

# Le radon en Corse : évaluation de l'exposition et des risques associés



	<b>Résumé</b>	p. 3
<b>1</b>	<b>Introduction</b>	p. 4
<b>2</b>	<b>Matériel et méthodes</b>	p. 6
<b>3</b>	<b>Résultats</b>	p. 12
<b>4</b>	<b>Discussion</b>	p. 22
<b>5</b>	<b>Recommandations</b>	p. 28
<b>6</b>	<b>Conclusion</b>	p. 30
<b>7</b>	<b>Références bibliographiques</b>	p. 31
<b>8</b>	<b>Annexes</b>	p. 35

# **Le radon en Corse :** **évaluation de l'exposition** **et des risques associés**

## **Réalisation de l'étude et rédaction du rapport :**

**Florian Franke**, Cellule interrégionale d'épidémiologie Sud

**Philippe Pirard**, Institut de veille sanitaire

## **Institutions et personnes ayant contribué à cette étude :**

**Joseph Mattei**, Direction départementale des affaires sanitaires et sociales de la Haute-Corse

**Jean-Christian Maury**, Direction de la solidarité et de la santé de la Corse et de la Corse-du-Sud

**Jean-Luc Lasalle**, Cellule interrégionale d'épidémiologie Sud

**Olivier Catelinois**, Institut de radioprotection et de sûreté nucléaire

## **Rellecteur :**

**Denis Bard**, École nationale de santé publique

# Sigles utilisés

BEIR	Biological Effects of Ionizing Radiations
BRGM	Bureau de recherche géologique et minière
CFES	Comité français d'éducation pour la santé
CIM	Classification internationale des maladies
CIPR	Commission internationale de protection contre le rayonnement
Circ	Centre international de recherche sur le cancer
Cire	Cellule interrégionale d'épidémiologie
Credoc	Centre de recherche pour l'étude et l'observation des conditions de vie
Ddass	Direction départementale des affaires sanitaires et sociales
DGS	Direction générale de la santé
DGUHC	Direction générale de l'urbanisme, de l'habitat et de la construction
DSS	Direction de la solidarité et de la santé
ERP	Établissements recevant du public
ERR	Excès de risque relatif
FRA	Fraction de risque attribuable
IGS	Ingénieur du génie sanitaire
Insee	Institut national de la statistique et des études économiques
Inserm	Institut national de la santé et de la recherche médicale
InVS	Institut de veille sanitaire
IPSN	Institut de protection et de sûreté nucléaire
IRSN	Institut de radioprotection et de sûreté nucléaire
NRPB	National Radiological Protection Board
RR	Risque relatif
SIG	Système d'information géographique
US EPA	United States Environmental Protection Agency
WLM	Working level month

# Résumé

## Introduction

La Cellule interrégionale d'épidémiologie (Cire) Sud a été saisie par la Direction de la solidarité et de la santé (DSS) de Corse et de Corse-du-Sud pour estimer le nombre de décès, par cancer du poumon, attribuables au radon en Corse.

## Méthode

La caractérisation de l'exposition au radon de la population corse est basée sur la campagne de mesures dans l'habitat de 1995/1996.

Suite à l'analyse descriptive de l'échantillon, les mesures ont été redressées sur la géologie, la saison de mesure et le type d'habitat.

Le modèle de risque retenu a permis de calculer des probabilités de décéder du cancer du poumon âge par âge et d'établir un risque relatif moyenné sur la vie entière pour l'ensemble de la population, pour les fumeurs et les non-fumeurs.

L'évaluation du risque est basée à la fois sur la distribution brute et sur la distribution redressée.

## Résultats

L'échantillon retenu comporte 113 mesures. La moyenne arithmétique des mesures brutes est de  $197 \text{ Bq.m}^{-3}$  (étendue :  $20\text{-}2\,000 \text{ Bq.m}^{-3}$ ) ; 23 % des mesures sont supérieures à  $200 \text{ Bq.m}^{-3}$  et près de 12 % sont supérieures à  $400 \text{ Bq.m}^{-3}$ .

Après redressements, la distribution a une moyenne de  $134 \text{ Bq.m}^{-3}$ . La proportion d'habitations présentant des niveaux de radon dépassant les  $200 \text{ Bq.m}^{-3}$  est de 18 %.

L'évaluation de risque fait ressortir que :

- sur la base de la distribution brute, le pourcentage attribuable de décès par cancer du poumon au radon serait de 28,0 % sur l'ensemble de la population (soit 43,7 décès par an) ;
- sur la base de la distribution redressée, le pourcentage attribuable de décès par cancer du poumon au radon serait de 21,5 % sur l'ensemble de la population (soit 33,3 décès par an) ;

- la part des décès par cancer du poumon attribuable aux concentrations en radon supérieures à  $400 \text{ Bq.m}^{-3}$  en Corse serait comprise entre 30 et 48 % ;
- sur la base de la distribution brute, le pourcentage attribuable de décès par cancer du poumon au radon serait de 26,0 % pour les fumeurs et de 44,3 % pour les non-fumeurs, sous l'hypothèse d'une interaction tabac/radon submultiplicative. Il serait de 28,0 % pour les fumeurs et de 29,3 % pour les non-fumeurs, sous l'hypothèse d'une interaction tabac/radon multiplicative ;
- sur la base de la distribution redressée, le pourcentage attribuable de décès par cancer du poumon au radon serait de 19,6 % pour les fumeurs et de 35,7 % pour les non-fumeurs, sous l'hypothèse d'une interaction tabac/radon submultiplicative. Il serait de 21,1 % pour les fumeurs et de 22,4 % pour les non-fumeurs sous l'hypothèse d'une interaction tabac/radon multiplicative.

## Discussion – Recommandations

Le niveau moyen de radon relevé en Corse est supérieur à celui de la France. Sur la base des résultats de la campagne IRSN-DGS, la moyenne française est de  $90 \text{ Bq.m}^{-3}$  contre  $197 \text{ Bq.m}^{-3}$  pour la Corse.

Le risque de décéder d'un cancer du poumon attribuable au radon a été évalué à 13 % en France. L'évaluation de risque menée sur la Corse montre un risque attribuable au radon compris entre 21,5 et 28 %.

Cette évaluation de risque n'est qu'une étape. Il est important de mieux appréhender l'exposition au radon de la population corse. Pour une bonne estimation des niveaux de radon et donc de l'impact de celui-ci, des mesures complémentaires sont nécessaires. Les résultats de l'analyse des données d'exposition permettent de guider le choix des nouvelles mesures : une campagne sur l'effet saison en Corse et une complétion des mesures en logement collectif en sont les deux principaux axes. Vu l'importance de l'interaction entre le tabac et le radon, une bonne estimation des habitudes tabagiques en Corse et de son évolution dans le temps apparaît primordiale pour bien estimer l'impact du radon dans cette région.

# 1 Introduction

## 1.1 | Contexte

### 1.1.1 | Le radon

Le radon est un gaz naturel radioactif. Il provient de la désintégration du radium, lui-même issu de l'uranium présent dans la croûte terrestre. Le cycle de vie du radon est de l'ordre de quelques jours. Sa désintégration donne naissance à d'autres éléments radioactifs [SFSP 00].

Sa concentration varie en fonction de la nature géologique des sols. Il émane surtout des sols granitiques et

volcaniques et de certains matériaux de construction. À l'air libre, le radon est fortement dilué, mais il peut s'accumuler dans un espace clos.

Le radon est à l'origine de près de 40 % de notre exposition aux rayonnements ionisants [Ro 98]. Cela est dû en grande partie au fait que nous passons en moyenne 90 % de notre temps à l'intérieur des bâtiments [Gi 96].

### 1.1.2 | Le radon et la santé

Le radon réagit peu sur notre organisme. Ce sont ses descendants particuliers (polonium, plomb, bismuth) qui se déposent le long des voies aériennes pulmonaires et qui émettent des rayonnements alpha, peu pénétrants, qui irradient les cellules les plus sensibles des bronches [SFSP 00].

Les dommages provoqués par ce type de rayonnement peuvent conduire à la cancérisation. Les expérimentations animales et les enquêtes épidémiologiques menées sur les mineurs (mines d'uranium, de fer et d'étain) ont abouti à identifier un risque majeur : le cancer du poumon [Da 95, Fr 01, Ro 98]. Ces résultats ont entraîné le Centre international de recherche sur le cancer (Circ) à classer le radon comme cancérigène pulmonaire certain pour l'homme [IARC 88]. La relation entre une exposition au radon et le risque de développer une leucémie n'a pour l'instant pas été prouvée [Lau 01]. Seules certaines études écologiques mettent en avant une telle relation [Lau 04, Ev 04].

L'analyse conjointe de 11 cohortes de mineurs (68 000 hommes dont plus de 2 700 sont décédés du cancer du poumon) a permis d'estimer la relation entre une exposition au radon et les risques de développer un cancer du poumon en population générale, tout en tenant compte de différents cofacteurs [Lu 94, Da 95]. Ces cofacteurs sont l'âge, le débit de dose et le délai depuis l'exposition. De plus, ces études montrent une interaction entre le radon et le tabac. Cette interaction est apparemment submultiplicative (le risque induit par une exposition au radon et au tabac est supérieur à la somme et inférieur au produit des deux effets pris séparément) [BEIR VI 99, Lu 97, Ti 03]. Fumer augmente le risque de développer un cancer du poumon lié au radon et

inversement ; il est donc important de tenir compte des habitudes tabagiques lorsque le risque de cancer du poumon lié à l'inhalation du radon est évalué. Cette analyse a permis de confirmer l'existence d'une relation exposition-réponse pour le sous-groupe des mineurs exposés à de faibles expositions cumulées, comparables à des situations d'exposition domestique au radon rencontrées fréquemment [Lu 97b]. En France, le suivi des mineurs d'uranium continue [Ro 02]. Il porte sur une cohorte de 5 000 mineurs exposés à de faibles niveaux de radon. Les premiers résultats confirment l'existence d'une relation significative pour de faibles expositions cumulées.

Les études épidémiologiques se sont également orientées vers les expositions domestiques au radon en population générale. Plusieurs études épidémiologiques cas-témoins ont été publiées. Seules certaines de ces études présentent une association positive significative entre le risque de développer un cancer du poumon et l'exposition résidentielle au radon [Pe 94, Fi 00, Fi 01, To 01, Wa 02]. La plupart d'entre elles présentent des résultats positifs mais non significatifs [Sc 90, Pe 92, Al 94, Le 94, Au 96, Ru 96, Da 98, Al 99, Sa 99, La 01, Kreu 03, Ba 04b, Bo 05]. Deux présentent des résultats négatifs et non significatifs [Bl 90, Kr 01]. Il est important de souligner qu'aucune étude ne présente de résultat négatif significatif et que les résultats de ces études sont globalement concordants avec ceux des études de cohortes de mineurs. Ce type de résultat est très en faveur d'un excès de risque de cancer du poumon attendu, provoqué par l'exposition au radon domestique, mais inconstamment mis en évidence du fait du manque de puissance des études.



Afin d'apprécier l'impact des imprécisions des mesures d'exposition sur les résultats de ces enquêtes, certaines études se sont focalisées sur la qualité de l'estimation de l'exposition cumulée au radon [Fi 97, Fi 99, Fi 02, La 02]. Les résultats de ces études plaident en faveur de l'augmentation d'un risque de cancer du poumon quand l'exposition au radon augmente.

Afin de pallier le manque de puissance, plusieurs analyses conjointes des études épidémiologiques cas-témoins ont été menées.

Une métaanalyse faite en 1997 sur huit études épidémiologiques cas-témoins [Lu 97a] aboutit à une relation significative entre exposition domestique au radon et risque de cancer du poumon compatible avec la relation attendue de l'extrapolation de la relation observée chez les mineurs [Lu 97b].

L'étude de Krewsky *et al.* regroupe les résultats des sept études cas-témoins nord-américaines. Elle donne une estimation d'un excès de risque de décéder d'un cancer du poumon de 1,11 (IC 95 % : 1,00-1,28) pour une exposition de 100 Bq.m<sup>-3</sup> pendant 25 ans dans l'habitat [Krew 05]. Cette estimation est compatible avec celle prédite par l'extrapolation de la relation estimée sur la base des cohortes de mineurs qui est de 1,12 (IC 95 % : 1,02-1,25).

L'étude de Darby est une analyse conjointe de treize études cas-témoins européennes [Da 05]. Elle réunit ainsi 7 149 cas et 14 208 témoins. Elle utilise une méthode qui permet

de tenir compte de la variabilité dans la mesure de l'exposition et elle prend en compte, de façon particulièrement détaillée, l'exposition au tabagisme. De par sa puissance, elle apporte des résultats très importants. L'accroissement du risque de développer un cancer du poumon est de 8,4 % pour une exposition de 100 Bq.m<sup>-3</sup> (IC 95 % : 3,0-15,8) pendant 30 ans. Après correction des incertitudes autour des expositions, elle conduit à estimer une augmentation du risque de cancer du poumon de 16 % pour 100 Bq.m<sup>-3</sup> (IC 95 % : 5-31). La relation dose-réponse est compatible avec une relation linéaire. L'étude des effets conjoints du tabac et du radon montre qu'il y a interaction.

L'Académie nationale des sciences des États-Unis a réuni le comité "Biological Effects of Ionizing Radiations VI" (BEIR VI) qui, sur la base de l'ensemble des informations scientifiques existantes et des résultats des études épidémiologiques, a proposé des modèles d'évaluation des risques afin d'estimer l'impact de l'exposition au radon en population générale [BEIR VI 99]. L'application de ce modèle à la distribution estimée du radon dans l'habitat aux États-Unis (moyenne arithmétique de 46 Bq.m<sup>-3</sup>) conduit à estimer que 10 % des cancers du poumon sont attribuables au radon. Une première estimation basée sur ce modèle et la distribution du radon dans l'habitat en France, selon l'enquête de l'Institut de radioprotection et de sûreté nucléaire (IRSN), conduit à estimer une proportion de cancers attribuables à l'exposition au radon de l'ordre de 13 %. Des travaux sont en cours sur le sujet à l'IRSN. Ils devraient donner lieu à une publication scientifique des résultats dans le futur.

### 1.1.3 | Le contexte corse

La Corse, et surtout le département de la Corse-du-Sud, présente de fortes concentrations en radon. La Corse, qui fait partie des régions françaises les plus exposées au risque radon [IPSN 01], a fait l'objet de plusieurs campagnes de mesures au cours de ces 20 dernières années dans l'habitat et plus récemment dans les établissements recevant du public (ERP).

La Cire Sud a été saisie en 2001 par la DSS de Corse et de Corse-du-Sud pour étudier la mortalité liée au radon en Corse. Il s'agit plus précisément d'évaluer le nombre de décès attendus par cancer du poumon liés au radon en

tenant compte, si possible, du statut tabagique des personnes exposées. Cette demande vient compléter la publication d'une plaquette sur le risque radon en Corse et le travail de cartographie déjà réalisé [DSS 99].

La Cire Sud a mené une évaluation des risques en mettant en relation les mesures des concentrations en radon effectuées dans l'habitat et les données de mortalité par cancer du poumon en Corse, au vu des modèles de risque disponibles et du fait que nous passons 70 % de notre temps à domicile [Gi 96].

## 1.2 | Objectifs de l'étude

L'objectif principal de cette étude est d'évaluer le nombre de décès par cancer du poumon attribuables à une exposition au radon.

Le recensement des données d'exposition et l'estimation de leur représentativité sont des objectifs intermédiaires.

## 2 Matériel et méthodes

### 2.1 | Caractéristiques de la population d'étude

#### 2.1.1 | Données de population

L'étude a porté sur l'ensemble de la population corse. Les données de population sont issues du recensement 1999 de l'Institut national de la statistique et des études

économiques (Insee) [Insee 99a]. La définition de population retenue est celle de la population sans doubles comptes<sup>1</sup>.

#### 2.1.2 | Données de mortalité

Les mortalités toutes causes et par cancer du poumon ont été obtenues auprès du service d'information sur les causes médicales de décès de l'Institut national de la santé et de la recherche médicale (Inserm) [Inserm 99, Pa 03].

La demande a porté sur la Corse et sur la France pour les années allant de 1990 à 1999. L'interrogation de la base s'est limitée aux codes de la classification internationale des maladies (CIM) version 9 suivants :

- 162.2 : tumeur maligne, bronche souche ;
- 162.3 : tumeur maligne, lobe supérieur, bronche ou poumon ;
- 162.4 : tumeur maligne, lobe moyen, bronche ou poumon ;

- 162.5 : tumeur maligne, lobe inférieur, bronche ou poumon ;

- 162.8 : tumeur maligne, autres (tumeurs malignes empiétant les limites de sièges différents) ;

- 162.9 : tumeur maligne, bronche et poumon, sans précision.

Les résultats obtenus sont répartis selon l'année, le lieu de domicile, le sexe et l'âge.

Le nombre de décès annuels retenu (par sexe et classe d'âge), toutes causes et par cancer du poumon, est la moyenne des décès enregistrés de 1990 à 1999.

#### 2.1.3 | Données sur le tabagisme

Compte tenu de la cinétique de la relation exposition aux facteurs de risque (radon et tabac) et cancer du poumon (10 à 15 années), les prévalences de fumeurs et d'ex-fumeurs retenues ont été calculées sur la base des résultats des enquêtes de l'Insee effectuées en 1980-1981, 1986-1987, 1991-1992 en France [Hi 04]. N'ayant pas trouvé

les données correspondantes pour la période 1980-1990, l'excès de 20 % de fumeurs en Corse par rapport aux prévalences moyennes françaises observé en 2000 n'a pas été pris en compte [CFES 00].

Le tabagisme passif n'a pas été étudié.

#### 2.1.4 | Caractéristiques des sols

La Corse fait partie des régions françaises les plus granitiques.

Les concentrations en radon étant fortement liées à la géologie du sol [Ro 98], une variable "géologique" a été construite, pour chaque commune de Corse, en croisant

sa localisation avec la carte géologique du Bureau de recherche géologique et minière (BRGM) au 1/1 000 000 permettant d'identifier les zones riches en granite. Le codage de cette information est binaire : présence ou non de la commune sur une zone géologique magmatique acide (zone riche en granite).

<sup>1</sup> Cette définition est utilisée pour calculer la population d'un ensemble de communes, chaque personne étant alors prise en compte une seule fois.



### 2.1.5 | Caractéristiques de l'habitat

Afin de mieux cerner les particularités de l'habitat corse, certaines caractéristiques de l'habitat ont été relevées [Insee 99b] : type de logement (maisons individuelles, logements collectifs) et époque d'achèvement de la construction. Les informations concernant le matériau principal de construction n'étaient pas disponibles, cette variable n'a pas pu être incluse dans l'analyse.

Seules les résidences principales ont été retenues pour décrire l'habitat en Corse.

Ces différentes informations étaient nécessaires pour estimer la représentativité des échantillons de mesures disponibles [Ro 98].

## 2.2 | Caractérisation de l'exposition au radon

Trois campagnes étalées sur plusieurs années ont été réalisées par les services santé/environnement de la DSS de Corse et de Corse-du-Sud et de la Direction des affaires sanitaires et sociales (Ddass) de Haute-Corse, dans les habitations et dans les lieux publics :

- campagne de mesures réalisée en 1995 et 1996 ;
- série de mesures réalisée en Haute-Corse en 1992 ;
- campagne de mesures dans les ERP en 1999.

La caractérisation de l'exposition est basée sur la campagne de 1995/1996. Ce choix est motivé par les raisons suivantes :

- mesures de la campagne 1995/1996 validées par l'Institut de protection et de sûreté nucléaire (IPSN) et réalisées dans l'habitat, selon un protocole national (cf. paragraphe 2.2.1) ;
- mesures de 1992 réalisées sans protocole précis et pas seulement dans l'habitat ;
- mesures de la campagne dans les ERP réalisées dans des bâtiments difficilement comparables aux habitations privées.

Les campagnes en Haute-Corse de 1992 et dans les ERP ont permis tout de même de discuter de la représentativité

### 2.2.1 | Campagne 1995/1996

#### *Protocole de la campagne 1995/1996*

Les mesures réalisées en 1995 et en 1996 en Corse s'inscrivaient dans le cadre de la campagne nationale conduite par l'IPSN en collaboration avec la Direction générale de la santé (DGS) et les Ddass [Ro 98, IRSN 00].

Cette campagne nationale de mesures du radon dans l'habitat a permis de couvrir l'ensemble du territoire français. Le plan de sondage des communes s'appuyait sur un réseau maillé destiné à couvrir le département de manière homogène.

La priorité de cette campagne était d'évaluer les concentrations en radon dans l'habitat. Les mesures ont été réalisées dans des maisons individuelles et des logements collectifs. La campagne se limitait aux habitations principales. Le choix des habitations était basé sur le volontariat.

L'activité volumique du radon était mesurée à l'aide d'un dosimètre passif de type Kodalpha. Une fois le dosimètre ouvert, le film était exposé directement à l'air ambiant. Il enregistrait les rayonnements alpha du radon et de ses descendants. Le dosimètre n'enregistrait plus les rayonnements dès qu'il était fermé. Après exposition, le dosimètre était envoyé pour lecture dans un laboratoire spécialisé.

Les ingénieurs sanitaires des Ddass ont réalisé la pose des dosimètres et le remplissage des questionnaires documentant les mesures. Le dosimètre devait être placé dans une pièce fréquentée de l'habitation (cuisine, chambre, salle de séjour), si possible au rez-de-chaussée, pour une durée d'environ deux mois. En cas de mesure inférieure à 5 Bq.m<sup>-3</sup> ou supérieure à 400 Bq.m<sup>-3</sup>, une seconde mesure devait être réalisée.

Pour la Corse, la campagne a été menée par la DSS de Corse et de Corse-du-Sud et par la Ddass de Haute-Corse. La validation des mesures a été réalisée par l'IPSN.

Les informations disponibles avec les mesures sont :

- les caractéristiques de la commune ;
- les caractéristiques de l'habitation (période de construction, type d'habitation, type de fondations) ;
- les caractéristiques de la pièce mesurée (type, niveau, matériau principal des murs, nombre d'ouvertures, fréquence d'ouverture des fenêtres, système de ventilation, revêtements, pièce chauffée pendant la mesure, présence d'une cheminée) ;
- le numéro du dosimètre ;
- la période mesurée (date de début d'exposition, date de fin d'exposition) ;
- la valeur de la mesure.

Dans le cadre de cette étude, deux variables ont été créées : géologie du sol (modalités de codage au paragraphe 2.1.4), saison de mesure<sup>2</sup>. Certaines variables ont été recodées pour en faciliter l'exploitation : période de construction, type d'habitation, niveau de la pièce, matériau principal de construction, ouverture des fenêtres, système de ventilation.

### Description des mesures

Afin de simplifier la lecture des résultats, les comparatifs de moyennes sont réalisés sur les moyennes arithmétiques et non pas sur les moyennes géométriques, à utiliser lorsque les distributions sont log-normales.

La moyenne arithmétique, la médiane, la moyenne géométrique, l'écart-type et l'étendue ont été calculés sur l'ensemble de l'échantillon.

Après avoir étudié les principales caractéristiques de l'échantillon de mesures, des analyses univariées ont été réalisées entre les variables associées aux mesures et les concentrations en radon.

Les variables explicatives pouvant ne pas être indépendantes entre elles, une analyse multivariée a été réalisée en insérant dans le modèle toutes les variables pour lesquelles une différence significative (ou limite significative : test non paramétrique avec un  $p$  inférieur à 0,20) était observée lors des analyses univariées. Le modèle final comprenait les variables : géologie, type d'habitat, matériau

principal de construction et saison de mesure.

Les enregistrements ayant au moins une des caractéristiques ci-dessous ont été enlevés de l'analyse multivariée :

- types d'habitat autres que pavillons et habitats collectifs ;
- pièces mesurées en sous-sols ;
- valeurs manquantes sur les variables retenues.

### Redressement des mesures

Le redressement a porté sur la saison de mesure, la géologie et le type d'habitat. En effet, la distribution dans l'échantillon de ces variables expliquant les niveaux de radon rencontrés n'était pas représentative de la distribution réelle connue en Corse.

N'ayant pas d'information sur la répartition des habitations corses en fonction des matériaux de construction, la représentativité des mesures pour cet indicateur, associé aussi à des modifications significatives des niveaux de radon mesurés, n'a pu être appréciée.

Pour estimer l'exposition moyenne annuelle, le calcul retenu tenait compte des résultats de l'analyse multivariée. Au vu du coefficient de l'analyse multivariée et pour approcher une exposition annuelle, les mesures "hiver" ont été pondérées de 1/4 et les mesures "printemps" de 3/4. Il est supposé que l'effet saison du printemps est proche de ceux de l'été et de l'automne.

L'échantillon ainsi obtenu a été divisé en quatre sous-échantillons (habitats pavillonnaires sur zone granitique, habitats pavillonnaires sur zone non granitique, logements collectifs sur zone granitique et logements collectifs sur zone non granitique).

Sur la base des moments (moyenne, écart-type) log-transformés de ces quatre distributions, quatre distributions log-normales théoriques, en fonction du nombre de données souhaitées, ont été produites par simulation d'échantillonnage.

Les quatre échantillons ainsi créés ont été ensuite assemblés selon la proportion respective de chacun des sous-échantillons dans l'habitat corse [Insee 99a].

Ces différentes étapes ont permis d'avoir une estimation de la distribution des niveaux de radon moyens annuels dans l'habitat corse.

## 2.2.2 | Autres campagnes

### Série de mesures 1992

Il n'existait pas de protocole précis pour cette série de mesures. Il n'y avait pas, entre autres, de maillage

<sup>2</sup> Saison correspondant au milieu de la période de mesure.

permettant d'approcher une représentativité spatiale. Elle ne concernait que la Haute-Corse. Le radon a été mesuré aussi bien dans l'habitat que dans les bâtiments publics.

Les informations disponibles avec les mesures de 1992 sont :

- les caractéristiques de la commune ;
- les caractéristiques de l'habitation (matériau principal de construction, présence d'un vide sanitaire) ;
- les caractéristiques de la pièce mesurée (emplacement de la mesure, volume) ;
- le numéro du dosimètre ;
- la période mesurée (date de début d'exposition, date de fin d'exposition) ;
- la valeur de la mesure.

### ***Campagne 1999 dans les établissements recevant du public***

Par la circulaire conjointe DGS/DGUHC n° 99-46 du 27 janvier 1999 relative à l'organisation de la gestion du risque lié au radon [DGS 99], il était demandé aux préfets de mettre en place un dispositif d'information des populations concernant le radon, ainsi que des mesures systématiques des concentrations de ce gaz dans les bâtiments recevant du public dans les zones géographiques les plus concernées. Ces zones ont été déterminées à l'aide de la campagne de mesures du radon dans l'habitat menée par l'IPSN et les Ddass à partir de 1992 (départements présentant une moyenne supérieure ou égale à 100 Bq.m<sup>-3</sup>). Cette liste a été mise à jour par la circulaire du 2 juillet 2001 [DGS 01]. Trente et un départements sont à ce jour concernés [Go 03] (carte donnée en annexe 8.1.1).

Les premières mesures ont été réalisées dans les établissements accueillant des enfants.

L'activité volumique du radon a été mesurée à l'aide de dosimètres passifs (détail au paragraphe 2.2.1).

La pose du dosimètre radon et le remplissage du questionnaire ont été réalisés dans la mesure du possible

par un ingénieur sanitaire ou un technicien de la Ddass ou de la DSS.

Au démarrage de cette étude, seules les écoles avaient été investiguées de manière quasiment exhaustive. L'étude des données dans les ERP est donc basée sur ces mesures.

Le questionnaire permet de préciser, entre autres, les informations suivantes :

- les caractéristiques de la commune ;
- les caractéristiques de l'établissement (type d'établissement, nombre d'occupants, nombre de bâtiments, nombre de salles, coordonnées géographiques) ;
- les caractéristiques du bâtiment mesuré (période de construction, nombre de niveaux du bâtiment, surface totale au sol, interface avec le sol, matériau de construction principal, entrées et sorties d'air du bâtiment...) ;
- les caractéristiques du local mesuré (nombre de jours d'inoccupation pendant la mesure, hauteur du dosimètre par rapport au sol, distance du dosimètre par rapport au mur le plus proche, utilisation du local, niveau du local, aération par ouverture des fenêtres, entrées et sorties d'air du local, structure sous le local...) ;
- le numéro du dosimètre ;
- la période mesurée (date de début d'exposition, date de fin d'exposition) ;
- la valeur de la mesure.

Dans le cadre de cette étude, un certain nombre de variables ont été créées ou recodées avec les mêmes modalités que la campagne 1995/1996 (géologie du sol, période de construction, matériau principal et saison de mesure).

Contrairement à la campagne nationale IPSN/DGS, les questionnaires remplis au moment des mesures n'étaient pas informatisés. Ils ont été saisis dans leur totalité à la Cire Sud.

## **2.3 | Le modèle d'exposition/risque**

### **2.3.1 | Généralités**

Plus de dix ans après une première estimation des risques dus à une exposition au radon [BEIR IV 88], l'Académie nationale des sciences des États-Unis a procédé à une nouvelle évaluation [BEIR VI 99].

Le comité BEIR VI s'est basé sur des enquêtes portant sur des mineurs exposés au radon et plus précisément sur une métaanalyse portant sur 11 cohortes de mineurs [Da 95]. Il s'est aussi appuyé sur 8 études cas-témoins [Lu 97a].

Le BEIR VI a mis au point deux modèles d'évaluation du risque, en population générale, de décéder d'un cancer du poumon suite à une exposition au radon et à ses descendants. Ces modèles estiment un coefficient d'excès de risque relatif par unité d'exposition. Le premier modèle prend en compte l'âge atteint, le délai écoulé depuis l'exposition et la durée de l'exposition : modèle exposition-âge-durée. Le deuxième modèle privilégie l'intensité de l'exposition plutôt que sa durée (modèle exposition-âge-concentration).

Plusieurs hypothèses ont été formulées, les principales sont :

- l'impact des particules alpha sur les bronches et les poumons est le même en population générale et chez les mineurs ;
- la relation entre l'exposition au radon et le risque de cancer du poumon est linéaire sans seuil ;
- les particuliers passent 70 % de leur temps à domicile ;
- les risques sont les mêmes chez les femmes et chez les hommes.

Le modèle exposition-âge-durée a été retenu pour cette étude (le détail des calculs est exposé dans les annexes 8.1.2 et 8.1.3). Ce modèle permet de calculer des probabilités de décéder du cancer du poumon âge par âge et d'établir un risque relatif<sup>3</sup> moyenné sur la vie entière ( $RR_{MOY}$ ). Pour arriver à cet indicateur résumé, il faut tout d'abord calculer pour chaque âge :

- l'excès de risque de développer un cancer du poumon dû à une exposition au radon (à une concentration donnée) ;

- le taux de mortalité toutes causes ;
- les taux de mortalité spécifiques (cancer du poumon) attendus et prédits à cause d'un excès de risque dû au radon ;
- les probabilités de survivre jusqu'à l'âge défini et de décéder ensuite d'un cancer du poumon (avec et sans exposition au radon).

Pour une population et sous certaines conditions<sup>4</sup>, cet indicateur résumé permet de calculer la fraction du risque attribuable<sup>5</sup> (FRA) et le nombre de décès attribuables à une exposition au radon (à une concentration donnée). Lorsque le profil d'exposition au radon de cette population est connu, il est possible d'évaluer la part de chaque classe d'exposition dans le risque et de proposer des scénarios de gains sanitaires.

Dans les études de cohorte, les données sur l'exposition au tabac sont absentes ou peu précises. Néanmoins, les analyses des études de cohortes de mineurs sont plutôt en faveur d'une synergie submultiplicative entre l'exposition au radon et l'exposition au tabac, mais il est difficile de modéliser précisément la forme de cette interaction. Aussi, le BEIR VI a pris en compte l'interaction tabagique de deux manières [BEIR VI 99, SFSP 00]. La première, en considérant les effets du tabac et du radon comme purement multiplicatifs et la seconde, basée sur les résultats des analyses stratifiées sur les fumeurs et les non-fumeurs pour les cohortes de mineurs détenant cette information, en considérant un effet conjoint submultiplicatif. Les deux méthodes ont été retenues dans cette étude (le détail des calculs est exposé dans l'annexe 8.1.4).

## 2.3.2 | Évaluations de risques proposées

En raison des incertitudes rencontrées dans cette évaluation, à la fois sur la caractérisation de l'exposition et sur le modèle de risque, il a été décidé de ne pas donner d'intervalles de confiance.

Deux évaluations de risque sont proposées : une sur les données brutes d'exposition et une sur les données redressées d'exposition.

La répartition des décès attribuables est présentée par classe d'exposition.

Les différents résultats par classe d'exposition sont calculés par rapport à la valeur moyenne de chacune de ces classes d'exposition.

Deux scénarios de gains sanitaires attendus par réduction de l'exposition au radon sont présentés :

- gain sanitaire attendu en ramenant les expositions supérieures à 400 Bq.m<sup>-3</sup> entre 200 et 400 Bq.m<sup>-3</sup> ;
- gain sanitaire attendu en ramenant les expositions supérieures à 150 Bq.m<sup>-3</sup> entre 100 et 150 Bq.m<sup>-3</sup>.

<sup>3</sup> Le risque relatif est le rapport entre le risque chez les individus exposés et le risque chez les non-exposés.

<sup>4</sup> La structure d'âge de la population ne doit pas être trop éloignée de celle qui correspond au renouvellement des générations (hypothèse de stabilité démographique à long terme).

<sup>5</sup> La fraction du risque attribuable est la part du risque de décéder d'un cancer du poumon pour des individus exposés, qui peut être attribuée à l'exposition.

## 2.4 | Analyses statistiques

Les différences de moyennes sont évaluées à l'aide de tests non paramétriques :

- test U de Mann-Withney (test entre deux échantillons) ;
- test de Kruskal-Wallis (test sur plus de deux échantillons).

Le test de normalité utilisé est le test non paramétrique de Kolmogorov-Smirnov.

L'analyse multivariée est basée sur un modèle linéaire général :

- la variable dépendante est la concentration en radon log-transformée ;

- les facteurs fixés sont la géologie, le type d'habitat, le matériau principal de construction et la saison de mesure ;
- seuls les effets principaux des facteurs fixés sont pris en compte dans le modèle (pas d'interaction statistique introduite dans le modèle).

Le redressement sur la zone géologique et sur le type d'habitat a été réalisé à l'aide d'un modèle de Monte Carlo (modèle qui produit un échantillon aléatoire d'une loi normale sur la base d'une moyenne et d'un écart-type).

## 2.5 | Logiciels utilisés

La saisie des données dans les ERP et la mise en forme de l'ensemble des données d'exposition ont été réalisées sous Microsoft Access 2002.

Les travaux de cartographie ont été réalisés à l'aide du système d'information géographique (SIG) Arcview 8.3.

Les analyses statistiques ont été menées sous SPSS 11.0 et SAS 8.

Le modèle de risque BEIR VI a été développé sous Microsoft Excel 2002.

# 3 Résultats

## 3.1 | Caractéristiques de la population étudiée

### 3.1.1 | Données de population et de mortalité

Le nombre annuel de décès toutes causes en Corse de 1990 à 1999 est en moyenne de 2 723. Même s'il existe des variations entre les années, elles sont minimales (écart-type de 57).

Le nombre de décès par cancer du poumon en Corse de 1990 à 1999 est de 155 par an en moyenne. Il est peu variable sur cette période (écart-type de 15).

Les tumeurs malignes des bronches et des poumons représentent en moyenne, de 1990 à 1999, 5,7 % des décès en Corse (9,3 % chez les hommes, 1,8 % chez les femmes). Le taux annuel spécifique moyen de mortalité par cancer du poumon en Corse est de 0,56 pour 1 000.

### 3.1.2 | Données sur le tabagisme

Il existe des disparités régionales en termes de prévalences tabagiques actuelles et passées. Ainsi, en 1999, la Corse faisait partie des trois régions où le pourcentage de fumeurs réguliers était supérieur à la moyenne nationale. En 1999, la Corse comptait 34,9 % de fumeurs réguliers (au moins une cigarette par jour) contre environ 29 % en France [CFES 99]. Malheureusement, l'information au niveau régional n'était pas assez précise et n'existait que pour l'année 1999.

Afin de tenir compte de l'évolution des prévalences tabagiques dans la population, les données fournies par

l'Insee, issues des enquêtes décennales sur les conditions de vie (1980-1981, 1986-1987, 1991-1992) à l'échelle de la France, ont été moyennées [Hi 04]. De même, ces années ont été choisies car elles respectent le délai de 10 ans entre la fin de l'exposition au tabagisme et la survenue des cancers du poumon.

De 1981 à 1992, les prévalences moyennes à l'égard du tabagisme en France (fumeurs et ex-fumeurs) étaient de 69 % chez les hommes et de 29 % chez les femmes (tableau ci-dessous).

Tableau 1 - Prévalences moyennes du tabagisme en France des 26-75 ans, de 1981 à 1992

	1981	1987	1992	Moyenne (1981, 1987 et 1992)
Hommes	70 %	72 %	65 %	69 %
Femmes	25 %	32 %	31 %	29 %

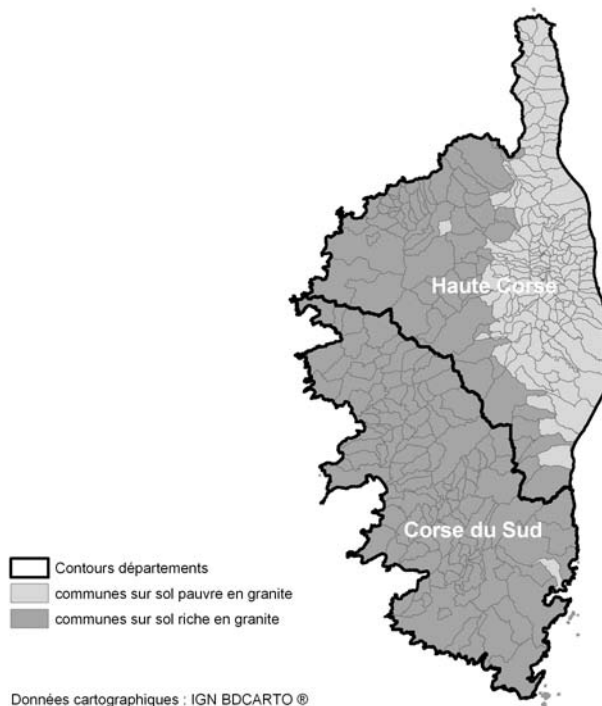
### 3.1.3 | Caractéristiques des sols

Même si la Corse est aux deux tiers granitique, seulement 52 % des communes sont implantées sur des zones granitiques (189 sur 360) et donc potentiellement concernées par une forte exposition au radon. Ces communes regroupent 58 % de la population totale corse.

Il existe une forte hétérogénéité des deux départements corses. La Corse-du-Sud (2A) est essentiellement granitique. La Haute-Corse (2B) est quant à elle partagée en deux : seul l'ouest du département a une géologie de type magmatique acide.



Figure 1 - Répartition des communes en fonction du type de géologie en Corse



### 3.1.4 | Caractéristiques de l'habitat

Pour des raisons de simplification et devant la faible proportion de logements autres que maisons individuelles et logements collectifs (3 %), les pourcentages donnés ci-dessous ont pour dénominateur la somme du nombre de maisons individuelles (ou fermes) et du nombre de logements collectifs.

La proportion de maisons individuelles est plus élevée en Haute-Corse qu'en Corse-du-Sud (tableau 2) : 53 % *versus* 48 %.

Tableau 2 - Répartition de l'habitat en fonction du type d'habitation en Corse en 1999

Type de logements	Corse-du-Sud	Haute-Corse	Corse
Logements collectifs	52 %	47 %	49 %
Maisons individuelles	48 %	53 %	51 %

L'habitat en Haute-Corse est plus ancien que l'habitat en Corse-du-Sud (tableau 3) : 29 % *versus* 21 %.

Tableau 3 - Répartition de l'habitat en fonction de l'époque d'achèvement de la construction en Corse en 1999

Date	Corse-du-Sud	Haute-Corse	Corse
≤ 1948	21 %	29 %	26 %
> 1948	79 %	71 %	74 %

## 3.2 | Caractérisation de l'exposition au radon

### 3.2.1 | Campagne 1995/1996 dans l'habitat en Corse

#### Description de la distribution brute

Cet échantillon comporte 113 mesures réparties dans 105 communes de Corse (56 en Corse-du-Sud, 57 en Haute-Corse). La population présente dans ces communes représente 78 % de la population corse.

La moyenne arithmétique des mesures brutes est de 197 Bq.m<sup>-3</sup>. La médiane est de 103 Bq.m<sup>-3</sup>. Cette distribution est très asymétrique et s'apparente à une distribution log-normale (test de Kolmogorov-Smirnov appliqué aux mesures log-transformées non significatif).

Tableau 4 - Principales caractéristiques de la distribution brute, campagne 1995/1996, Corse

Effectif	Moyenne	Médiane	[Min-Max]	Écart-type	Moyenne géométrique
113	197	103	[18-2 110]	296	110

Les proportions de valeurs dépassant respectivement 200 et 400 Bq.m<sup>-3</sup> sont importantes puisque 23 % des mesures sont supérieures à 200 Bq.m<sup>-3</sup> et près de 12 % sont

supérieures à 400 Bq.m<sup>-3</sup>. Les activités volumiques extrêmes sont de l'ordre de 20 et de 2 000 Bq.m<sup>-3</sup>.

Tableau 5 - Répartition de la distribution brute par classe d'exposition, campagne 1995/1996, Corse

Classes d'exposition	Nombre de mesures	%	% cumulé
> 1 000	2	1,8	1,8
> 400 et ≤ 1 000	12	10,6	12,4
> 200 et ≤ 400	12	10,6	23,0
≤ 200	87	77,0	100,0
<b>Total</b>	<b>113</b>	<b>100,0</b>	

La différence des moyennes brutes entre les deux départements est importante et significative ( $p < 0,001$ ). La Corse-du-Sud est beaucoup plus exposée que la

Haute-Corse. Bien que des différences importantes soient constatées entre les départements, la variable département en tant que telle n'est pas étudiée.

Tableau 6 - Principales caractéristiques de la distribution brute par département, campagne 1995/1996, Corse

Département	Effectif	Moyenne	Médiane	[Min-Max]	Écart-type	Moyenne géométrique
Corse-du-Sud	56	263	142	[23-2 110]	376	152
Haute-Corse	57	133	69	[18-981]	166	81

Les deux tiers des mesures ont été réalisés dans des communes implantées sur des sols granitiques. Les niveaux de radon observés dans les habitations dépendent en grande partie des caractéristiques du sol. Les moyennes observées sur les deux sous-échantillons (granitique et non granitique) sont significativement différentes ( $p < 0,001$ ) : 253 contre 61 Bq.m<sup>-3</sup>.

La distribution est très déséquilibrée en fonction du type

d'habitat. Le sous-échantillon des habitats pavillonnaires a une moyenne de 219 Bq.m<sup>-3</sup>. Le sous-échantillon des logements collectifs a une moyenne nettement moins élevée et moins variable qui s'élève à 104 Bq.m<sup>-3</sup>. La différence observée n'est pourtant pas statistiquement significative ( $p = 0,08$ ).

Quarante-cinq pour cent des mesures ont été effectuées dans des habitations datant d'avant 1948 et 55 % dans des

habitations construites après 1948. La moyenne des mesures dans l'habitat ancien est identique à celle des mesures dans l'habitat récent.

La différence entre les moyennes des mesures en fonction du matériau principal de construction est significative. Les constructions en granit présentent des niveaux en radon plus élevés que les autres ( $p < 0,001$ ).

Les mesures ont été prises aussi bien au rez-de-chaussée qu'à l'étage. Les distributions des mesures par rapport au niveau de la pièce mesurée ont des moyennes assez proches ( $174 \text{ Bq.m}^{-3}$  pour le rez-de-chaussée et  $215 \text{ Bq.m}^{-3}$  à l'étage).

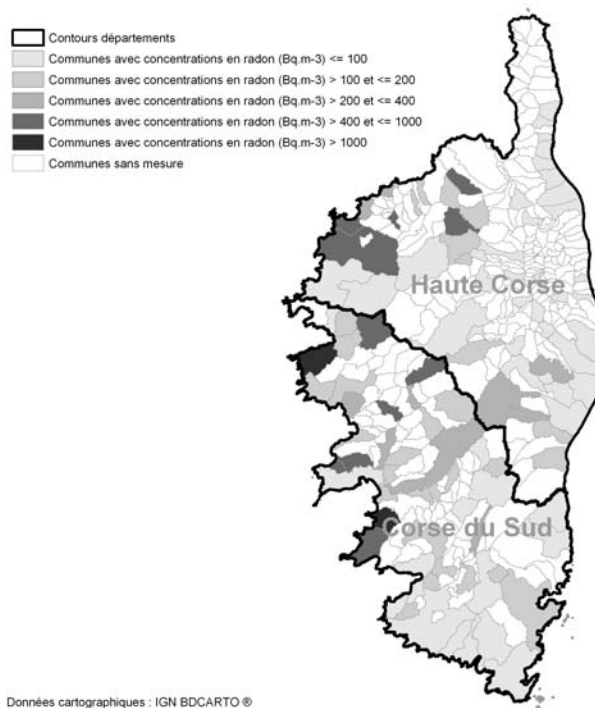
La plupart des mesures ont été faites dans les pièces les plus fréquentées (cuisines, chambres, séjours) : 93 %.

Même si la moyenne observée dans les cuisines est nettement supérieure aux moyennes relevées dans les autres pièces ( $408 \text{ Bq.m}^{-3}$  contre  $134 \text{ Bq.m}^{-3}$  dans les chambres par exemple), les différences observées ne sont pas significatives.

La comparaison des sous-échantillons de mesures en fonction des variables "ventilation", "aération" et "type de fondation", n'apporte pas de différence significative.

La durée moyenne de la prise de mesures est de 81 jours (homogène sur l'échantillon). Quatre-vingt-dix-huit pour cent des mesures ont été réalisées soit en hiver (27 %) soit au printemps (71 %). La saison influence la distribution des mesures : les mesures "hiver" ont une moyenne trois fois supérieure aux mesures "printemps" ( $p < 0,001$ ).

Figure 2 - Répartition des communes en fonction des concentrations en radon, campagne 1995/1996, Corse



## Analyse multivariée

L'analyse porte sur 107 mesures.

Le modèle permet d'expliquer 40 % de la variance des niveaux de radon observés dans l'habitat.

Les résultats de cette analyse multivariée sur l'échantillon de l'habitat font ressortir les effets suivants :

- une commune sur une zone magmatique acide présente une mesure en radon significativement plus élevée que les autres communes (2,2 fois en moyenne) ;

- l'habitat pavillonnaire présente des niveaux de radon supérieurs aux niveaux de radon dans l'habitat collectif (1,8 fois en moyenne) ;
- la moyenne des niveaux de radon dans une habitation construite en granit est significativement supérieure à celle des habitations construites avec d'autres matériaux (1,9 fois en moyenne) ;
- une habitation mesurée en hiver présente un niveau de radon supérieur à une habitation mesurée au printemps (1,7 fois en moyenne).

Tous ces résultats sont statistiquement significatifs.

## Redressement de l'échantillon de mesures 1995/1996

Un manque de représentativité a été observé sur cet échantillon qui a pour effet de surestimer la moyenne des concentrations en radon en Corse :

- 70 % des mesures ont été réalisées dans des communes implantées sur un sol granitique (seulement 52 % des communes de la région se trouvent sur ce type de sol) ;
- 81 % des mesures ont été réalisées dans des maisons individuelles (ce type d'habitations ne représente que 51 % du parc d'habitations en Corse) ;

- l'ensemble des mesures a été réalisé en hiver et au printemps (mauvaise estimation de l'exposition annuelle).

Les paragraphes suivants présentent les différents résultats permettant d'arriver à une meilleure représentativité de l'échantillon. L'estimation de l'exposition moyenne annuelle de la population corse au radon et la représentativité par rapport à la géologie et au type d'habitat corse en sont les deux axes.

La moyenne arithmétique après correction sur la saison est de 181 Bq.m<sup>-3</sup>. Elle est inférieure de 7 % par rapport à celle de la distribution brute. En revanche, les moyennes géométriques sont identiques.

**Tableau 7 - Comparaison des distributions brute et corrigée, campagne 1995/1996, Corse**

Type de distribution	Effectif	Moyenne	Écart-type	Moyenne géométrique
Distribution brute	107	195	301	108
Distribution redressée sur la saison d'après l'analyse multivariée	107	181	242	109

Après log-transformation des mesures, la distribution suit une loi normale (test de normalité de Kolmogorov-Smirnov non significatif).

L'échantillon ainsi obtenu a été ensuite stratifié selon quatre catégories en fonction des aspects géologiques et du type d'habitation, le but étant d'estimer quatre sous-distributions log-normales :

- pavillons en zone granitique ;
- pavillons en zone non granitique ;
- logements collectifs en zone granitique ;
- logements collectifs en zone non granitique.

Les effectifs des deux sous-échantillons "logements collectifs" n'étaient pas suffisants pour permettre une telle estimation (18 mesures au total). Aussi, pour estimer une distribution des niveaux de radon dans les logements collectifs dans chaque zone géologique, les mesures pavillonnaires, après avoir été redressées, ont été ajoutées aux mesures en logements collectifs. Le redressement a consisté en la division des niveaux mesurés par l'écart relatif entre les niveaux moyens de radon prédits par le modèle multivarié pour chaque type de logement (mesures divisées par 1,8).

**Tableau 8 - Distributions redressées, campagne 1995/1996, Corse**

Sous-échantillon	Effectif	Moyenne géométrique
Pavillons en zone granitique	62	157
Pavillons en zone non granitique	27	61
Logements collectifs en zone granitique	76	89
Logements collectifs en zone non granitique	31	33

Ces quatre distributions sont log-normales (tests de Kolmogorov-Smirnov appliqués aux mesures log-transformées non significatifs).

Après assemblage des quatre distributions théoriques générées à partir des sous-échantillons ci-dessus, par

simulation d'échantillonnage, en respectant la proportion respective de chacun de ces sous-échantillons dans l'habitat corse (tableau ci-dessous), la distribution ainsi redressée présente une moyenne de 134 Bq.m<sup>-3</sup>.

**Tableau 9 - Répartition de l'habitat en fonction du type d'habitation et de la zone géologique, 1999, Corse**

Type de zone	Pavillons % (N)	Logements collectifs % (N)	Logements principaux en Corse % (N)
Zone granitique	30 % (30 555)	29 % (29 747)	59 % (60 302)
Zone non granitique	21 % (21 726)	20 % (21 098)	41 % (42 824)
<b>Total</b>	<b>51 % (52 281)</b>	<b>49 % (50 845)</b>	<b>100 % (103 126)</b>

La moyenne redressée est inférieure de 32 % par rapport à la moyenne brute.

**Tableau 10 - Principales caractéristiques de la distribution redressée, campagne 1995/1996, Corse**

Effectif	Moyenne	Médiane	[Min-Max]	Écart-type	Moyenne géométrique
103 126	134	75	[3-8 162]	191	79

À l'aide de cette distribution corrigée, les proportions de maisons ayant des niveaux supérieurs à 200, 400 et 1 000 Bq.m<sup>-3</sup> ont été estimées (tableau 11).

La proportion d'habitations présentant des niveaux de radon dépassant les 200 Bq.m<sup>-3</sup> passe de 23 % pour la distribution brute à 17,9 % pour la distribution redressée.

**Tableau 11 - Répartition de la distribution redressée par classe d'exposition, campagne 1995/1996, Corse**

Classes d'exposition	Nombre de mesures	%	% cumulé
> 1 000	722	0,7	0,7
> 400 et ≤ 1 000	5 466	5,3	6,0
> 200 et ≤ 400	12 272	11,9	17,9
≤ 200	84 666	82,1	100,0
<b>Total</b>	<b>103 126</b>	<b>100,0</b>	

### 3.2.2 | Autres séries de mesures

#### Série de mesures de 1992

La série de mesures de 1992 comporte 47 mesures et concerne 33 communes de Haute-Corse. La moyenne arithmétique est de 147 Bq.m<sup>-3</sup>.

**Tableau 12 - Principales caractéristiques de la distribution brute, série de mesures de 1992, Corse**

Effectif	Moyenne	Médiane	[Min-Max]	Écart-type	Moyenne géométrique
47	147	75	[13-1 189]	205	84

La durée des mesures était en moyenne de 65 jours. L'essentiel des mesures ont commencé en février (32 %) et en mars (64 %). La plupart des habitations mesurées ont

été construites en pierre (62 %). La part des logements construits en granit n'est que de 3 %.

## Campagne 1999 dans les établissements recevant du public

Cet échantillon est composé de 638 mesures réparties sur 144 communes. Des mesures ont été réalisées dans 245 écoles (soit 305 bâtiments différents).

La moyenne arithmétique des mesures brutes est de 199 Bq.m<sup>-3</sup>. Cette distribution est très asymétrique et de type log-normale (test de Kolmogorov-Smirnov appliqué aux mesures log-transformées non significatif).

**Tableau 13 - Principales caractéristiques de la distribution brute, campagne 1999 dans les ERP, Corse**

Effectif	Moyenne	Médiane	[Min-Max]	Écart-type	Moyenne géométrique
638	199	111	[6-9 109]	450	114

La proportion de valeurs dépassant le seuil d'action (400 Bq.m<sup>-3</sup>) est de 10 % (tableau 14).

**Tableau 14 - Répartition de la distribution brute par classe d'exposition, campagne 1999 dans les ERP, Corse**

Classes d'exposition	Nombre de mesures	%	% cumulé
> 1 000	8	1,3	1,3
> 400 et ≤ 1 000	56	8,8	10,0
> 200 et ≤ 400	124	19,4	29,5
≤ 200	450	70,5	100,0
<b>Total</b>	<b>638</b>	<b>100,0</b>	

La différence de moyennes brutes entre les deux départements est importante et significative ( $p < 0,001$ ).

**Tableau 15 - Principales caractéristiques de la distribution brute par département, campagne dans les ERP 1999, Corse**

Département	Effectif	Moyenne	Médiane	[Min-Max]	Écart-type	Moyenne géométrique
Corse-du-Sud	300	276	165	[8-9 109]	632	158
Haute-Corse	338	130	81	[6-779]	135	85

Les niveaux de radon observés dans les ERP dépendent des caractéristiques du sol. Les moyennes observées sur les deux sous-échantillons (sol granitique *versus* autres types de sol) sont différentes ( $p < 0,001$ ).

Les bâtiments construits avant 1948 ont en moyenne des niveaux de radon plus élevés ( $p = 0,001$ ) que les bâtiments construits après 1948.

Le matériau de construction semble aussi jouer un rôle : la moyenne observée dans des bâtiments construits en granit est deux fois supérieure à celle observée dans les autres bâtiments ( $p < 0,001$ ).

Les concentrations mesurées dans des locaux présentant un ou des systèmes de ventilation sont moins importantes

que les autres ( $p = 0,001$ ). L'ouverture des fenêtres permet aussi d'observer des niveaux de radon plus faibles ( $p = 0,04$ ).

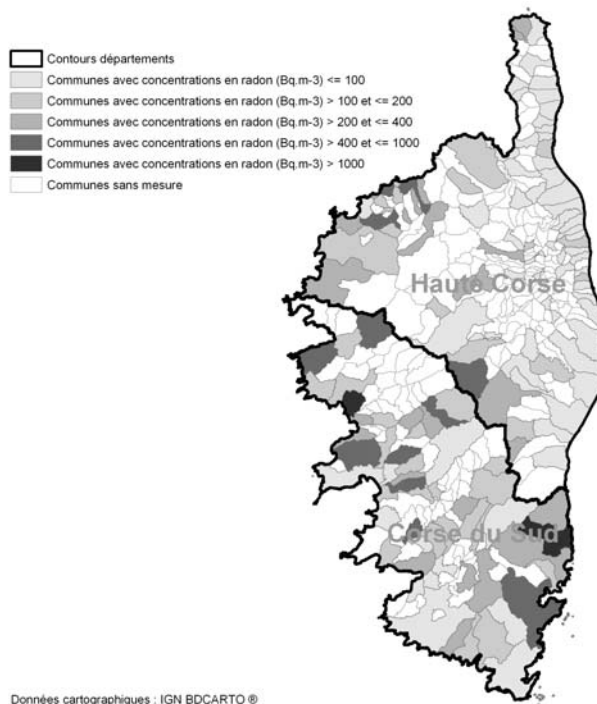
La moyenne des concentrations au rez-de-chaussée est de 213 Bq.m<sup>-3</sup> contre 151 Bq.m<sup>-3</sup> à l'étage (différence non significative).

Les niveaux en radon mesurés dans les grands bâtiments (avec plus de 10 classes) sont moins élevés en moyenne que dans les autres ( $p < 0,01$ ).

La comparaison des niveaux en radon en fonction de la période de mesure permet d'observer une différence significative entre les mesures "hiver" et "printemps" ( $p = 0,01$ ).



Figure 3 - Répartition des communes en fonction des concentrations en radon, campagne dans les ERP, 1999, Corse



## 3.3 | Caractérisation du risque

### 3.3.1 | $RR_{MOY}$

En considérant une exposition “vie entière” à une concentration constante de radon et sur la base des données de mortalité en Corse, le modèle exposition/risque permet d’estimer les  $RR_{MOY}$  de décéder d’un cancer du poumon comme ci-dessous.

Calcul s’appuyant sur la moyenne de la distribution brute des niveaux d’exposition :

- 1,30 pour les hommes et 1,32 pour les femmes à une exposition de 150 Bq.m<sup>-3</sup> ;
- 1,39 pour les hommes et 1,43 pour les femmes à une exposition de 200 Bq.m<sup>-3</sup> ;
- 1,78 pour les hommes et 1,85 pour les femmes à une exposition de 400 Bq.m<sup>-3</sup> ;
- 2,84 pour les hommes et 3,11 pour les femmes à une exposition de 1 000 Bq.m<sup>-3</sup>.

Calcul s’appuyant sur la moyenne de la distribution redressée des niveaux d’exposition :

- 1,30 pour les hommes et 1,32 pour les femmes à une exposition de 150 Bq.m<sup>-3</sup> ;
- 1,40 pour les hommes et 1,44 pour les femmes à une exposition de 200 Bq.m<sup>-3</sup> ;
- 1,79 pour les hommes et 1,87 pour les femmes à une exposition de 400 Bq.m<sup>-3</sup> ;
- 2,86 pour les hommes et 3,16 pour les femmes à une exposition de 1 000 Bq.m<sup>-3</sup>.

Les  $RR_{MOY}$  généraux pour les fumeurs et les non-fumeurs sont donnés par niveau d’exposition en annexe 8.2.4.

### 3.3.2 | Risques attribuables en population générale

En supposant que la distribution brute des mesures est représentative de l'exposition de la population corse, le pourcentage de décès par cancer du poumon attribuables au radon chez les hommes serait de 28,0 % et chez les femmes de 29,6 % (28,2 % pour l'ensemble de la population). En appliquant ces pourcentages au nombre de décès par cancer du poumon recensés en Corse, le nombre de décès attribuables par an au radon serait de 43,7 (37,2 pour les hommes et 6,5 pour les femmes).

La méthode appliquée aux données d'exposition redressées fait apparaître un pourcentage de décès par cancer du poumon attribuables au radon chez les hommes de 21,3 % et de 22,6 % chez les femmes (21,5 % pour l'ensemble de la population). Sur la base de cette distribution, le nombre de décès attribuables par an au radon serait de 33,3 (28,3 pour les hommes et 5,0 pour les femmes).

### 3.3.3 | Risques attribuables chez les fumeurs et chez les non-fumeurs

Afin de prendre en compte le tabagisme, deux hypothèses ont été testées.

L'ensemble des résultats est donné en annexe 8.2.5.

#### *Interaction tabac/radon submultiplicative*

La première hypothèse est que les coefficients de risque chez les fumeurs et les non-fumeurs sont ceux estimés à partir des informations apportées par les fumeurs et les non-fumeurs des cohortes de mineurs. On parle ici d'interaction tabac/radon submultiplicative.

#### **À partir de la distribution brute**

Le pourcentage de décès par cancer du poumon dus au radon serait de 26,0 % chez les fumeurs et de 44,3 % chez les non-fumeurs. Les nombres de décès par cancer du poumon attribuables à l'exposition au radon seraient respectivement de 37,1 et de 5,4.

#### **À partir de la distribution redressée**

Le pourcentage de décès par cancer du poumon dus au radon serait de 19,6 % chez les fumeurs et de 35,7 %

chez les non-fumeurs. Les nombres de décès par cancer du poumon attribuables à l'exposition au radon seraient respectivement de 28,0 et de 4,3.

#### *Interaction tabac/radon multiplicative*

La seconde hypothèse est que le coefficient de risque lié à l'exposition au radon est le même chez les fumeurs et les non-fumeurs.

#### **À partir de la distribution brute**

Le pourcentage de décès par cancer du poumon dus au radon serait de 28,0 % chez les fumeurs et de 29,3 % chez les non-fumeurs. Les nombres de décès par cancer du poumon attribuables à l'exposition au radon seraient respectivement de 39,7 et de 3,6.

#### **À partir de la distribution redressée**

Le pourcentage de décès par cancer du poumon dus au radon serait de 21,1 % chez les fumeurs et de 22,4 % chez les non-fumeurs. Les nombres de décès par cancer du poumon attribuables à l'exposition au radon seraient respectivement de 30,1 et de 2,7.

### 3.3.4 | Pourcentages de décès attribuables par classe d'exposition

Le calcul de la répartition des décès attribuables au radon, selon les plages d'exposition, permet de voir la contribution de chaque classe au risque radon et d'orienter les actions à entreprendre dans l'objectif de réduire le risque collectif d'une population.

Les résultats ci-après sont encadrés par les évaluations de risque calculées à partir de la distribution brute et de la distribution redressée.

La part des décès par cancer du poumon attribuables aux concentrations supérieures à 400 Bq.m<sup>-3</sup> en Corse serait comprise entre 30 et 48 %.

Même si le risque individuel est élevé à de fortes concentrations, 52 à 70 % des décès par cancer du poumon attribuables au radon seraient dus aux concentrations inférieures à 400 Bq.m<sup>-3</sup>.

Les pourcentages de décès attribuables par classe d'exposition sont donnés en annexe 8.2.5.

Figure 4 - Contribution au risque des différentes classes d'exposition, données brutes d'exposition, Corse

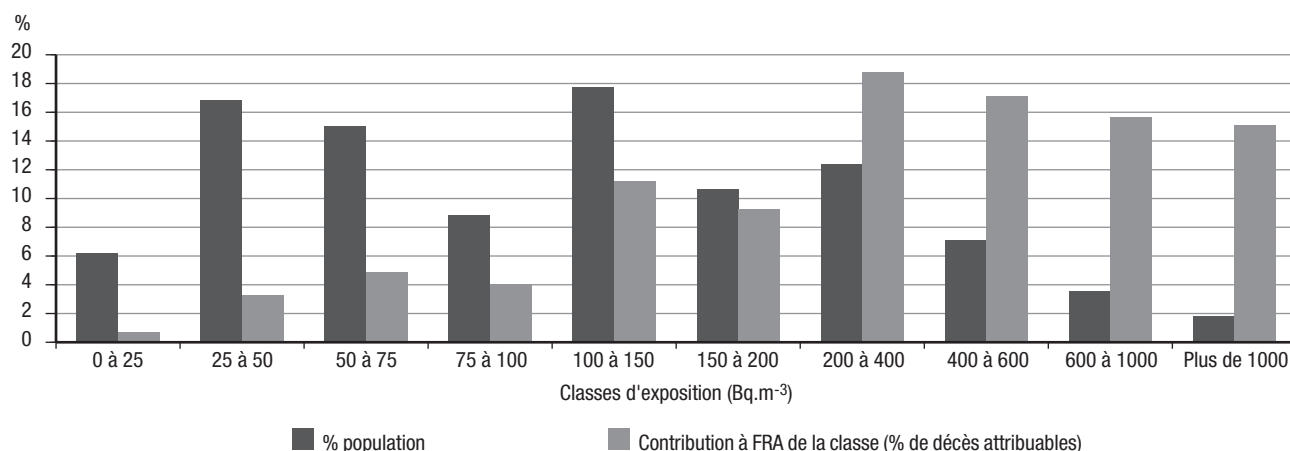
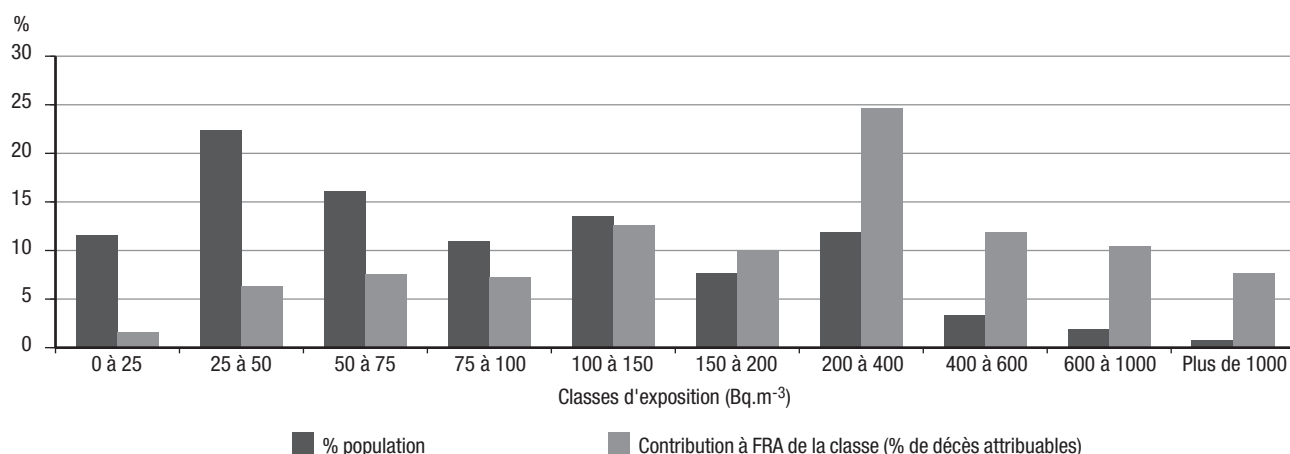


Figure 5 - Contribution au risque des différentes classes d'exposition, données redressées d'exposition, Corse



### 3.3.5 | Scénarios de réduction du risque

Même si l'exposition au radon ne peut pas être supprimée complètement, il est intéressant d'étudier différents scénarios de réduction du risque.

Tableau 16 - Gains sanitaires attendus en fonction de différents scénarios de réduction de l'exposition, données brutes et redressées d'exposition, Corse

Scénarios	Gains sanitaires (nombre de décès évités)			
	Sur la distribution brute		Sur la distribution redressée	
	Nombre	%	Nombre	%
Gain sanitaire attendu en ramenant toutes les expositions supérieures à 400 Bq.m <sup>-3</sup> à la valeur moyenne de la classe 200 et 400 Bq.m <sup>-3</sup>	12,6	29,1 %	5,8	17,5 %
Gain sanitaire attendu en ramenant toutes les expositions supérieures à 150 Bq.m <sup>-3</sup> à la valeur moyenne de la classe 100 et 150 Bq.m <sup>-3</sup>	23,1	53,5 %	13,4	40,9 %

Une réduction durable des niveaux d'exposition supérieurs à 400 Bq.m<sup>-3</sup> vers un niveau d'environ 300 Bq.m<sup>-3</sup> permettrait d'éviter entre 17,5 et 29,1 % des décès attribuables au radon.

Si l'ensemble des niveaux supérieurs à 150 Bq.m<sup>-3</sup> est abaissé à environ 125 Bq.m<sup>-3</sup>, valeur proche de la moyenne redressée, le gain sanitaire serait compris entre 40,9 et 53,5 %.

# 4 Discussion

## 4.1 | Synthèse des résultats

Sur la France, le modèle exposition-âge-durée du BEIR VI appliqué à l'estimation de la distribution du radon, sur la base des résultats de la campagne IRSN-DGS, permet d'évaluer à 13 % le pourcentage de décès attribuables au radon [SFSP 00, Pi 03]. Une analyse de sensibilité basée sur l'estimation de l'exposition et des modèles utilisés est en cours afin d'apprécier autant que possible l'incertitude associée à ces estimations [Ca 04]. Les premiers résultats de cette analyse montrent que les valeurs les plus probables du risque attribuable restent autour de l'ordre de grandeur de 10 %.

L'application du modèle exposition-âge-durée du BEIR VI donne une estimation de la fraction du risque attribuable au radon domestique en Corse de 21,5 et de 28,2 %, selon que l'on prenne les estimations de la distribution redressée ou brute. Ainsi, l'impact sanitaire du radon apparaît plus élevé en Corse que pour l'ensemble de la France.

Calculé à la fois sur la distribution redressée et sur la distribution brute, le risque attribuable au radon en Corse par classe d'exposition est de :

- 7,7 et 15,1 % pour les concentrations supérieures à 1 000 Bq.m<sup>-3</sup> (0,8 et 1,8 % des logements) ;
- 22,4 et 32,8 % pour les concentrations comprises entre 400 et 1 000 Bq.m<sup>-3</sup> (5,3 et 10,6 % des logements) ;
- 28,0 et 34,6 % pour les concentrations comprises entre 150 et 400 Bq.m<sup>-3</sup> (19,5 et 23,0 % des logements) ;
- 24,1 et 35,3 % pour les concentrations en dessous de 150 Bq.m<sup>-3</sup> (64,6 et 74,5 % des logements).

En Corse, 30 à 48 % des décès par cancer du poumon attribuables aux expositions au radon le sont du fait d'expositions "vie entière" supérieures à 400 Bq.m<sup>-3</sup>. Ce résultat justifie que les actions recommandées au-dessus de 400 Bq.m<sup>-3</sup> soient menées au niveau de l'ensemble de la population corse.

L'analyse des résultats chez les fumeurs et les non-fumeurs montre que sur les 155 décès par cancer du poumon enregistrés par an en Corse, l'essentiel des cancers du poumon, y compris ceux attribuables au radon, se trouve chez les fumeurs :

- de 28,0 à 37,1 décès attribuables au radon contre 4,3 à 5,4 chez les non-fumeurs sous l'hypothèse d'une interaction tabac/radon submultiplicative ;
- de 30,1 à 39,7 décès attribuables au radon contre 2,7 à 3,6 chez les non-fumeurs sous l'hypothèse d'une interaction tabac/radon multiplicative.

En termes de risques individuels, l'augmentation absolue du risque est nettement supérieure chez les fumeurs. Ceci signifie que pour un même niveau d'exposition cumulé au radon, la probabilité pour un fumeur de décéder d'un cancer du poumon du fait de cette exposition est beaucoup plus forte que celle d'un non-fumeur.

À titre d'exemple, l'étude de Darby *et al.* montre un risque relatif de développer un cancer du poumon de 25,8 (IC 95 : 21,3-31,2) chez les hommes fumant entre 15 et 24 cigarettes par jour [Da 05]. Pour une augmentation de 16 % de l'excès de risque relatif de développer un cancer du poumon par 100 Bq.m<sup>-3</sup>, le risque cumulatif absolu de développer un cancer du poumon à l'âge de 75 ans serait de 0,41 %, 0,47 %, 0,67 % et 0,93 % chez un non-fumeur et de 10,1 %, 11,6 %, 16 % et 21,6 % chez un fumeur pour des niveaux d'exposition "vie entière" respectifs de 0, 100, 400 et 800 Bq.m<sup>-3</sup>.

Ces résultats incitent à agir sur l'ensemble de la population. Ils montrent que même si le radon est un facteur de risque moins important que le tabagisme, il est loin d'être négligeable en Corse. Une politique d'action sur le risque radon se justifie donc, comme se justifie une politique d'action sur le tabac.

## 4.2 | Pertinence du modèle de risque dans le cadre d'une exposition au radon domestique en population générale

Le modèle BEIR VI [BEIR VI 99] s'appuie sur une relation linéaire sans seuil entre une exposition au radon et l'excès de risque de développer un cancer du poumon. Le comité fait donc l'hypothèse que même les niveaux les plus faibles de radon ont un impact proportionnel sur le risque de cancer du poumon. Cette hypothèse fait encore l'objet de discussions [Tu 03, BEIR VI 99]. Certains arguments sont en faveur de cette hypothèse. Par exemple, une seule particule alpha peut entraîner des modifications notables de l'ADN et donc une mutation dans la réparation. D'autres arguments sont en faveur d'un impact supérieur ou inférieur à celui prévu par la relation linéaire. Par exemple, on observe des phénomènes de réaction concertée des cellules limitrophes de la cellule touchée par une irradiation que l'on nomme by-standing effect [Ba 02, Br 02, Br 04, Li 04]. Actuellement, l'ensemble des séquences conduisant à la cancérisation, ou au contraire l'empêchant, est inobservable dans les conditions actuelles de la science. C'est donc des études épidémiologiques que vient l'information la plus pertinente pour juger de la plausibilité et des niveaux de risque radon en population générale.

Pour les logements dont la concentration dépasse 1 000 Bq.m<sup>-3</sup>, l'exposition durant la vie entière dépasse l'exposition cumulée durant la vie professionnelle des mineurs français pour lesquels un excès de risque est observé. Entre 400 et 1 000 Bq.m<sup>-3</sup>, l'exposition des habitants sur une vie entière est voisine de celle des mineurs pour lesquels un effet de risque est observé. Entre 150 et 400 Bq.m<sup>-3</sup>, la proximité avec l'exposition des mineurs est moindre mais certaines études cas-témoins montrent des excès significatifs. En dessous de 150 Bq.m<sup>-3</sup>, la mise en évidence d'un excès de risque dans les études cas-témoins devient très difficile du fait du manque de puissance de celles-ci. L'étude conjointe européenne montre la persistance du caractère significatif de la relation linéaire même si on limite la concentration mesurée à des niveaux inférieurs à 200 Bq.m<sup>-3</sup> ( $p=0,04$ ). De même, le risque relatif estimé entre le groupe des personnes exposées à 100-199 Bq.m<sup>-3</sup> (moyenne de 136 Bq.m<sup>-3</sup>) et le groupe exposé à moins de 100 Bq.m<sup>-3</sup> (moyenne de 52 Bq.m<sup>-3</sup>) est de 1,20 (IC 95 % : 1,03-1,30). Enfin, les modèles à effet seuil ne montrent pas d'amélioration par rapport aux modèles linéaires et la limite supérieure de l'intervalle de confiance à 95 % d'un possible effet seuil est de 150 Bq.m<sup>-3</sup>. Ces derniers résultats sont très en faveur de la persistance d'un excès

de risque pour des niveaux d'exposition habituellement rencontrés en population générale.

En rapportant ces considérations de la contribution au risque attribuable des différentes classes d'exposition, il est possible d'estimer la proportion de cas attribuables au radon qui relèvent d'une hypothèse de linéarité et celle qui correspond à un impact observé par l'épidémiologie. Au moins les deux tiers du risque estimé ici le sont pour des niveaux pour lesquels on met en évidence un effet du radon de façon statistiquement significative dans les études épidémiologiques. L'absence de relation significative en dessous ne signifie pas pour autant que le risque n'existe pas mais tient probablement plutôt de l'incapacité des études épidémiologiques actuelles à mettre en évidence ces niveaux de risque plus faibles.

Le modèle suppose par ailleurs que l'impact des particules alpha sur les bronches et les poumons est le même en population générale et chez les mineurs. Il pose aussi l'hypothèse que les risques sont les mêmes chez les femmes et chez les hommes. Les résultats des études cas-témoins actuellement disponibles sont en accord avec ces hypothèses [Krew 05, Da 05].

Enfin, les hypothèses de modification du risque selon le débit de dose, l'âge atteint, le temps écoulé depuis l'exposition, sont étayées par les résultats des études de mineurs [Da 95, Lu 94].

Une autre incertitude concerne les interactions entre l'exposition au radon et les expositions à d'autres facteurs de risque. Par exemple, les mineurs sont exposés à des cofacteurs spécifiques *a priori* absents ou moins importants en population générale comme les fumées de diesel, les rayonnements gamma (du moins pour les mines d'uranium), ou divers types de poussières (silice...) [Ti 95]. De plus, le comportement tabagique chez les mineurs est probablement différent de celui observé en population générale (femmes, âges différents, niveaux socio-économiques différents). Compte tenu de l'importance de ce cofacteur, une bonne connaissance de la forme exacte de l'interaction entre radon et tabac paraît importante pour une meilleure extrapolation du risque radon observé chez les mineurs au risque lié à l'exposition au radon domestique de la population générale, des fumeurs et des non-fumeurs.

L'impact sur la santé de l'exposition au radon de la population corse est estimé à l'aide du modèle exposition-

âge-durée du BEIR VI. Ce modèle a aussi été utilisé dans l'évaluation du risque radon en Bretagne [Pi 01]. Un autre modèle est aussi proposé par le BEIR VI remplaçant la durée d'exposition par la concentration d'exposition, mais, pour des raisons de simplification des résultats et des messages qui en découlent, il n'a pas été présenté dans cette caractérisation des risques. Il aurait donné des estimations d'impact supérieures. À noter que l'application

de la relation exposition-effet, estimée à partir de l'étude cas-témoins conjointe en Europe, donne un ordre de grandeur proche de ce qui est obtenu avec le modèle du BEIR VI exposition-âge-durée sur les mineurs d'uranium exposés à des faibles niveaux de radon. À noter que ces risques sont calculés non pas sur des doses, car il existe de nombreuses incertitudes sur le calcul dosimétrique [Ro 98], mais sur des concentrations en radon.

### 4.3 | Caractérisation de l'exposition

Ces estimations de risque attribuable et de contribution à celui-ci sont directement liées aux estimations de distribution des logements dans chaque classe d'exposition. La représentativité de l'exposition au radon de la population corse est donc une composante importante dans l'évaluation du risque radon.

La caractérisation de l'exposition au radon de la population corse est basée sur les résultats de la campagne 1995/1996. Malgré le faible nombre de mesures, la population présente dans les communes mesurées représente 78 % de la population corse. Le choix d'étudier cette campagne pour caractériser les concentrations en radon de la région a été motivé par le fait que l'ensemble des mesures a été réalisé dans l'habitat et que celles-ci sont accompagnées d'informations homogènes et nombreuses permettant un redressement des données. Ces mesures sont de qualité : elles ont été effectuées au moyen d'un protocole défini en collaboration étroite entre les ingénieurs du génie sanitaire (IGS) des Ddass et l'IPSN ; elles ont été validées et saisies par l'IPSN.

À l'inverse, les données de la campagne dans les ERP n'ont pas servi à caractériser l'exposition. Elles sont, d'une part, difficilement assimilables à des données sur l'habitat et

d'autre part, elles nécessitent une analyse et une validation en comparaison avec les données équivalentes des autres régions. La série de mesures effectuée en 1992 a été réalisée sans plan de sondage et sur un seul département, la Haute-Corse. Certaines informations importantes manquent pour l'analyse de la représentativité de ces mesures. La plupart des mesures ont été prises dans des bâtiments publics (peu comparables à l'habitat). Pour ces différentes raisons, ces mesures n'ont pas été retenues pour caractériser l'exposition au radon. En conséquence, la description des mesures des campagnes 1992 et ERP a permis de discuter de la représentativité de la campagne 1995/1996.

La moyenne arithmétique des mesures de la campagne 1995/1996 est de 197 Bq.m<sup>-3</sup>. À titre de comparaison, la moyenne arithmétique nationale établie sur l'ensemble des mesures des campagnes IPSN est de 90 Bq.m<sup>-3</sup> [IRSN 00] (moyenne non pondérée). En Corse, les proportions de valeurs dépassant les 200 et les 400 Bq.m<sup>-3</sup> sont de 23 et de 12 %. Elles sont sur l'ensemble de l'échantillon français de 8 et de 5 % [IRSN 00]. Les moyennes par département trouvées lors des campagnes 1992 et ERP sont comparables à celles trouvées pour l'échantillon de 1995/1996 (tableau ci-dessous).

**Tableau 17 - Comparaison des moyennes des différentes campagnes par département, Corse**

Département	Campagne 92	Campagne ERP	Campagne 1995/1996
Corse-du-Sud	-	276	263
Haute-Corse	147	130	133

Plusieurs variables semblent expliquer les niveaux en radon constatés.

La différence la plus élevée, après croisement des variables explicatives avec les niveaux en radon, est observée pour

la variable "géologie" : il existe un facteur 4 entre les moyennes des sous-échantillons "sol granitique" et "sol non granitique". Ce résultat est retrouvé pour la campagne dans les ERP (facteur 3) et s'explique par le fait que la



majeure partie du radon retrouvée dans une habitation provient du sol.

Les mesures effectuées en hiver sont plus élevées que celles effectuées au printemps. L'hiver est la saison où l'on aère le moins. Selon certaines campagnes de mesures ciblées sur l'effet saison, les niveaux pourraient être deux fois plus faibles en été qu'en hiver [Mi 98]. Il est cependant difficile à ce niveau de l'étude d'interpréter la différence observée entre les mesures "hiver" et "printemps" : la quasi-totalité des mesures effectuées dans des habitations sur sol non granitique (zone à faible potentiel radon) ont eu lieu au printemps (meilleure aération).

Les différences non significatives observées sur les croisements entre concentrations en radon et dates de construction, niveaux de la pièce mesurée, types de fondation, ventilation et aération sont essentiellement le fait de la petite taille de l'échantillon. En outre, ce ne sont que des indicateurs très imparfaits des phénomènes complexes faisant intervenir ventilation et perméabilité. Il n'est donc pas étonnant que d'éventuelles relations entre les niveaux de radon et ces indicateurs soient masquées par l'importance de la relation entre la géologie et les concentrations en radon. Pour ces variables, quand l'analyse univariée est stratifiée en fonction de la géologie, une différence significative entre les items de ces variables existe sur la strate "non granitique". Sur l'ensemble des 638 mesures dans les ERP, le rôle de ces variables dans l'explication des niveaux en radon est retrouvé.

Le modèle final de l'analyse multivariée, qui estime la part de chacune des variables sur les niveaux observés, confirme le lien entre les concentrations en radon et les variables "géologie", "type d'habitat", "matériau principal de construction" et "saison de mesure". Mais le modèle n'explique que 40 % de la variabilité observée. Il est à noter que pour l'ensemble des données nationales, les différentes caractéristiques relevées autour des mesures n'expliquent pas plus de 50 % de cette variabilité. Une bonne part de la variabilité existante n'est donc pas expliquée par le modèle. Malgré cela, compte tenu des associations trouvées entre certaines variables et les niveaux en radon, et compte tenu des connaissances issues de la littérature, il semble logique d'effectuer des redressements pour essayer d'approcher la distribution réelle.

L'échantillon n'est pas représentatif de l'exposition annuelle de la population corse en radon (mesures essentiellement en hiver et au printemps), du type de logement (mesures réalisées en forte majorité dans les maisons individuelles) et de la zone géologique d'implantation des communes mesurées (plus de mesures dans des communes granitiques). Ces différents points entraînent une surestimation des niveaux.

Pour approcher une estimation de l'exposition annuelle d'une population, il est nécessaire de procéder à des corrections qui tiennent compte des variations saisonnières.

Dans l'étude portant sur l'évaluation de l'exposition au radon et du risque associé en Bretagne [Pi 01], le modèle de Wrixon *et al.* [Wr 88], issu des résultats de la campagne nationale de mesures effectuée en Angleterre, a été utilisé pour standardiser sur la saison et la durée des mesures. Ce modèle n'est pas transposable en Corse, le climat corse étant différent du climat britannique. Une analyse de l'effet saison sur un échantillon de mesures de radon à l'échelon national a été réalisée récemment. Certains résultats pourraient servir à corriger les données en Corse. En outre, une étude sur une campagne de mesures du radon actuellement menée en Sardaigne devrait apporter des résultats *a priori* plus applicables au contexte corse.

Dans l'attente de ces résultats, l'ensemble des mesures ayant duré deux mois, le redressement est basé sur les résultats de l'analyse multivariée. La moyenne de la distribution ainsi obtenue est inférieure de 7 % à celle de la distribution brute et les moyennes géométriques sont identiques.

Un défaut important de représentativité est observé par rapport à la zone géologique d'implantation des communes mesurées et par rapport à la proportion des habitations par type de logement. Dans ce contexte, une stratification de l'échantillon en quatre sous-ensembles (pavillons en zone granitique, pavillons en zone non granitique, logements collectifs en zone granitique et logements collectifs en zone non granitique) a été réalisée afin d'estimer pour chacun une distribution, puis de simuler quatre échantillons en respectant les proportions effectives de ces sous-ensembles dans l'habitat corse. Afin de pallier le faible nombre de mesures en logements collectifs et donc les faibles effectifs des distributions "logements collectifs", il a été décidé de compléter les deux sous-échantillons "logements collectifs" par les mesures "maisons individuelles" redressées à l'aide du coefficient trouvé lors de l'analyse multivariée. Une campagne spécifique en logements collectifs durant une période de l'année équivalente serait souhaitable afin de valider les résultats des simulations.

Selon que le matériau principal était de granit ou pas, le niveau de radon observé variait d'un facteur 2. Malheureusement, la représentativité des mesures par rapport au matériau principal de construction n'a pas pu être évaluée faute de données sur la distribution des types de matériaux, selon les types d'habitation et les zones géologiques de Corse. Le redressement des données était donc, s'il était nécessaire, impossible.

La moyenne redressée ainsi obtenue était inférieure de 32 % par rapport à la moyenne de la distribution brute et l'ensemble du modèle multivarié n'expliquait que 40 % de la variabilité des mesures obtenues. Pour l'étude du risque radon en Bretagne, la différence entre la moyenne brute ( $121 \text{ Bq.m}^{-3}$ ) et la moyenne redressée ( $98 \text{ Bq.m}^{-3}$ ) était de 23 % [Pi 01]. Le redressement portait sur la saison de

mesure, l'étage mesuré, le type d'habitat (habitat pavillonnaire, logements collectifs) et sa densité dans les départements bretons. Pour l'étude corse, une validation des résultats des méthodes de redressement par une nouvelle campagne de mesure serait donc souhaitable et la représentativité de l'échantillon ne pourrait être obtenue qu'au moyen d'un tirage au sort stratifié.

## 4.4 | Autres sources d'incertitudes concernant l'exposition

Le temps moyen passé par les Français à l'intérieur de locaux est estimé à 90,3 % et à 72,5 % au domicile [Gi 96] avec une stabilité de ces résultats dans les régions. Le BEIR VI suppose qu'il est de 70 %.

L'étude menée ne tient pas compte de l'exposition en dehors de l'habitat. Même si l'exposition à l'extérieur des locaux est considérée comme faible [Ro 98] (environ  $10 \text{ Bq.m}^{-3}$ ), l'exposition dans des locaux professionnels ou dans des bâtiments ouverts au public n'est pas négligeable. Le temps d'exposition dans ces bâtiments représente en moyenne 20 % du budget espace-temps [Gi 96]. Comme le montre la campagne dans les écoles corses, les niveaux rencontrés sont élevés et compatibles avec les données de l'habitat : la moyenne est de  $199 \text{ Bq.m}^{-3}$  et 29,5 % des mesures dépassent les  $200 \text{ Bq.m}^{-3}$ .

Le fait de supposer, pour les besoins du modèle de risque, qu'une personne est exposée toute sa vie à un même niveau en radon entraîne une autre incertitude. Les changements de domicile (de zone géographique ou de type d'habitat) ou encore les évolutions des caractéristiques des habitations (matériaux de constructions, réglementation pour les nouvelles constructions...) ne sont pas pris en compte. S'il peut être supposé que les déménagements ne sont pas liés au radon, les modifications des caractéristiques des constructions peuvent être en partie rattachées à la problématique radon.

Sont à répertorier d'autres erreurs difficilement quantifiables mais inhérentes à toutes les campagnes de mesure du radon et intervenant *a priori* de façon aléatoire [Ro 98]. Citons les erreurs liées au dosimètre choisi, à la mesure (précision et fiabilité du film, de son développement) et celles liées aux conditions de mesure (localisation du dosimètre, temps de pose, environnement de la pièce, représentativité de la pièce mesurée). Le modèle Kodalpha, choisi pour la réalisation des campagnes de mesure du radon, a passé avec succès les tests de validation effectués dans les laboratoires du National Radiological Protection Board (NRPB) et de la United States Environmental Protection Agency (US EPA). Cependant, une intercomparaison réalisée dans différentes habitations a donné des résultats en moyenne supérieurs de 8 % pour le dosimètre Kodalpha, comparés aux résultats apportés par un ensemble d'autres dosimètres fermés [Kr 99]. L'incertitude sur la mesure a fait l'objet d'études [Lu 95, Bâ 91]. Lubin cite ainsi des pourcentages d'erreurs aléatoires de l'ordre de 15 à 25 % liées à l'utilisation d'un dosimètre passif et aux conditions de mesure. À celles-ci, s'ajoutent les erreurs sur la représentativité de la mesure [Lu 95]. La quantification de ces erreurs n'est pas toujours possible. En conséquence, comme pour toutes les campagnes de mesures dans l'habitat, l'interprétation des résultats doit être réalisée avec un minimum de prudence.

## 4.5 | Incertitudes liées aux données démographiques et de mortalité disponibles

Les données de population, sur lesquelles est calculé le risque collectif, sont issues du recensement Insee de 1999

[Insee 99b] alors que l'évaluation du risque est basée sur une exposition au radon sur la vie entière.

L'hypothèse posée est que la population corse en 1999 est représentative (stabilité dans le temps y compris par classe d'âge) de l'ensemble de la période considérée dans le calcul du risque collectif. Il est à noter qu'entre les deux derniers recensements (1990, 1999), la population a augmenté seulement de 3 % [Insee 99a].

Il est supposé dans cette étude que les distributions de la mortalité toutes causes et spécifiques (cancer du poumon) pour la population corse est stable dans le temps. Cette stabilité a été vérifiée de 1990 à 1999. L'évolution des habitudes tabagiques actuelles pourrait la remettre en question.

## 4.6 | Incertitudes liées au tabagisme et à son interaction avec le radon

Quand on connaît l'importance de l'interaction entre le tabac et le radon, une bonne estimation des habitudes tabagiques dans une région et de son évolution dans le temps apparaît primordiale pour bien estimer l'impact du radon. Quatre-vingt-dix pour cent des décès par cancer du poumon attribuables à l'exposition domestique au radon se retrouvent chez les fumeurs. L'évolution du tabagisme peut donc modifier l'impact de ce dernier de façon notable.

Il est difficile d'avoir des données précises sur les habitudes tabagiques en France et encore plus au niveau d'une région. Les données en notre possession sur la Corse ne concernaient que l'année 1999. Elles montraient un excès du tabagisme contemporain en Corse par rapport à la France. Le pourcentage de fumeurs réguliers en Corse était supérieur à celui de la France : 34,9 % contre 28,3 % [CFES 00].

Depuis le début des années 1990, la prévalence de fumeurs est en baisse chez les hommes mais en hausse chez les femmes [CFES 00, Hi 04]. Depuis 2003, une baisse importante des ventes de cigarettes a été enregistrée : moins 13,5 % entre 2003 et 2002 [Ar 04]. Cette baisse peut être expliquée en partie grâce aux mesures éducatives et réglementaires retenues dans le cadre du plan cancer (janvier 2003), avec entre autres une augmentation du prix des cigarettes : hausse de 40 % entre janvier 2003 et janvier 2004. Arwidson *et al.* [Ar 04] montre une baisse de la prévalence chez les Français âgés de 15 à 75 ans entre 1999 et 2003 : 34,5 % *versus* 30,4 %. Il observe cette baisse chez les hommes et chez les femmes. Même si la prévalence globale du tabagisme en France est en baisse, il n'est pas garanti que ces évolutions soient identiques en Corse.

Compte tenu de la cinétique de la relation exposition aux facteurs de risque et cancer du poumon, il paraît pertinent

de tenir compte de l'exposition au tabac sur une période moins récente (10 ans au moins). Dans ce contexte, les proportions de fumeurs et d'ex-fumeurs fournies par les sondages de l'Insee sur les années 1980 à 1992 [Hi 04], même s'ils ne comportaient pas de résultats régionaux, ont été utilisées.

L'utilisation des données nationales pour l'estimation des pourcentages de fumeurs et d'ex-fumeurs en Corse et les évolutions des habitudes tabagiques au cours de ces dernières années entraînent des incertitudes quant à la prise en compte du tabac dans le modèle de risque.

Afin de mieux estimer le nombre de cancers du poumon attendus en Corse dans les prochaines années, y compris ceux attribuables au radon, il est indispensable d'améliorer nos connaissances sur les habitudes tabagiques des hommes et des femmes corses :

- la proportion de fumeurs et d'ex-fumeurs ;
- la répartition de fumeurs et d'ex-fumeurs par âge ;
- la quantité de tabac consommée ;
- l'âge de début du tabagisme pour les fumeurs et les ex-fumeurs et, pour ces derniers, le temps passé depuis l'arrêt du tabac.

Enfin, notons qu'aucune étude épidémiologique cas-témoins ne semble avoir pris en compte l'exposition au tabagisme passif comme cofacteur possible du risque de cancer du poumon lié au radon. Il en est de même dans les évaluations de risques effectuées sur le radon et le cancer du poumon. Il est vrai que le risque relatif de développer un cancer du poumon chez un non-fumeur vivant aux côtés d'un fumeur est faible comparé à celui d'un fumeur : 1,25 [Ha 97] contre 24,8 [Da 05].

# 5

## Recommandations

### 5.1 | Développer une politique d'incitation destinée à faire diminuer les niveaux de radon dans l'habitat corse

La Corse est une région à fort potentiel radon particulièrement sur les zones granitiques (seul l'est du département de la Haute-Corse a une géologie non magmatique acide). Dans ces zones, la moyenne des niveaux de radon est élevée ( $> 250 \text{ Bq.m}^{-3}$ ). Ce niveau moyen est proche des niveaux pour lesquels a été mis en évidence un excès significatif de cancers du poumon dans les cohortes de mineurs.

En Corse, le pourcentage des niveaux élevés de radon au-dessus de  $400 \text{ Bq.m}^{-3}$  est important (12,4 % des mesures sur l'échantillon brut et 6 % sur l'échantillon redressé)

et le pourcentage de décès par cancer du poumon attribuables aux expositions au radon supérieures à  $400 \text{ Bq.m}^{-3}$  serait de 30 à 48 %. Des mesures efficaces existent pour diminuer les niveaux de radon, soit au niveau de l'habitat existant, soit au niveau de l'habitat à construire. Il s'agit d'en favoriser l'application par l'information, la mise en place d'entreprises agréées, la proposition de mesures incitatives financières et/ou en faisant évoluer la réglementation. L'action sur les niveaux supérieurs à  $400 \text{ Bq.m}^{-3}$  permettra de faire diminuer le risque au niveau individuel mais aussi collectif.

### 5.2 | Améliorer les connaissances sur la distribution des niveaux de radon en Corse

Pour guider ces politiques et surtout en vérifier l'efficacité, une bonne connaissance de la distribution des niveaux de radon en Corse est nécessaire. L'analyse des données disponibles et exploitables pour la Corse fait apparaître un manque de puissance du fait de la petite taille de l'échantillon, un défaut de représentativité des mesures par rapport aux caractéristiques géologiques et aux types de bâtiments résidentiels (maisons individuelles, logements collectifs) et une absence d'échantillon de référence pour s'assurer de la bonne estimation de l'exposition moyenne annuelle au radon en Corse.

Deux nouvelles campagnes de mesures seraient donc souhaitables :

- de nouvelles mesures dans l'habitat issues d'un tirage au sort tenant compte de la répartition des types d'habitat et des différentes zones géologiques ;
- une campagne spécifique sur l'effet saison sur les niveaux de radon domestique en Corse qui, par une comparaison avec les résultats d'autres campagnes "saison", apporterait une information importante pour les

estimations de radon en Corse et plus largement en région méditerranéenne.

La campagne dans l'habitat devra fournir de nouvelles mesures dans les maisons individuelles mais portera surtout sur l'habitat collectif afin de rééquilibrer le nombre de mesures par type d'habitation tout en tenant compte des caractéristiques géologiques.

La campagne ciblée sur l'effet saison devra à la fois permettre d'appréhender les variations saisonnières et l'exposition annuelle de la population.

Les mesures de ces deux campagnes devront être accompagnées des informations nécessaires à l'appréciation de leur représentativité et devront être géocodées.

Par ailleurs, il est souhaitable que l'ensemble des mesures réalisées dans le cadre de la campagne dans les ERP soit validé par une instance référente (IRSN ou InVS). Ces mesures serviront de référence et permettront de valider l'efficacité des mesures de gestion qui seront entreprises au moyen d'une campagne de mesure ultérieure.

## 5.3 | Connaître les habitudes tabagiques en Corse

Le tabac est de loin le premier facteur de risque du cancer du poumon. La majorité des décès par cancer du poumon attribuables au radon étant due à l'interaction entre le

tabac et le radon, il est donc primordial d'avoir une bonne estimation des habitudes tabagiques en Corse et d'en connaître l'évolution dans le temps.

# 6 Conclusion

La caractérisation de l'exposition au radon de la population corse est basée sur les mesures de la campagne IPSN/DGS de 1995/1996 qui est à ce jour la meilleure base de travail. Avant redressement, la moyenne des concentrations en radon est de 197 Bq.m<sup>-3</sup> pour l'ensemble de la région et de 263 Bq.m<sup>-3</sup> pour le seul département de la Corse-du-Sud. Le niveau moyen en radon sur la Corse est largement supérieur au niveau moyen national (90 Bq.m<sup>-3</sup>). Les résultats sur la région des deux autres campagnes (1992 et ERP) confirment ces tendances. Le faible effectif de l'échantillon retenu ainsi que l'objectif de la campagne utilisée laissent supposer un manque de représentativité par rapport aux caractéristiques de l'habitat corse et une surestimation des niveaux moyens annuels en radon. Le redressement proposé essaye de tenir compte de ces deux aspects. L'intérêt d'un tel travail montre que les écarts entre les indicateurs centraux de la distribution brute et ceux de la distribution réelle sont sans doute non négligeables. La moyenne redressée est inférieure de 32 % par rapport à la moyenne de la distribution brute. Compte tenu des faiblesses initiales de l'échantillon, il est difficile de garantir la fiabilité absolue d'un tel redressement. Aussi, il a été choisi de mener l'évaluation de risque sur les deux séries (brute et redressée). Le choix entre les valeurs brutes et redressées modifie l'estimation de l'impact global mais cette modification ne change pas l'ordre de grandeur de l'impact radon. Par contre, il modifie plus fortement l'estimation de l'efficacité de mesures de

dépistage et de réduction des niveaux de radon quand ils dépassent 400 Bq.m<sup>-3</sup>. Dans ce contexte, le lancement d'une nouvelle campagne de mesures adaptée à l'estimation de l'exposition actuelle et aux objectifs d'évaluation de l'efficacité des mesures entreprises paraît souhaitable.

Le modèle exposition-âge-durée du BEIR VI a été utilisé pour caractériser le risque de décéder d'un cancer du poumon. Le pourcentage de décès attribuables au radon pour cette pathologie serait compris entre 21,5 % et 28,2 % sur l'ensemble de la population corse. Ce qui, appliqué au nombre de décès annuels par cancer du poumon, indiquerait que de 33,3 à 44,3 décès par an seraient dus en Corse à une exposition au radon.

Cette évaluation de risque n'est qu'une étape. Il est important de mieux appréhender l'exposition au radon de la population corse. Pour une bonne estimation des niveaux de radon et de son impact, des mesures complémentaires sont nécessaires. Les résultats de l'analyse des données d'exposition permettent de guider le choix des nouvelles mesures : une campagne sur l'effet saison en Corse et une complétion des mesures en logement collectif, en s'assurant de leur représentativité par tirage au sort, en sont les deux principaux axes.

Face au risque radon, la réduction de l'exposition s'impose toutefois sans attendre de nouveaux résultats.



- [Al 94] Alavanja MC, Brownson RC, Lubin JH, Berger E, Chang J, Boice JD Jr. Residential radon exposure and lung cancer among nonsmoking women. *Journal of the National Cancer Institute*. 1994;86(24):1829-37.
- [Al 99] Alavanja MC, Lubin JH, Mahaffey JA, Brownson RC. Residential radon exposure and risk of lung cancer in Missouri. *American Journal of Public Health* 1999;89(7):1042-8.
- [Ar 04] Arwindon P, Léon C, Lydié N, Wilquin JL, Guilbert P. Evolutions récentes de la consommation de tabac en France. *BEH*. 2004;22-23:95-6.
- [Au 96] Auvinen A, Makelainen I, Hakama M, Castren O, Pukkala E, Reisbacka H, Rytomaa T. Indoor radon exposure and risk of lung cancer: a nested case-control study in Finland. *Journal of the National Cancer Institute*. 1996;88(14):966-72. Erratum in: *J Natl Cancer Inst* 1998;90(5):401-2.
- [Bä 91] Bäverfäst U, Swedjemark GA. Where are the errors when we estimate radon exposure in retrospect? *Radiation Protection Dosimetry*. 1991;36(2-4):107-12.
- [Ba 02] Balashazy I, Hofmann W, Farkas A, Szoke I. Modelling carcinogenic effects of low doses of inhaled radon progenies. *Journal of Radiological Protection* 2002;22(3A):A89-93.
- [Bar 02] Barros-Dios JM, Barreiro MA, Ruano-Ravina A, Figueiras A. Exposure to residential radon and lung cancer in Spain: a population-based case-control study. *American Journal of Epidemiology* 2002;156(6):548-55. Erratum in: *American Journal of Epidemiology* 2003;157(9):859.
- [Ba 04a] Baysson H, Tirmarche M. Exposition domestique au radon et risque de cancer du poumon : bilan des études cas-témoins. *Revue d'épidémiologie et de santé publique* 2004;52:161-71.
- [Ba 04b] Baysson H, Tirmarche M, Tymen G, Gouva S, Caillaud D, Artus JC, Vergnenegre A, Ducloy F, Laurier D. Indoor radon and lung cancer in France. *Epidemiology*. 2004;15(6):709-16.
- [BEIR IV 88] National Research Council. Health Effects to Radon and Other Internally Deposited Alpha-Emitters: BEIR IV. 1988. 24p.
- [Bo 05] Bochicchio F, Forastiere F, Farchi S, Quarto M, Axelson O. Residential radon exposure, diet and lung cancer: a case-control study in a Mediterranean region. *International Journal of Cancer*. 2005;114(6):983-91.
- [BEIR VI 99] National Research Council. Health Effects of Exposure to Radon: BEIR VI. 1999.
- [Bl 90] Blot WJ, Xu ZY, Boice JD Jr, Zhao DZ, Stone BJ, Sun J, Jing LB, Fraumeni JF Jr. Indoor radon and lung cancer in China. *Journal of the National Cancer Institute*. 1990;82(12):1025-30.
- [Br 02] Brenner DJ, Sachs RK. Do low dose-rate bystander effects influence domestic radon risks? *International Journal of Radiation Biology*. 2002;78(7):593-604.
- [Br 04] Brenner DJ, Sachs RK. Domestic radon risks may be dominated by bystander effects: but the risks are unlikely to be greater than we thought. *Health Physics*. 2003;85:103-8.
- [Ca 04] Catelinois O, Rogel A, Billon S, Laurier D, Hémon D, Verger P, Tirmarche M. Évaluation du risque attribuable au radon domestique en France. Présentation orale au congrès de l'Adelf. 2004.
- [CFES 99] La santé en chiffres : tabac. 1999.
- [CFES 00] CFES. Baromètre santé 2000 : résultats. 2000;2. p.77.
- [Da 95] Darby SC, Whitley E, Howe GR, Hutchings SJ, Kusiak RA, Lubin JH *et al.* Radon and cancers other than lung cancer in underground miners: a collaborative analysis of 11 studies. *J Natl Cancer Inst*. 1995;87(5):378-84.

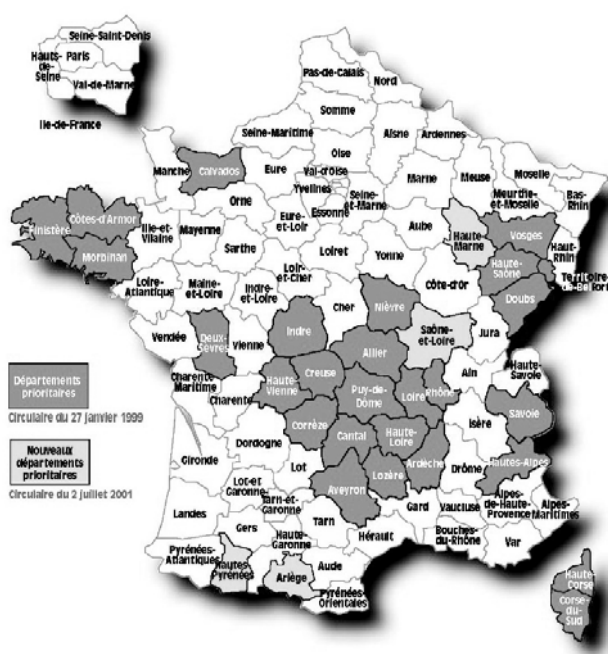
- [Da 98] Darby SC, Whitley E, Silcocks P, Thakrar B, Green M, Lomas P *et al.* Risk of lung cancer associated with residential radon exposure in south-west England: a case-control study. *British Journal of Cancer*. 1998;78(3):394-408.
- [Da 05] Darby S, Hill D, Auvinen A, Barros-Dios JM, Baysson H, Bochicchio F, Deo H, Falk R, Forastiere F, Hakama M, Heid I, Kreienbrock L, Kreuzer M, Lagarde F, Makelainen I, Muirhead C, Oberaigner W, Pershagen G, Ruano-Ravina A, Ruosteenoja E, Rosario AS, Tirmarche M, Tomasek L, Whitley E, Wichmann HE, Doll R. Radon in homes and risk of lung cancer: collaborative analysis of individual data from 13 European case-control studies. *British Medical Journal*. 2005;330(7485):223. Epub 2004 Dec 21.
- [DGS 99] Circulaire conjointe DGS/VS 5 et DGUHC n° 99-46 du 27 janvier 1999 relative à l'organisation de la gestion du risque lié au radon. 1999.
- [DGS 01] Circulaire DGS n° 2001/303 du 2 juillet 2001 relative à la gestion du risque lié au radon dans les établissements recevant du public. 2001.
- [DSS 99] DSS de Corse et de la Corse-du-Sud, Ddass de Haute-Corse, BRGM, and OEC. Le radon en Corse. 1999.
- [Ev 04] Evrard AS, Hémon D, Billon S, Laurier D, Jouglu E, Tirmarche M. Exposition environnementale aux rayonnements ionisants d'origine naturelle et incidence des leucémies chez les enfants de 0 à 14 ans en France métropolitaine, 1990-98. Présentation orale au congrès de l'Adelf 2004.
- [Fi 97] Field RW, Steck DJ, Neuberger JS. Accounting for random error in radon exposure assessment [letter; comment]. *Health Physics*. 1997;73(1):272-3.
- [Fi 99] Field RW, Steck DJ, Parkhurst MA, Mahaffey JA, Alavanja MC. Intercomparison of retrospective radon detectors. *Environ Health Perspect*. 1999;107(11):905-10.
- [Fi 00] Field RW, Steck DJ, Smith BJ, Brus CP, Fisher EF, Neuberger JS, Platz CE, Robinson RA, Woolson RF, Lynch CF. Residential radon gas exposure and lung cancer: the Iowa Radon Lung Cancer Study. *American Journal of Epidemiology* 2000;151(11):1091-102.
- [Fi 01] Field RW, Steck DJ, Smith BJ, Brus CP, Fisher EF, Neuberger JS *et al.* The Iowa radon lung cancer study-phase I: residential radon gas exposure and lung cancer. *Science of the Total Environment*. 2001;272(1-3): 67-72.
- [Fi 02] Field RW, Smith BJ, Steck DJ, Lynch CF. Residential radon exposure and lung cancer: variation in risk estimates using alternative exposure scenarios. *J Expo Anal. Environ. Epidemiol*. 2002;12(3):197-203.
- [Fr 01] Frumkin H, Samet JM. Environmental Carcinogens: radon. *CA Cancer J Clin* 2001;51:337-44.
- [Gi 96] Gimeno L. Le budget espace temps des Français. Université Joseph Fournier, Grenoble. 1996.
- [Go 03] Godet JL, Rougy C. La stratégie de gestion des risques liés au radon en France. *Contrôle*. 2003;153:65-70.
- [Ha 97] Hackshaw AK, Law MR, Wald NJ. The accumulated evidence on lung cancer and environmental tobacco smoke 1997. *British Medical Journal* 1997;335:980-8.
- [Hi 04] Hill C, Laplanche A. Le tabac en France : les vrais chiffres. 2004. La documentation française.
- [IARC 88] IARC. Evaluation of carcinogenic risk to humans: man-made mineral fibers and radon. 1988;43.
- [Insee 99a] Insee. Recensement de la population 1999 : populations légales. 1999.
- [Insee 99b] Insee. Recensement de la population 1999 : tableaux de références et analyses. 1999.
- [Inserm 99] Inserm SC8. Données sur les causes de décès en France. 1999.
- [IPSN 01] IPSN. Le radon. 2001.
- [IRSN 00] IRSN. Campagne nationale de mesure de l'exposition domestique au radon IRSN-DGS (01/01/2000). 2000.
- [Kr 99] Kreienbrock L, Poffijn A, Tirmarche M, Feider M, Kies A, Darby SC. Intercomparison of passive radon-detectors under field conditions in epidemiological studies. *Health Physics* 1999;76(5):558-63.

- [Kr 01] Kreienbrock L, Kreuzer M, Gerken M *et al.* Case control study on lung cancer and residential radon in Western Germany. *American Journal of Epidemiology* 2001;153:42-52.
- [Kreu 03] Kreuzer M, Heinrich J, Wolke G, Schaffrath Rosario A, Gerken M, Wellmann J, Keller G, Kreienbrock L, Wichmann HE. Residential radon and risk of lung cancer in Eastern Germany. *Epidemiology*. 2003;14(5):559-68.
- [Krew 05] Krewski D, Lubin JH, Zielinski JM, Alavanja M, Catalan VS, Field RW, Klotz JB, Letourneau EG, Lynch CF, Lyon JI, Sandler DP, Schoenberg JB, Steck DJ, Stolwijk JA, Weinberg C, Wilcox HB. Residential radon and risk of lung cancer: a combined analysis of 7 North-American case-control studies. *Epidemiology*. 2005;16(2):137-45.
- [La 01] Lagarde F, Axelsson G, Damberg L, Mellander H, Nyberg F, Pershagen G. Residential radon and lung cancer among never smokers in Sweden. *Epidemiology* 2001;12 396-404.
- [La 02] Lagarde F, Falk R, Almren K, *et al.* Glass based exposure assessment and lung cancer risk. *Journal of Exposure analysis and Environmental Epidemiology* 2002;12:344-54.
- [Lau 01] Laurier D, Valenty M, Tirmarche M. Radon exposure and the risk of leukemia: a review of epidemiological studies. *Health Physics*. 2001;81(3):272-88.
- [Lau 04] Laurier D, Monchaux G, Rogel A, Morlier JP, Billon S, Tomasek L, Quesne B, Tirmarche M. Risque de cancer du poumon associé à une exposition chronique au radon : synthèse des données humaines et animales. Communication orale congrès de l'Adelf, Bordeaux, septembre 2004.
- [Le 94] Letourneau EG, Krewski D, Choi NW, Goddard MJ, McGregor RG, Zielinski JM, Du J. Case-control study of residential radon and lung cancer in Winnipeg, Manitoba, Canada. *American Journal of Epidemiology*. 1994. 15;140(4):310-22.
- [Li 04] Little MP. The bystander effect model of Brenner and Sachs fitted to lung cancer data in 11 cohorts of underground miners, and equivalence of fit of a linear relative risk model with adjustment for attained age and age at exposure. *Journal of Radiological Protection*. 2004;24:243-55.
- [Lu 94] Lubin JH, Boice JD Jr, Edling C, Hornung RW, Howe G, Kunz E *et al.* Radon and lung cancer risk: a joint analysis of 11 underground miners studies. NIH publication n° 94-3644. 1994. Washington DC. US Department of Health and Human Services, National Institute of Health, National Cancer Institute.
- [Lu 95] Lubin JH, Boice JD, Samet JM. Errors in exposure assessment, statistical power and the interpretation of residential radon studies. *Radiation Research*. 1995;144:329-41.
- [Lu 97a] Lubin JH, Boice JD. Lung cancer risk from residential radon: meta-analysis of eight epidemiologic studies. *J.Natl.Cancer Inst.* 1997;89(1):49-57.
- [Lu 97b] Lubin JH, Tomasek L, Edling C, Hornung RW, Howe G, Kunz E *et al.* Estimating lung cancer mortality from residential radon using data for low exposures of miners. *Radiation Research* 1997;147(2):126-34.
- [Mi 98] Miles J. Mapping radon-prone areas by lognormal modeling of house radon data. *Health Phys.* 1998;74(3): 370-8.
- [Pa 03] Pavillon G, Laurent F. Certification et codification des causes médicales de décès. *BEH*. 2003;30-31/2003:134-8.
- [Pe 92] Pershagen G, Liang ZH, Hrubec Z, Svensson C, Boice JD Jr. Residential radon exposure and lung cancer in Swedish women. *Health Physics*. 1992;63(2):179-86.
- [Pe 94] Pershagen G, Akerblom G, Axelson O, Clavensjo B, Damberg L, Desai G, Enflo A, Lagarde F, Mellander H, Svartengren M *et al.* Residential radon exposure and lung cancer in Sweden. *New England Journal of Medicine*. 1994; 330(3):159-64.
- [Pi 01] Pirard P, Hubert P. Le radon en Bretagne : évaluation de l'exposition et du risque associé. 2001. Note technique DPHD/SEGR/00-79-Indice 1.
- [Pi 03] Pirard P. Propositions pour la mise en place et le renforcement d'activités de surveillance des expositions et des risques associés à l'inhalation du radon. 2003.

- [Pis 01] Pisa F, Barbone F, Betta A *et al.* Residential radon and risk of lung cancer in an Italian alpine area. *Archives of Environmental Health* 2001;56:208-15.
- [Ro 98] Robé MC, Métivier H. Le radon de l'environnement à l'homme. 1998.
- [Ro 02] Rogel A, Laurier D, Tirmarche M, Quesne B. Lung cancer risk in the French cohort of uranium miners. *J Radiol Prot* 2002;22(3A):A101-A106.
- [Ru 96] Ruosteenoja E, Makelainen I, Rytomaa T, Hakulinen T, Hakama M. Radon and lung cancer in Finland. *Health Physics*. 1996 Aug;71(2):185-9.
- [SFSP 00] SFSP. Exposition au radon dans les habitations : évaluation et gestion du risque. Collection santé et société. 2000;8.
- [Sa 99] Sandler DP, Weinberg CR, Archer VE *et al.* Indoor radon and lung cancer risk: a case-control study in Connecticut and Utah. *Radiation Research* 1999;151:103-4.
- [Sc 90] Schoenberg JB, Klotz JB, Wilcox HB, Nicholls GP, Gil-del-Real MT, Stemhagen A, Mason TJ. Case-control study of residential radon and lung cancer among New Jersey women. *Cancer Research*. 1990;50(20):6520-4.
- [St 95] Steindorf K, Lubin J, Wichmann HE, Becher H. Lung cancer deaths attributable to indoor radon exposure in West Germany. *International Journal of Epidemiology*. 1995;24(3):485-92.
- [Ti 95] Tirmarche M. Radon et risque de cancer : études épidémiologiques après exposition professionnelle ou domestique. *Revue d'épidémiologie et de santé publique*. 1995;43:451-60.
- [Ti 03] Tirmarche M, Laurier D. Évaluation du risque de cancer lié à l'inhalation de radon. *Contrôle*. 2003;153:11-8.
- [To 01] Tomasek L, Muller T, Kunz E, Heribanova A, Matzner J, Placek V, Burian I, Holecek J. Study of lung cancer and residential radon in the Czech Republic. *Central European Journal of Public Health* 2001;9(3):150-3.
- [Tu 03] Tubiana M. The carcinogenic effect of low doses: the validity of the linear no-threshold relationship. *Int J Low Radiat* 2003;1(1).
- [Wa 02] Wang Z, Lubin JH, Wang L, Zhang S, Boice JD Jr, Cui H, Zhang S, Conrath S, Xia Y, Shang B, Brenner A, Lei S, Metayer C, Cao J, Chen KW, Kleinerman RA. Residential radon and lung cancer risk in a high-exposure area of Gansu Province, China. *American Journal of Epidemiology* 2002;155:554-64.
- [Wr 88] Wrixon AD, Green BM, Lomas PR *et al.* National radiation exposure in UK dwellings. 1988;NRPB-R 190.

## 8.1 | Annexes – Matériel et méthodes

### 8.1.1 | Campagne de mesures dans les ERP : carte des départements prioritaires



### 8.1.2 | Modèle exposition-âge-durée du BEIR VI

L'excès de risque  $e_i$  attribuable au radon pour l'âge  $i$  calculé à partir du modèle exposition-âge-durée du BEIR VI s'écrit de la manière suivante :

$$e_i = K \beta w(i) \Phi(i) \gamma_{dur}(i) \quad \text{Avec } w(i) = w_{5-14}(i) + \theta_{15-24} w_{15-24}(i) + \theta_{25+} w_{25+}(i)$$

Le facteur K permet d'appréhender les différences entre les conditions d'exposition des mineurs et des populations exposées à domicile. Le BEIR VI a estimé à 1 la valeur médiane de ce facteur.

$\beta$  est le coefficient de la relation exposition-effet qui donne l'excès de risque relatif par Working Level Month<sup>6</sup> (WLM) d'exposition. Il a été estimé à 0,0055 en population générale.

L'exposition cumulée au radon  $w$  à l'âge  $i$ , s'exprime en WLM.  $w$  est décomposée en trois intervalles d'année d'exposition : 5-14, 15-24, 25 ans et plus. Comme l'effet

d'expositions anciennes semble moins important que l'effet d'expositions récentes, chaque classe d'exposition  $w_{age}$  est affectée d'un coefficient  $\theta_{age}$  :

- $\theta_{5-14} = 1$
- $\theta_{15-24} = 0.72$
- $\theta_{25+} = 0.44$

Pour tenir compte d'un délai de latence de 5 ans minimum entre l'exposition et la survenue de la maladie, il n'y a pas d'intervalle 0-4 années.

<sup>6</sup> Avec un facteur d'équilibre de 0,4, on estime qu'une année passée dans une maison à 230 Bq.m<sup>-3</sup> correspond à 1 WLM (si l'on y passe 70 % de son temps).

Les paramètres  $\Phi(i)$  et  $Y_{dur}(i)$  sont des pondérations tenant compte de l'effet spécifique dû à l'âge atteint et à la durée d'exposition au radon.

$\Phi(i)$  :

- 1 si  $i < 55$
- 0,52 si  $55 \leq i \leq 64$
- 0,28 si  $65 \leq i \leq 74$
- 0,13 si  $i \geq 75$ .

$Y_{dur}(i)$  :

- 1 si  $(i - 5) < 5$  ans
- 2,78 si  $5 \leq (i - 5) \leq 14$  ans
- 4,42 si  $15 \leq (i - 5) \leq 24$  ans
- 6,62 si  $25 \leq (i - 5) \leq 34$  ans
- 10,2 si  $(i - 5) \geq 35$  ans.

### 8.1.3 | Méthode proposée par le BEIR VI pour le calcul d'un risque "vie entière"

Sur la base du modèle exposition-âge-durée, le comité du BEIR VI propose un calcul du risque relatif de décéder d'un cancer du poumon sur la vie entière.

Ce calcul tient compte des probabilités de décéder d'un cancer du poumon à un âge donné conditionnellement au fait d'avoir survécu jusqu'à cet âge.

Soit  $hg(i)$  le taux de mortalité générale à l'âge  $i$ , la probabilité  $q(i)$  de survivre à l'âge  $i$  est :

$$q(i) = e^{-hg(i)}$$

La probabilité de mourir à l'âge  $i$  est :

$$1 - q(i)$$

La probabilité de survivre jusqu'à l'âge  $i$  est le produit de toutes les probabilités de survivre chaque année précédant l'âge  $i$  :

$$S(1, i) = q(1) \times q(2) \times \dots \times q(i-1) \text{ avec } S(1, 1) = 1 \Leftrightarrow S(1, i) = \prod_{k=1}^{i-1} q(k)$$

La probabilité de survivre jusqu'à l'âge  $i$  et de mourir à l'âge  $i$  est :

$$s(1, i) \times [1 - q(i)]$$

Soit  $hs(i)$  le taux de mortalité spécifique du cancer du poumon à l'âge  $i$ , la probabilité de survivre jusqu'à l'âge  $i$  et de décéder d'un cancer du poumon l'année  $i$  est :

$$\frac{hs(i)}{hg(i)} \times S(1, i) \times [1 - q(i)]$$

La probabilité "vie entière" de décéder d'un cancer du poumon  $R_0$  est alors la sommation du terme précédent sur toutes les années potentielles de vie d'un être humain. Le BEIR VI s'est basé sur 110 ans possibles de vie :

$$R_0 = \sum_{k=1}^{110} \frac{hs(k)}{hg(k)} \times S(1, k) \times [1 - q(k)]$$

Sur la base de ce risque  $R_0$ , on introduit ensuite le risque additionnel dû à une exposition au radon dans les taux de mortalité par cancer du poumon (par âge).

Soit  $e(i)$  l'excès de risque relatif pour l'âge  $i$  dû à une exposition donnée au radon.

Le taux de mortalité spécifique pour un individu d'âge  $i$  exposé à ce niveau de radon est :

$$hs(i) \times [1 + e(i)]$$

Le taux de mortalité générale pour un individu d'âge  $i$  exposé à ce niveau de radon est :

$$hg(i) + hs(i) \times e(i)$$

En présence d'une exposition au radon, la probabilité de survivre à l'âge  $i$  est :

$$q_e(i) = e^{-(hg(i) + hs(i) \times e(i))}$$

En présence d'une exposition au radon, la probabilité de survivre jusqu'à l'âge  $i$  est le produit de toutes les probabilités de survivre chaque année précédant l'âge  $i$  :

$$S_e(1,i) = q_e(1) \times q_e(2) \times \dots \times q_e(i-1) \text{ avec } S_e(1,1) = 1 \Leftrightarrow S_e(1,i) = \prod_{k=1}^{i-1} q_e(k)$$

La probabilité vie entière de développer un cancer du poumon  $R_E$  pour un individu exposé en moyenne à un niveau de radon donné devient la sommation du terme précédent sur toutes les années potentielles de vie d'un être humain :

$$R_E = \sum_{k=1}^{110} \frac{hs(k)}{hg(k)} \times S_e(1,k) \times [1 - q_e(k)]$$

Le risque relatif vie entière de mourir d'un cancer du poumon  $RR_{MOY}$  lié à une exposition moyenne à un niveau de radon est :

$$RR_{MOY} = \frac{R_E}{R_0}$$

### Précision sur le calcul du risque $R_0$

On estime que 21,5 à 28,2 % des décès par cancers du poumon sont attribuables au radon domestique en Corse compte tenu de la distribution de celui-ci. Il est donc

apparu nécessaire d'estimer le nombre de décès par cancer du poumon  $hs(i)$  et généraux  $hg(i)$  en l'absence de l'exposition au radon.

Pour cela, deux formules ont été utilisées :

$$h'g(i) = hg(i) + hs(i) \times e(i) \text{ d'où } hg(i) = h'g(i) - hs(i) \times e(i)$$

$$h's(i) = hs(i) \times [1 + e(i)] \text{ d'où } hs(i) = \frac{h's(i)}{[1 + e(i)]}$$

Avec :

$h'g(i)$  : mortalité générale observée ;

$h's(i)$  : mortalité spécifique observée ;

$hg(i)$  : mortalité générale dans la population corse en l'absence d'exposition au radon ;

$hs(i)$  : mortalité spécifique dans la population corse en l'absence d'exposition au radon ;

$e(i)$  : excès de risque année par année apporté par une exposition au radon égale à la moyenne de radon estimée pour la Corse : 134 Bq.m<sup>-3</sup> pour la distribution redressée, 197 Bq.m<sup>-3</sup> pour la distribution brute.

### 8.1.4 | Prise en compte du tabac dans le modèle

Dans le calcul de l'excès de risque attribuable au radon, la prise en compte du statut tabagique dans le modèle exposition-âge-durée du BEIR VI se fait au niveau du  $\beta$  (coefficient de la relation exposition-effet qui donne l'excès de risque relatif par WLM d'exposition). Pour les fumeurs

et ex-fumeurs, le  $\beta$  a été abaissé à 0,0050 et pour les non-fumeurs, il a été augmenté à 0,011.

Dans le calcul du risque "vie entière", les données de population et les taux de mortalité générale sont calculés par rapport au pourcentage de fumeurs (et d'ex-fumeurs)



et de non-fumeurs. Les taux de mortalité spécifique tiennent compte, en plus de ces proportions, d'un risque relatif comparé au risque de base chez les non-fumeurs de 10 pour les hommes et de 6 pour les femmes [St 95].

Les principales approximations faites ici sont :

- la mortalité générale est la même chez les fumeurs et chez les non-fumeurs ;
- la répartition de la population en fonction du statut tabagique et les risques relatifs comparés au risque de base sont constants avec l'âge ;
- les fumeurs ne commencent pas à fumer avant l'âge de 18 ans.

Les principes des calculs présentés ci-dessous sont les mêmes pour les hommes et les femmes.

Soit  $P_f$  la proportion de fumeurs et d'ex-fumeurs. La proportion de non-fumeurs est  $1 - P_f$ .

Soit  $RR_f$  le risque relatif comparé au risque de base chez les non-fumeurs :

$$RR_f = \frac{hs_f}{hs_{nf}}$$

Soit  $hs$  le taux de mortalité spécifique du cancer du poumon en population générale. Si  $hs_f$  est le taux de mortalité spécifique chez les fumeurs et  $hs_{nf}$  le taux de mortalité spécifique chez les non-fumeurs :

$$hs = p_f \times hs_f + (1 - p_f) \times hs_{nf}$$

Ce qui est équivalent à :

$$hs = p_f \times RR_f \times hs_{nf} + (1 - p_f) \times hs_{nf} \Leftrightarrow hs = (p_f \times RR_f + 1 - p_f) \times hs_{nf} \Leftrightarrow hs_{nf} = \frac{hs}{p_f \times RR_f + 1 - p_f}$$

$$hs = p_f \times hs_f + (1 - p_f) \times \frac{hs_{nf}}{RR_f} \Leftrightarrow hs = (p_f + \frac{1 - p_f}{RR_f}) \times hs_{nf} \Leftrightarrow hs_{nf} = \frac{hs}{p_f + \frac{1 - p_f}{RR_f}}$$

## 8.2 | Annexes – Résultats

### 8.2.1 | Données de population et de mortalité

Tableau A1 - Population de la Corse en 1999

Sexe	Total	0-4 ans	5-14 ans	15-24 ans	25-34 ans	35-44 ans	45-54 ans	55-64 ans	65-74 ans	75-84 ans	85-94 ans	95+ ans
M	126 902	5 758	15 763	15 109	17 145	19 021	18 382	14 623	12 579	6 425	1 975	122
F	133 247	5 433	14 799	13 895	17 827	19 857	17 728	14 204	14 537	10 006	4 509	452
<b>Total</b>	<b>260 149</b>	<b>11 191</b>	<b>30 562</b>	<b>29 004</b>	<b>34 972</b>	<b>38 878</b>	<b>36 110</b>	<b>28 827</b>	<b>27 116</b>	<b>16 431</b>	<b>6 484</b>	<b>574</b>

Tableau A2 - Mortalité en Corse, toutes causes, moyennée de 1990 à 1999

Sexe	Total	<1 an	1-4 ans	5-14 ans	15-24 ans	25-34 ans	35-44 ans	45-54 ans	55-64 ans	65-74 ans	75-84 ans	85-94 ans	95+ ans
M	1 419	8	2	3	26	41	54	88	179	329	403	262	27
F	1 304	7	1	2	7	14	22	39	70	172	378	493	99
<b>Total</b>	<b>2 723</b>	<b>15</b>	<b>3</b>	<b>5</b>	<b>33</b>	<b>55</b>	<b>76</b>	<b>127</b>	<b>249</b>	<b>501</b>	<b>781</b>	<b>755</b>	<b>126</b>

**Tableau A3 - Mortalité en Corse, tumeurs malignes des bronches et des poumons, moyennée de 1990 à 1999**

Sexe	Total	<1 an	1-4 ans	5-14 ans	15-24 ans	25-34 ans	35-44 ans	45-54 ans	55-64 ans	65-74 ans	75-84 ans	85-94 ans	95+ ans
M	132	0	0	0	0	0	2	10	25	48	38	10	0
F	23	0	0	0	0	0	1	2	3	7	6	3	0
<b>Total</b>	<b>155</b>	<b>0</b>	<b>0</b>	<b>0</b>	<b>0</b>	<b>1</b>	<b>3</b>	<b>12</b>	<b>28</b>	<b>55</b>	<b>45</b>	<b>13</b>	<b>0</b>

## 8.2.2 | Campagne 1995/1996 dans l'habitat en Corse

Les indicateurs de tendance sont exprimés en Bq.m<sup>-3</sup>.

**Tableau A4 - Répartition de la distribution brute par type de sol, campagne 1995/1996, Corse**

Type de sol	Effectif	Moyenne	Médiane	[Min-Max]	Écart-type	Moyenne géométrique
Riche en granite	80	253	146	[23-2 110]	334	156
Pauvre en granite	33	61	47	[18-322]	57	48

**Tableau A5 - Répartition de la distribution brute par type d'habitation, campagne 1995/1996, Corse**

Type d'habitation	Effectif	Moyenne	Médiane	[Min-Max]	Écart-type	Moyenne géométrique
Pavillons, fermes	92	219	109	[18-2 110]	321	120
Habitats collectifs	19	104	97	[23-402]	96	77

**Tableau A6 - Répartition de la distribution brute par matériau principal de construction des habitations, campagne 1995/1996, Corse**

Matériau de construction	Effectif	Moyenne	Médiane	[Min-Max]	Écart-type	Moyenne géométrique
Granit	27	351	186	[30-2 110]	434	214
Autre	85	146	84	[18-1 615]	218	88

**Tableau A7 - Répartition de la distribution brute par date de construction des habitations, campagne 1995/1996, Corse**

Date de construction	Effectif	Moyenne	Médiane	[Min-Max]	Écart-type	Moyenne géométrique
Avant 1948	51	190	124	[23-997]	199	123
Après 1948	62	203	94	[18-2 110]	358	101

**Tableau A8 - Répartition de la distribution brute par niveau de pièce mesurée, campagne 1995/1996, Corse**

Niveau de la pièce mesurée	Effectif	Moyenne	Médiane	[Min-Max]	Écart-type	Moyenne géométrique
Rez-de-chaussée	50	215	112	[18-2 110]	373	110
Étage	54	174	97	[22-997]	208	109

**Tableau A9 - Répartition de la distribution brute par type de pièce mesurée, campagne 1995/1996, Corse**

Type de pièce mesurée	Effectif	Moyenne	Médiane	[Min-Max]	Écart-type	Moyenne géométrique
Salle de séjour	77	173	105	[18-1 615]	241	101
Cuisine	14	408	154	[44-2 110]	573	197
Chambre	14	135	75	[26-502]	133	94
Autre	6	150	92	[27-371]	140	100

**Tableau A10 - Répartition de la distribution brute par saison de mesure, campagne 1995/1996, Corse**

Saison de mesure	Effectif	Moyenne	Médiane	[Min-Max]	Écart-type	Moyenne géométrique
Hiver	31	355	169	[23-2 110]	463	207
Printemps	80	140	77	[18-997]	170	88
Été	2	58	58	[19-97]	55	43

### 8.2.3 | Campagne 1999 dans les ERP en Corse

Les indicateurs de tendance sont exprimés en Bq.m<sup>-3</sup>.

**Tableau A11 - Répartition de la distribution brute par type de sol, campagne ERP, 1999, Corse**

Type de sol	Effectif	Moyenne	Médiane	[Min-Max]	Écart-type	Moyenne géométrique
Riche en granite	399	266	168	[8-9 109]	554	164
Pauvre en granite	239	87	61	[6-724]	90	61

**Tableau A12 - Répartition de la distribution brute par date de construction, campagne ERP, 1999, Corse**

Date de construction	Effectif	Moyenne	Médiane	[Min-Max]	Écart-type	Moyenne géométrique
Avant 1948	179	301	139	[6-9 109]	799	143
Après 1948	442	155	102	[7-1 514]	160	102

**Tableau A13 - Répartition de la distribution brute par matériau principal de construction, campagne ERP, 1999, Corse**

Matériau de construction	Effectif	Moyenne	Médiane	[Min-Max]	Écart-type	Moyenne géométrique
Granit	179	335	193	[12-9 109]	797	186
Autre	408	146	91	[6-1 514]	160	94

**Tableau A14 - Répartition de la distribution brute par niveau de pièce mesurée, campagne ERP, 1999, Corse**

Niveau de la pièce mesurée	Effectif	Moyenne	Médiane	[Min-Max]	Écart-type	Moyenne géométrique
Sous-sol	14	259	182	[31-779]	227	175
Rez-de-chaussée	469	213	112	[6-9 109]	515	116
Étage	124	151	104	[13-1 127]	161	103

**Tableau A15 - Répartition de la distribution brute par type de fréquence d'ouverture des fenêtres, campagne ERP, 1999, Corse**

Aération par ouverture des fenêtres	Effectif	Moyenne	Médiane	[Min-Max]	Écart-type	Moyenne géométrique
Très fréquente	182	149	88	[6-1 385]	180	96
Moyenne	218	178	110	[12-1 093]	183	117
Faible	134	348	191	[7-9 109]	910	157

**Tableau A16 - Répartition de la distribution brute par type d'entrée et sortie d'air du local mesuré, campagne ERP, 1999, Corse**

Entrée et sortie d'air du local	Effectif	Moyenne	Médiane	[Min-Max]	Écart-type	Moyenne géométrique
Présence	174	145	88	[8-817]	157	93
Absence	373	229	134	[6-9 109]	569	124

**Tableau A17 - Répartition de la distribution brute par taille d'école, campagne ERP, 1999, Corse**

Classes par école	Effectif	Moyenne	Médiane	[Min-Max]	Écart-type	Moyenne géométrique
≤ 10	375	239	123	[12-9 109]	571	130
> 10	257	141	94	[6-1 514]	149	93

**Tableau A18 - Répartition de la distribution brute par saison de mesure, campagne ERP, 1999, Corse**

Saison de mesure	Effectif	Moyenne	Médiane	[Min-Max]	Écart-type	Moyenne géométrique
Hiver	502	205	104	[6-9 109]	502	109
Printemps	136	175	141	[8-817]	141	132

## 8.2.4 | Évaluation de risque – $RR_{MOY}$ par classes d'exposition

**Tableau A19 - Estimation des  $RR_{MOY}$  de décès par cancer du poumon, par niveau d'exposition, Corse**

Niveau d'exposition	$RR_{MOY}$	
	Hommes	Femmes
50	1,10	1,11
100	1,20	1,21
150	1,30	1,32
200	1,39	1,43
400	1,78	1,85
600	2,14	2,27
1 000	2,84	3,11

Calcul basé sur la moyenne de la distribution brute.

Tableau A20 - Estimation des  $RR_{MOY}$  de décès par cancer du poumon, par niveau d'exposition, Corse

Niveau d'exposition	$RR_{MOY}$ pour coeff. fumeurs = 0,0055 $RR_{MOY}$ pour coeff. non fumeurs = 0,0055 Interaction tabac/radon multiplicative				$RR_{MOY}$ pour coeff. fumeurs = 0,005 $RR_{MOY}$ pour coeff. non fumeurs = 0,011 Interaction tabac/radon submultiplicative			
	Hommes fumeurs	Femmes fumeuses	Hommes non-fumeurs	Femmes non-fumeuses	Hommes fumeurs	Femmes fumeuses	Hommes non-fumeurs	Femmes non-fumeuses
50	1,09	1,10	1,20	1,20	1,10	1,11	1,10	1,11
100	1,18	1,19	1,40	1,41	1,20	1,21	1,21	1,21
150	1,27	1,29	1,60	1,61	1,29	1,32	1,31	1,32
200	1,35	1,39	1,79	1,82	1,39	1,42	1,41	1,43
400	1,69	1,77	2,58	2,63	1,75	1,84	1,83	1,86
600	2,01	2,14	3,36	3,45	2,11	2,25	2,24	2,28
1 000	2,62	2,89	4,91	5,07	2,76	3,06	3,05	3,13

Calcul basé sur la moyenne de la distribution brute.

Tableau A21 - Estimation des  $RR_{MOY}$  de décès par cancer du poumon, par niveau d'exposition, Corse

Niveau d'exposition	$RR_{MOY}$	
	Hommes	Femmes
50	1,10	1,11
100	1,20	1,22
150	1,30	1,32
200	1,40	1,44
400	1,79	1,87
600	2,16	2,30
1 000	2,86	3,16

Calcul basé sur la moyenne de la distribution redressée.

Tableau A22 - Estimation des  $RR_{MOY}$  de décès par cancer du poumon, par niveau d'exposition, Corse

Niveau d'exposition	$RR_{MOY}$ pour coeff. fumeurs = 0,0055 $RR_{MOY}$ pour coeff. non fumeurs = 0,0055 Interaction tabac/radon multiplicative				$RR_{MOY}$ pour coeff. fumeurs = 0,005 $RR_{MOY}$ pour coeff. non fumeurs = 0,011 Interaction tabac/radon submultiplicative			
	Hommes fumeurs	Femmes fumeuses	Hommes non-fumeurs	Femmes non-fumeuses	Hommes fumeurs	Femmes fumeuses	Hommes non-fumeurs	Femmes non-fumeuses
50	1,10	1,11	1,11	1,11	1,09	1,10	1,20	1,21
100	1,20	1,22	1,21	1,22	1,18	1,20	1,41	1,42
150	1,30	1,32	1,32	1,33	1,27	1,30	1,61	1,63
200	1,39	1,43	1,42	1,44	1,36	1,39	1,81	1,84
400	1,76	1,86	1,84	1,88	1,70	1,78	2,62	2,68
600	2,11	2,27	2,26	2,31	2,02	2,17	3,42	3,51
1 000	2,77	3,10	3,09	3,18	2,63	2,92	4,99	5,16

Calcul basé sur la moyenne de la distribution redressée.

### 8.2.5 | Évaluation de risque – Risques attribuables

**Tableau A23 - Estimation du pourcentage de décès attribuables et du nombre de décès attribuables au radon par rapport aux moyennes arithmétiques des données brutes et redressées d'exposition, Corse**

Sexe	Moyenne exposition : 134 Bq.m <sup>-3</sup>		Moyenne exposition : 197 Bq.m <sup>-3</sup>	
	% décès attribuables	Nombre de décès attribuables	% décès attribuables	Nombre de décès attribuables
Homme	21,3 %	28,3	28,0 %	37,2
Femme	22,6 %	5,0	29,6 %	6,5
<b>Total</b>	<b>21,5 %</b>	<b>33,3</b>	<b>28,2 %</b>	<b>43,7</b>

**Tableau A24 - Estimation du pourcentage de décès attribuables et du nombre de décès attribuables au radon chez les fumeurs et les non-fumeurs par rapport aux moyennes arithmétiques des données brutes et redressées d'exposition, Corse**

Sexe		Moyenne exposition : 134 Bq.m <sup>-3</sup>		Moyenne exposition : 197 Bq.m <sup>-3</sup>	
		% décès attribuables	Nombre de décès attribuables	% décès attribuables	Nombre de décès attribuables
Homme	Fumeur	20,9 %	26,61	27,6 %	35,1
Femme	Fumeuse	22,4 %	3,50	29,3 %	4,58
<b>Total</b>	<b>Fumeurs</b>	<b>21,1 %</b>	<b>30,11</b>	<b>28,0 %</b>	<b>39,7</b>
Homme	Non-fumeur	22,1 %	1,26	29,0 %	1,7
Femme	Non-fumeuse	22,7 %	1,45	29,7 %	1,9
<b>Total</b>	<b>Non-fumeurs</b>	<b>22,4 %</b>	<b>2,71</b>	<b>29,3 %</b>	<b>3,6</b>

Multiplication des risques induits par le tabac et le radon avec un coefficient  $\beta$  égal à 0,0055 pour les fumeurs et pour les non-fumeurs.

**Tableau A25 - Estimation du pourcentage de décès attribuables et du nombre de décès attribuables au radon chez les fumeurs et les non-fumeurs par rapport aux moyennes arithmétiques des données redressées et brutes d'exposition, Corse**

Sexe		Moyenne exposition : 134 Bq.m <sup>-3</sup>		Moyenne exposition : 197 Bq.m <sup>-3</sup>	
		% décès attribuables	Nombre de décès attribuables	% décès attribuables	Nombre de décès attribuables
Homme	Fumeur	19,5 %	24,8	25,8 %	32,8
Femme	Fumeuse	20,9 %	3,26	27,5 %	4,3
<b>Total</b>	<b>Fumeurs</b>	<b>19,6 %</b>	<b>28,02</b>	<b>26,0 %</b>	<b>37,1</b>
Homme	Non-fumeur	35,3 %	2,02	43,9 %	2,5
Femme	Non-fumeuse	36,0 %	2,30	44,6 %	2,8
<b>Total</b>	<b>Non-fumeurs</b>	<b>35,7 %</b>	<b>4,31</b>	<b>44,3 %</b>	<b>5,4</b>

Interaction submultiplicative entre radon et tabac avec coefficient  $\beta$  égal à 0,005 pour les fumeurs et égal à 0,011 pour les non-fumeurs.

**Tableau A26 - Estimation du pourcentage de décès attribuables et du nombre de décès attribuables au radon par classe d'exposition, contribution de chaque classe à la fraction de risque attribuable, Corse**

Classes d'exposition	% de population	Hommes		Femmes		Total	
		Fraction de risque attribuable	Nombre de décès	Fraction de risque attribuable	Nombre de décès	Nombre de décès	% contribution à FRA
0 à 25	6,19 %	0,19 %	0,26	0,20 %	0,04	0,30	0,70 %
25 à 50	16,81 %	0,91 %	1,21	0,94 %	0,21	1,41	3,27 %
50 à 75	15,04 %	1,34 %	1,78	1,39 %	0,31	2,09	4,83 %
75 à 100	8,85 %	1,13 %	1,50	1,17 %	0,26	1,75	4,06 %
100 à 150	17,70 %	3,11 %	4,14	3,24 %	0,71	4,85	11,22 %
150 à 200	10,62 %	2,56 %	3,40	2,68 %	0,59	3,99	9,24 %
200 à 400	12,39 %	5,19 %	6,90	5,48 %	1,21	8,11	18,77 %
400 à 600	7,08 %	4,72 %	6,28	5,05 %	1,11	7,39	17,12 %
600 à 1 000	3,54 %	4,31 %	5,73	4,75 %	1,04	6,77	15,68 %
Plus de 1 000	1,77 %	4,11 %	5,46	4,84 %	1,06	6,53	15,11 %
<b>Total</b>	<b>100 %</b>	<b>27,56 %</b>	<b>36,66</b>	<b>29,74 %</b>	<b>6,54</b>	<b>43,20</b>	<b>100 %</b>

Calcul à l'aide des données d'exposition brutes.

**Tableau A27 - Estimation du pourcentage de décès attribuables et du nombre de décès attribuables au radon par classe d'exposition, contribution de chaque classe à la fraction de risque attribuable, Corse**

Classes d'exposition	% de population	Hommes		Femmes		Total	
		Fraction de risque attribuable	Nombre de décès	Fraction de risque attribuable	Nombre de décès	Nombre de décès	% contribution à FRA
0 à 25	11,61 %	0,33 %	0,44	0,35 %	0,08	0,52	1,58 %
25 à 50	22,35 %	1,33 %	1,77	1,40 %	0,31	2,08	6,34 %
50 à 75	16,07 %	1,59 %	2,12	1,68 %	0,37	2,49	7,58 %
75 à 100	10,92 %	1,52 %	2,02	1,60 %	0,35	2,37	7,22 %
100 à 150	13,51 %	2,64 %	3,51	2,79 %	0,61	4,12	12,58 %
150 à 200	7,62 %	2,09 %	2,78	2,23 %	0,49	3,27	9,99 %
200 à 400	11,89 %	5,17 %	6,87	5,54 %	1,22	8,09	24,67 %
400 à 600	3,34 %	2,49 %	3,31	2,71 %	0,60	3,90	11,90 %
600 à 1 000	1,93 %	2,18 %	2,90	2,43 %	0,53	3,44	10,48 %
Plus de 1 000	0,75 %	1,58 %	2,10	1,86 %	0,41	2,51	7,65 %
<b>Total</b>	<b>100 %</b>	<b>20,91 %</b>	<b>27,81</b>	<b>22,58 %</b>	<b>4,97</b>	<b>32,78</b>	<b>100 %</b>

Calcul à l'aide des données d'exposition redressées.





L'objectif de cette étude est d'estimer le nombre de décès par cancer du poumon attribuables au radon en Corse.

La caractérisation de l'exposition est basée sur une campagne de mesures dans l'habitat réalisée en 1995/1996. Le modèle de risque retenu a permis d'établir un risque relatif moyenné sur la vie entière pour l'ensemble de la population. Deux hypothèses sur le type d'interaction des effets du tabac et du radon ont été testées (interactions submultiplicative et multiplicative).

La moyenne des mesures retenues est de 197 Bq.m<sup>-3</sup>, le niveau moyen observé en France étant de 91 Bq.m<sup>-3</sup>. Après redressement sur la géologie, la saison de mesure et le type d'habitat, la moyenne est de 134 Bq.m<sup>-3</sup>. L'évaluation de risque fait ressortir que 21,5 à 28,0 % des décès par cancer du poumon seraient attribuables au radon sur l'ensemble de la population (entre 33 et 44 décès par an). La part attribuable aux concentrations supérieures à 400 Bq.m<sup>-3</sup> serait comprise entre 30 % et 48 %.

Pour une meilleure estimation des niveaux de radon et donc de son impact, une campagne sur l'effet saison en Corse et une complétion des mesures en logement collectif sont nécessaires. En raison de la forte interaction des effets du tabac et du radon, une estimation précise des habitudes tabagiques en Corse apparaît primordiale.

*The aim of this study is to estimate the number of deaths caused by lung cancer related to radon in Corsica.*

*The exposure characterisation is based on a measure campaign in housing in 1995/96. The risk model chosen has allowed establishing a relative average risk for the entire life among the whole population. Two hypotheses on the interaction type of tobacco and radon effects have been tested (sub-multiplicative and multiplicative interactions).*

*The mean of the accepted measures is 197 Bq.m<sup>-3</sup>, while the average level observed in France is 91 Bq.m<sup>-3</sup>. Considering the geological, the measure season and the type of housing corrections, the mean is 134 Bq.m<sup>-3</sup>. The risk evaluation shows that between 21.5 and 28% of deaths by lung cancer would be caused by radon among the whole population (between 33 and 44 deaths per year). The part attributable to concentrations above 400 Bq.m<sup>-3</sup> would be between 30% and 48%.*

*For a better estimation of radon levels and their impact, a campaign based on the season effect in Corsica and a completion of the measures in collective building are necessary. Because of a strong interaction between tobacco and radon effects, a precise estimation of smoking habits in Corsica appears to be essential.*



INSTITUT DE  
VEILLE SANITAIRE

Cellule interrégionale d'épidémiologie Sud

12, rue du Val d'Osne - 94415 Saint-Maurice cedex  
Tél. : 33(0) 1 41 79 67 00 - Fax : 33(0) 1 41 79 67 67  
<http://www.invs.sante.fr>

ISBN : 2-11-095766-2  
Tirage : 800 exemplaires  
Dépôt légal : Février 2006  
Imprimé par Labrador