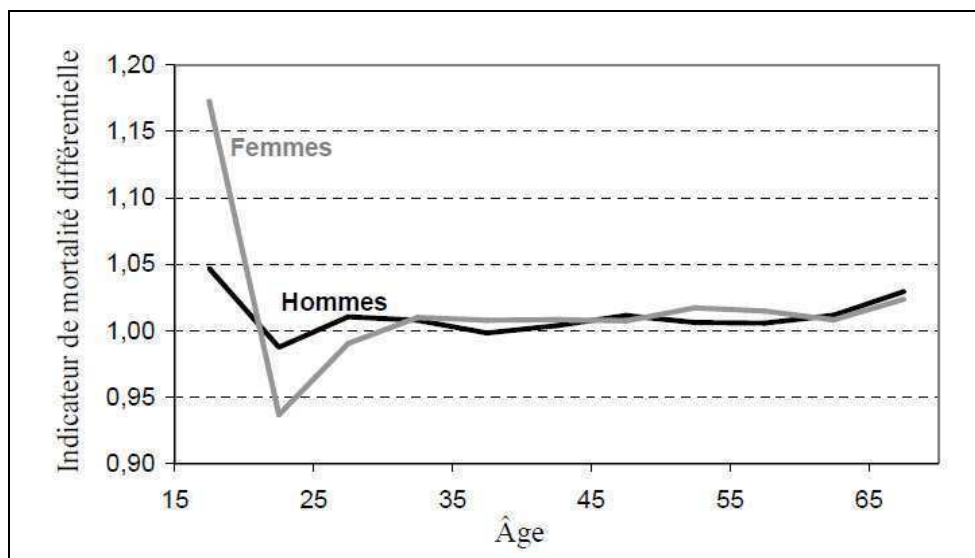
FIGURE 2 : PROPORTION D'INDIVIDUS DES DIFFÉRENTS GROUPES DE GÉNÉRATIONS (DEFINIS PAR L'ÂGE EN 2000) AYANT DECLARÉ, EN 2000 ET EN 2005, AVOIR DÉJÀ EU DES RAPPORTS SEXUELS AU COURS DE LEUR VIE (EN %)



Source : Baromètre Santé 2000 et 2005 ; exploitation N. CAUCHI-DUVAL

En raison d'un effet d'âge important en deçà de 20 ans, et de la faible quantité d'abstinents, la lecture directe de la surmortalité sur une telle représentation s'avère peu aisée. L'utilisation de l'indicateur de mortalité différentielle précédemment développé permet au contraire une représentation et une lecture plus efficace de la surmortalité et/ou sous-mortalité qu'ont connue les 15-69 ans (au 1^{er} janvier 2000), selon leur expérience sexuelle, au cours de la période 2000-2005 (Figure3).

FIGURE 3 : MORTALITÉ DIFFÉRENTIELLE DES INDIVIDUS AYANT EU DES RAPPORTS SEXUELS AU COURS DE LEUR VIE, SELON LE SEXE ET L'ÂGE EN 2000 (EN %)⁷



Source : Baromètre Santé 2000 et 2005 ; exploitation N. CAUCHI-DUVAL

⁷ Chiffres et tests de significativité présentés en annexe 1.

Trois grands groupes d'âges se distinguent de par la mortalité différentielle qu'ils présentent. Celle des 15-19 ans présente les plus hauts niveaux de surmortalité pour chacun des deux sexes. Si elle ne s'avère pas assez importante pour être significative chez les hommes, elle l'est pour les femmes. Les femmes de 20-29 ans bénéficient quant à elle d'une sous-mortalité. Au-delà, une légère surmortalité s'observe de nouveau, ce qui signifie par complémentarité une sous-mortalité des abstinents.

Il est raisonnable de considérer que les 15-19 ans en 2000 atteindront, au cours de leur vie, des niveaux d'expérimentation de la sexualité approchant ceux des générations les plus anciennes (puisque'il a été observé que ces proportions n'ont que très peu varié entre 2000 et 2005), soit près de 95 % d'entre eux. Ainsi, parmi eux, les 47 % qui déclarent avoir déjà eu des rapports sexuels sont ceux qui accèdent, au sein de ces générations, le plus précocement à la sexualité. Il est donc probable que la surmortalité soit due à une dépendance par association, c'est-à-dire que leur plus grande probabilité – que celles des abstinents – d'accéder à la sexualité et de connaître l'évènement décès entre 2000 et 2005 s'expliquerait plus par une cause commune, que par les conséquences morbides que peut entraîner la sexualité (au travers des IST⁸). Cette plus forte propension à entrer dans la vie sexuelle peut éventuellement révéler une plus forte propension de ceux-ci à adopter des comportements à risques comparativement aux abstinents. En tant qu'illustration des comportements à risques, et dans la mesure où il sera également fait état de l'expérimentation de cannabis par la suite, il est intéressant de constater que 56 % des jeunes hommes ayant déjà eu des rapports sexuels ont également fait l'expérience du cannabis au cours de leur vie, alors que ceux n'ayant pas débuté leur vie sexuelle n'en ont fait l'expérience que dans 23 % des cas. Cette différence de niveaux d'expérimentation du cannabis selon l'entrée dans la vie sexuelle s'observe également chez les jeunes femmes – 49 % des accédantes à la sexualité contre 16 % chez les abstinents sexuelles. Cette plus forte propension à consommer du cannabis s'observe cependant également aux âges plus élevés. On peut donc supposer que d'autres phénomènes viennent également compenser la surmortalité que ces pratiques à risques induisent. Enfin, la surmortalité des jeunes femmes est bien plus importante que celle des jeunes hommes (pour qui cette différence n'est d'ailleurs pas significative). Cela signifie qu'à réalisation d'évènements identiques, et donc d'éventuels comportements à risques identiques, les jeunes femmes ayant ces comportements se distinguent plus des autres femmes que les hommes ayant les mêmes comportements ne se distinguent des autres hommes.

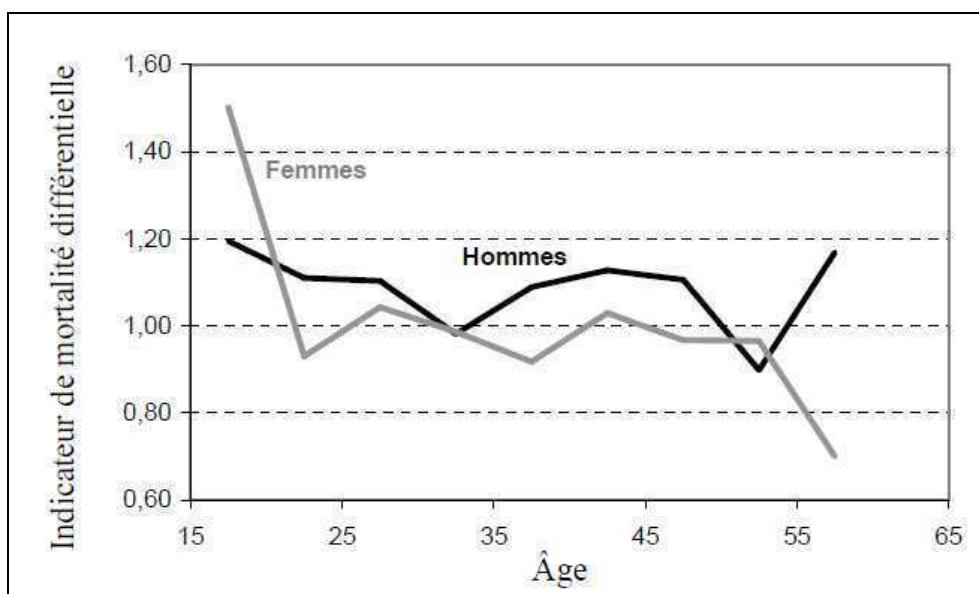
La sous-mortalité qui s'observe chez les femmes de 20-24 ans pourrait dès lors résulter d'un effet de sélection. Parmi les individus amenés à connaître la sexualité avant ces âges, les plus précoces ayant subi une plus forte mortalité que les abstinents au cours de leurs 15-19 ans (sous l'hypothèse que cette sous-mortalité s'observe dans l'ensemble des générations), les individus encore observables à des âges plus élevés présenteraient une moindre probabilité de décéder. Au-delà de 25 ans chez les hommes et de 30 ans chez les femmes, s'observe une très faible surmortalité des personnes ayant eu des rapports sexuels. Elle est néanmoins assez importante chez les femmes pour que l'indicateur de mortalité différentielle soit significativement différent de 1. Alors que l'on aurait pu s'attendre à une surmortalité des abstinents, pour des raisons comparables à celles des célibataires (ceux-ci ayant moins accès à la sexualité que les mariés), les résultats infirment ces *a priori*. Des recherches complémentaires sur les caractéristiques distinctives des abstinents sont en cours et feront l'objet de publications ultérieures.

⁸ Infections sexuellement transmissibles, dont l'infection par le VIH fait partie, et certaines autres IST pouvant entraîner des troubles plus sévères que leurs manifestations cliniques initiales.

2.2. Mortalité différentielle et expérimentation de cannabis

Utilisant le même principe que pour la sexualité, il est possible de prendre la mesure de la mortalité différentielle des expérimentateurs de cannabis. Il n'est possible de s'intéresser ici qu'aux seuls expérimentateurs puisque cet état est le seul qui ne puisse être perdu au cours de la vie, contrairement aux autres informations dont on dispose sur les usagers de cannabis. En effet, l'usage au cours de l'année, du mois ou de la semaine qui précède l'enquête, bien que collectés au cours de chacune des deux enquêtes n'impliquent pas que les usagers de 2005 au cours de ces différentes périodes de temps le soient également en 2000 ; contrairement à l'expérimentation ou tout expérimentateur en 2000 l'est également en 2005. Le seul moyen de perdre cet état étant de décéder au cours de la période 2000-2005.

FIGURE 4 : MORTALITÉ DIFFÉRENTIELLE DES INDIVIDUS AYANT EXPÉRIMENTÉ LE CANNABIS AU COURS DE LEUR VIE, SELON LE SEXE ET L'ÂGE EN 2000 (EN %)⁹



Source : Baromètre Santé 2000 et 2005 ; exploitation N. CAUCHI-DUVAL

Comme cela apparaît dans la figure 4, aux âges les plus faibles (15-19 ans), hommes et femmes ayant expérimenté le cannabis présentent une surmortalité pouvant s'interpréter semblablement à ce qu'il en a été pour les jeunes gens ayant eu des rapports sexuels le plus précocement. Il s'agit de ceux ayant la plus forte propension au risque ; propension qui se traduit d'ailleurs ici par leur expérimentation du cannabis. On retrouve également ici une plus importante surmortalité des jeunes femmes expérimentatrices que des jeunes hommes expérimentateurs qui reflète une plus grande spécificité des femmes ayant ces comportements à risques. Il semblerait donc que les femmes qui présentent un comportement à risque particulier sont la plupart du temps également celles qui présentent d'autres comportements à risques, ou que ces comportements sont moins largement distribués chez les femmes que chez les hommes. Réciproquement, il semblerait que les jeunes hommes qui présentent un comportement à risque spécifique se distinguent moins de l'ensemble des hommes, pouvant laisser imaginer que les différents comportements à risques se distribuent plus largement parmi l'ensemble des hommes.

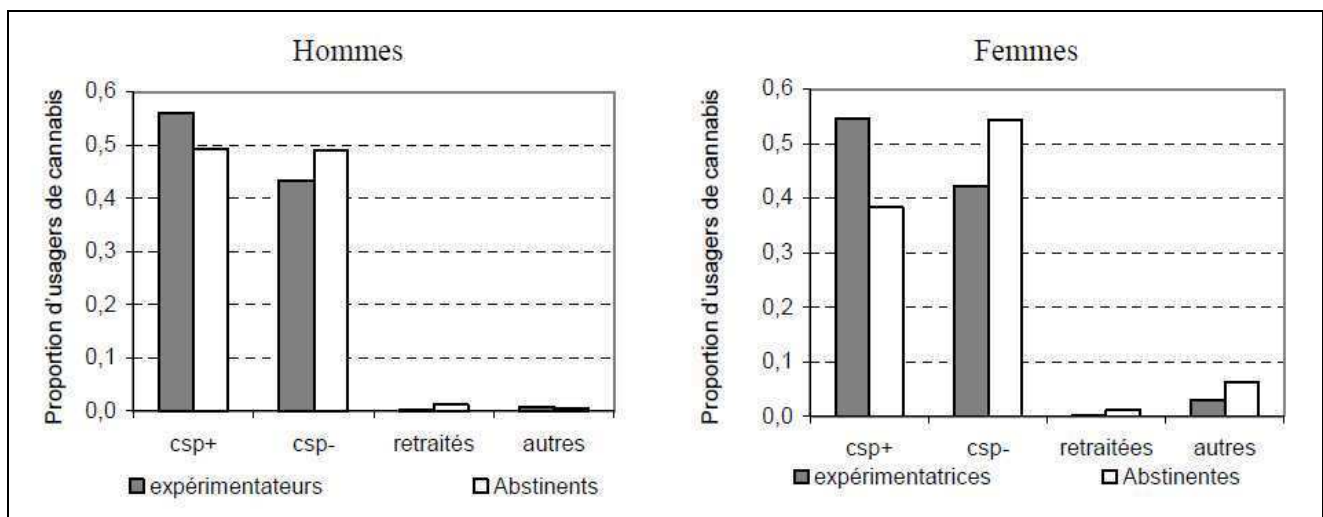
Cette surmortalité des jeunes hommes tend par la suite à se réduire au point de ne plus être significativement différente de la mortalité de l'ensemble de la population. Cela pourrait

⁹ Chiffres et test de significativité présentés en annexe 2.

par conséquent s'expliquer par une atténuation de ce que peut être l'expérimentation de cannabis au regard de l'ensemble des pratiques à risques que les hommes peuvent être amenés à rencontrer, et du risque morbide ou mortel de chacune de ces pratiques. Il est d'ailleurs à remarquer que cette tranche d'âge, où disparaît toute surmortalité, correspond à celle où s'observe la différence de mortalité la plus importante entre hommes et femmes (habituellement attribuée à des prises de risques différenciées). L'apparente surmortalité aux âges plus élevés aurait pu en partie s'expliquer par les conséquences néfastes de l'usage de cannabis,¹⁰ mais s'avère ici non significative.

Il s'observe chez les femmes une toute autre évolution puisque l'indicateur de surmortalité varie légèrement autour de l'unité entre 25 ans et 59 ans, signifiant qu'il n'apparaît pas ou peu de surmortalité. Les écarts à l'unité s'effectuant d'ailleurs plutôt en faveur d'une sous-mortalité d'autant plus marquée que les femmes sont âgées. Celles-ci n'étant pas exemptes des conséquences néfastes de l'usage du cannabis, il apparaîtrait que c'est par d'autres caractéristiques corrélées à l'expérimentation que s'observe cette absence de surmortalité des femmes expérimentatrices. Une simple observation des proportions d'expérimentation du cannabis selon la catégorie socioprofessionnelle des individus appuie cette hypothèse (Figure 5).

FIGURE 5 : PROPORTION D'INDIVIDUS AYANT EXPÉRIMENTÉ LE CANNABIS SELON LES GRANDS GROUPES DE CSP¹¹.



Source : Baromètre Santé 2005 ; exploitation N. CAUCHI-DUVAL

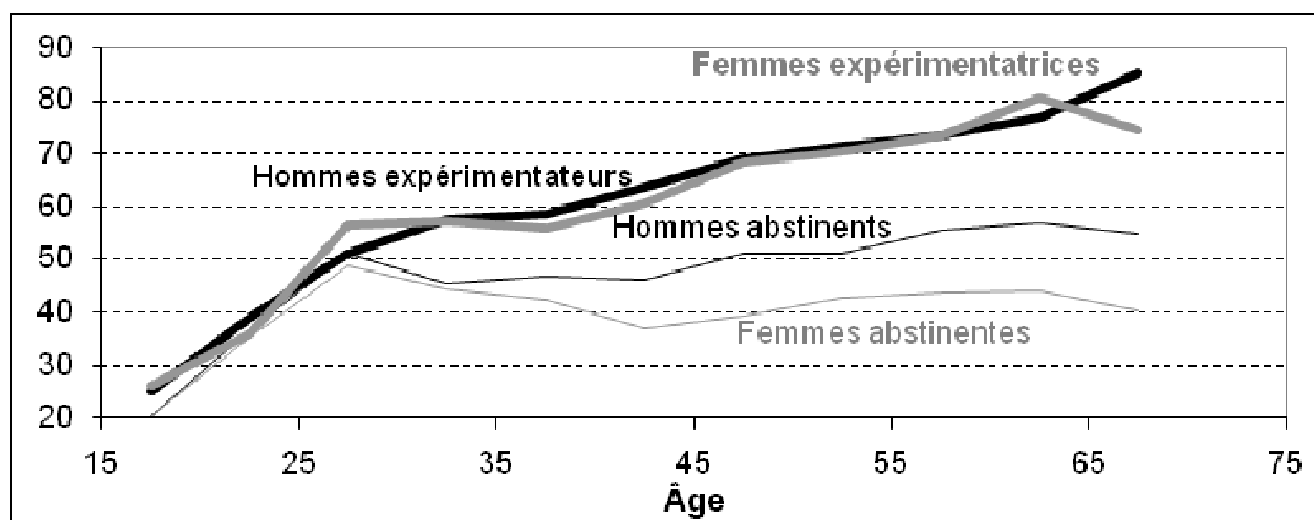
L'expérimentation du cannabis s'avérant plus fréquente au sein des CSP les plus élevés, l'absence de mortalité différentielle pourrait donc s'expliquer par compensation de mortalité différentielle des individus appartenant à une CSP privilégiée face à la mort, que par l'absence de conséquence d'une pratique d'usage de drogues. Dans la mesure où le différentiel est plus

¹⁰ Les expérimentateurs incluant de fait les usagers plus réguliers qui sont beaucoup plus susceptibles de subir ces conséquences qui varient fortement selon les pratiques de consommation en particulier selon leur intensité. On retrouve parmi ces conséquences celles qu'induit le tabac puisque le cannabis est, la plupart du temps en France, mélangé au tabac, mais également celles qui lui sont spécifiques - telles que les psychoses cannabiques par exemple. Enfin, les personnes qui consomment du cannabis sont également en plus forte proportion fumeurs de tabac (indépendamment du mélange de celui-ci avec le cannabis), et consommateurs d'alcool (dont l'usage entraîne plusieurs affections morbides communes au tabac) dont les conséquences s'observent également après une longue durée d'usage.

¹¹ CSP+ : Artisans, commerçants et chefs d'entreprise ; Cadres et professions intellectuelles supérieures ; Professions intermédiaires. CSP- : Agriculteurs exploitants ; Employés ; Ouvriers.

important chez les femmes que chez les hommes, cela pourrait expliquer que s'observe une sous-mortalité chez les expérimentatrices de cannabis que l'on ne retrouve pas chez les hommes (dans les enquêtes utilisées). Cette différence entre hommes et femmes s'accroît d'ailleurs avec l'âge comme le montre la figure 6.

FIGURE 6 : PART DE CSP+ SELON LE STATUT EN MATIÈRE D'EXPÉRIMENTATION CANNABIQUE, L'ÂGE ET LE SEXE (EN %)



Source : Baromètre Santé 2005 ; exploitation N. CAUCHI-DUVAL

3. Limites de la mesure

L'utilisation d'une telle mesure s'appuie sur plusieurs hypothèses sous-jacentes qu'il convient de rappeler pour qu'il en soit fait bon usage. Tout d'abord, cette mesure s'appuie sur l'utilisation de données issues d'échantillonnages. Par conséquent, la qualité de la mesure dépendra de la qualité de l'échantillonnage et des pondérations effectuées. De cette qualité et de la finesse de l'échantillonnage dépendront également les intervalles de confiance dont la précision permettra de se prononcer plus nettement sur une plus grande partie des indices mesurés. De plus, les individus enquêtés lors des deux enquêtes ne sont pas les mêmes individus. Il est donc fait l'hypothèse que les individus enquêtés lors de la première enquête se comportent (ou se sont comportés) de la même manière que ceux qui le sont lors de la seconde enquête. Une fois encore, c'est donc selon la qualité de la représentativité de chacune des deux enquêtes que cette hypothèse s'avérera plus ou moins réaliste. Il est également à souligner que nous ne disposons pas ici d'informations concernant le lieu de résidence antérieur et qu'il n'est donc pas possible de disposer de mesures relatives aux migrations. Dès lors, ce sont des mesures de sorties différentielles des populations étudiées qui sont réalisées. Il ne s'agit donc de mortalité différentielle que sous l'hypothèse qu'il n'existe aucune migration différentielle par rapport au caractère que l'on étudie. Enfin, les deux applications présentées permettent d'apporter de nouvelles informations sur des sujets dont on ne sait que peu de choses. Mais les explications qui en découlent ne peuvent être énoncées qu'au conditionnel ; ces nouvelles informations ayant également révélé de nombreuses questions auxquelles il sera tenté de répondre à l'avenir.

Enfin, une distinction par cohortes reste « limitée ». En effet, l'acquisition du caractère selon lequel sont distinguées les différentes sous-populations peut, dans certains cas, être à l'origine de la surmortalité des individus qui présentent ce caractère. On parle alors de discontinuité dans la mesure où les probabilités de décéder sont modifiées par la survenue de

l'événement permettant l'acquisition du caractère. C'est notamment le cas lorsque l'on s'intéresse au risque de surmortalité des individus entrés dans le SIDA, comme expliqué précédemment. On comprend alors aisément que la durée écoulée depuis l'acquisition du caractère influence le risque de décès, et qu'une mesure de mortalité différentielle au sein des cohortes selon la durée écoulée depuis l'acquisition du caractère auquel il est fait référence puisse être une source d'information pertinente. Bien qu'apparaissant comme moins évidente, une corrélation avec la durée écoulée depuis l'acquisition du caractère peut également impliquer des variations dans les mesures de mortalité différentielle ici présentées, bien que ce caractère ne soit pas explicatif de cette surmortalité.

Si la cause commune des probabilités différentielles de réalisation de l'événement permettant l'acquisition du caractère et du décès était identifiée, c'est de la durée écoulée depuis la réalisation de cette cause que s'expliqueraient intuitivement les différences de mortalités. Il n'est cependant pas toujours possible d'identifier cette cause, soit car les données ne le permettent pas, soit car la cause commune à laquelle il est fait référence ne se limite pas seulement à la réalisation d'un seul événement ou de quelques événements qu'il soit possible d'étudier, mais s'explique par une multitude de caractéristiques dont l'entrelacement se traduit plutôt par des processus. Enfin, il se peut que cette cause commune ne soit pas due à la réalisation d'événements, mais à des caractéristiques innées.

Ainsi, si on note y la durée écoulée depuis l'acquisition du caractère C , on peut disposer de $c_{x;y}^{00}$ et $c_{x;y}^{05}$, étant les proportions d'individus d'âge x en 2000, observés en 2000 et 2005, ayant le caractère C depuis la durée y . Pouvant s'exprimer de la manière suivante :

$$c_{x;y}^t = \frac{N_{t-x} \times {}_N S_{c_{x;y};y}^t \times {}_N S_{x;y}^t}{N_{t-x} \times {}_N S_{x;y}^t} \quad \text{et} \quad c_{x;y}^{t+a} = \frac{N_{t-x} \times {}_N S_{c_{x;y};y}^{t+a} \times {}_N S_{x;y}^t}{N_{t-x} \times {}_N S_{x;y}^{t+a}}$$

qui selon le même principe que celui présenté de manière générale plus avant, permet d'obtenir :

$$\frac{c_{x;y}^t}{c_{x;y}^{t+a}} = \frac{{}_N S_x^t \times \frac{{}_N S_{c_{x;y};y}^t}{{}_N S_{x;y}^t}}{{}_N S_x^t \times \frac{{}_N S_{c_{x;y};y}^t}{{}_N S_{x;y}^t} \times \frac{{}_t S_{c_{x;y};y}^{t+a}}{{}_t S_{x;y}^{t+a}}} = \frac{{}_t S_{x;y}^{t+a}}{{}_t S_{c_{x;y};y}^{t+a}}$$

L'application à la sexualité et à l'expérimentation du cannabis d'une telle mesure, intégrant la durée écoulée depuis l'acquisition du caractère dans l'étude des mortalités différentielles conduit ici à des indicateurs trop instables pour pouvoir être interprétés. Cette difficulté d'interprétation provient essentiellement des fluctuations d'échantillonnage, et pourrait donc être éliminée par un échantillon plus conséquent.

Conclusion

Il est difficile de collecter de l'information relative à certains sujets dits sensibles, que ce soit en raison des tabous sociaux afférents à ces domaines, ou des craintes individuelles de pouvoir être identifié bien que l'anonymat soit garanti et présenté comme tel aux enquêtés. Pour ces raisons, l'utilisation détournée d'enquêtes permet de commencer à soulever le voile de méconnaissance relatif à ces sujets. On présente ici une possible mesure de mortalité différentielle susceptible de participer à une meilleure connaissance de la mortalité des individus selon certains comportements. Mais en apportant des connaissances encore partielles

elle révèle par la même occasion une multitude de questions qui montrent l'entrelacement de différents phénomènes qui restent à analyser.

BIBLIOGRAPHIE

HENRY L. (1959), D'un problème fondamental de l'analyse démographique, *Population*, 1, p. 9-32.

MESLÉ F., VALLIN J. (1996), *Reconstructing long-term series of causes of death*, *Historical methods*, vol. 29, n° 2, p. 72-87.

Annexes

Dans la mesure où les quotients calculés ne suivent aucune loi statistique tabulée permettant de construire un intervalle de confiance deux tests ont été réalisés :

- Un test de comparaison de proportion dont le résultat, s'il est significatif au seuil de 5%, est indiqué par * ;
- Une simulation informatique dont le résultat, s'il est significatif au seuil de 5%, est indiqué par**.

TABLEAU 1 : MORTALITÉ DIFFÉRENTIELLE DES INDIVIDUS AYANT EU DES RAPPORTS SEXUELS AU COURS DE LEUR VIE, SELON LE SEXE ET L'ÂGE EN 2000 (EN %)

Classe d'âges	Hommes	Femmes
15 - 19 ans	1,0470	1,173 ^{*,**}
20 - 24 ans	0,9878	0,937 ^{*,**}
25 - 29 ans	1,0105	0,991
30 - 34 ans	1,0080	1,010 ^{*,**}
35 - 39 ans	0,9983	1,008
40 - 44 ans	1,0039	1,008 ^{*,**}
45 - 49 ans	1,0115 ^{*,**}	1,007 ^{*,**}
50 - 54 ans	1,0064	1,017 ^{*,**}
55 - 59 ans	1,0057	1,015 ^{*,**}
60 - 64 ans	1,0117	1,008
65 - 69 ans	1,0296 ^{*,**}	1,024 ^{*,**}

Source : Baromètre Santé 2000 et 2005 ; exploitation N. CAUCHI-DUVAL

TABLEAU 2 : MORTALITÉ DIFFÉRENTIELLE DES INDIVIDUS AYANT EXPÉRIMENTÉ LE CANNABIS AU COURS DE LEUR VIE, SELON LE SEXE ET L'ÂGE EN 2000 (EN %)

Classe d'âge	Hommes	Femmes
15 - 19 ans	1,1947 ^{*,**}	1,502 ^{*,**}
20 - 24 ans	1,1099 [*]	0,930 ^{**}
25 - 29 ans	1,1030 ^{*,**}	1,042
30 - 34 ans	0,9815	0,987
35 - 39 ans	1,0890	0,917
40 - 44 ans	1,1269	1,029
45 - 49 ans	1,1054	0,967
50 - 54 ans	0,8984	0,965
55 - 59 ans	1,1685	0,700

Source : Baromètre Santé 2000 et 2005 ; exploitation N. CAUCHI-DUVAL