

*Maladies chroniques  
et traumatismes*

# Intérêt des données hospitalières 2002-2008 pour la surveillance de l'incidence du cancer de la thyroïde en France



Hôpitaux de Lyon

Réseau Français des Registres de Cancer  
**FRANCIM** 



INSTITUT  
DE VEILLE SANITAIRE

# Sommaire

Abréviations	2
<b>1. Introduction</b>	<b>3</b>
<b>2. Matériel et méthodes</b>	<b>4</b>
<b>3. Évolutions réglementaires et qualité des données du PMSI</b>	<b>5</b>
3.1 Évolutions réglementaires du PMSI	5
3.2 Description et qualité des données du PMSI	6
<b>4. Modélisation du rapport entre nombre de patients et nombre de cas incidents, 2002-2005</b>	<b>8</b>
4.1 Méthode	8
4.2 Description des données	10
4.3 Résultats du modèle et validation croisée	11
4.4 Discussion	14
4.5 Conclusion	15
<b>5. Apport des données hospitalières pour la surveillance nationale de l'incidence du cancer de la thyroïde</b>	<b>15</b>
5.1 Estimation nationale de l'incidence du cancer de la thyroïde à partir du modèle, 2002-2005	15
5.2 Évolution des taux de patients opérés et des taux d'incidence modélisés, 2002-2008	17
5.3 Discussion	20
<b>6. Conclusion</b>	<b>21</b>
Références bibliographiques	22
Annexe	24

# Intérêt des données hospitalières 2002-2008 pour la surveillance de l'incidence du cancer de la thyroïde en France

## **Auteurs**

Zoé Uhry, Département des maladies chroniques et traumatismes (DMCT), Institut de veille sanitaire (InVS)

Laurent Remontet, Service de biostatistiques, Hospices civils de Lyon

Pascale Grosclaude, Réseau français des registres des cancers Francim, Registre des cancers du Tarn

Michel Velten, Réseau français des registres des cancers Francim, Registre des cancers du Bas-Rhin

Nicolas Mitton, Registre des cancers de l'Isère

Yao Kudjawu, DMCT, InVS

Marc Colonna, Réseau français des registres des cancers Francim, Registre des cancers de l'Isère

## **Relecteur extérieur**

Christophe Leux, Registre des cancers de Loire-Atlantique et de Vendée

## **Relecteurs internes**

Arlette Danzon, Juliette Bloch, DMCT, InVS

## Abréviations

<b>ALD</b>	Affection de longue durée
<b>CCAM</b>	Classification commune des actes médicaux
<b>CdAM</b>	Catalogue des actes médicaux
<b>DP</b>	Diagnostic principal
<b>DR</b>	Diagnostic relié
<b>DA</b>	Diagnostic associé dans un résumé d'hospitalisation
<b>Francim</b>	Réseau français des registres des cancers
<b>GHM</b>	Groupe homogène de malades
<b>IP</b>	Intervalle de prédiction
<b>PMSI</b>	Programme de médicalisation des systèmes d'information
<b>SIR</b>	Rapport standardisé d'incidence
<b>TSM</b>	Taux standardisé à la structure d'âge de la population mondiale

# 1. Introduction

Le cancer de la thyroïde est un cancer de très bon pronostic, qui était peu fréquent à la fin des années 1970 et qui a considérablement augmenté depuis, de 6 % par an en moyenne [1-3]. En 2005, ce cancer se situait en France au 5<sup>e</sup> et 21<sup>e</sup> rang respectivement pour l'incidence et la mortalité par cancer chez la femme (5 073 cas incidents et 256 décès) et au 19<sup>e</sup> rang pour les deux indicateurs chez l'homme (1 599 cas incidents et 147 décès). Au sein des départements couverts par un registre des cancers, son incidence variait fortement selon le département [4-6], dans un rapport de 1 à 4 chez la femme.

Les facteurs de risque du cancer de la thyroïde sont encore mal connus et seuls l'exposition aux radiations ionisantes, en particulier durant l'enfance, et le déficit en iode sont clairement établis [7-9]. Des facteurs nutritionnels, reproductifs, hormonaux et anthropométriques sont également suspectés, ainsi que des susceptibilités génétiques [7,10]. Le rôle des expositions environnementales et professionnelles aux polluants, en particulier aux perturbateurs endocriniens, a encore peu été étudié chez l'homme [11]. Par ailleurs, l'incidence du cancer de la thyroïde est très sensible aux pratiques cliniques et diagnostiques [12], les microcancers latents étant fréquents dans la population générale [13-15]. Les cas incidents sont majoritairement des cancers papillaires de très bon pronostic tandis que la mortalité concerne surtout les personnes atteintes d'un cancer anaplasique, peu fréquent mais de mauvais pronostic [3].

Dans ce contexte de fortes variations spatiales et temporelles de l'incidence, il est important de décrire précisément l'évolution et les variations géographiques de l'incidence du cancer de la thyroïde sur l'ensemble du territoire. En France, l'incidence des cancers est mesurée par les registres départementaux des cancers qui couvrent actuellement 20 % environ de la population. Des estimations nationales et régionales ont été produites à partir des données de mortalité en extrapolant à la France le rapport entre incidence et mortalité observé dans les départements couverts par un registre des cancers [1,2,16]. L'utilisation du rapport entre incidence et mortalité présente des limites pour le cancer de la thyroïde. Ce rapport est, en effet, très variable selon le département, du fait d'une incidence sensible aux pratiques médicales et d'une faible létalité. L'estimation nationale obtenue est en conséquence imprécise et moins satisfaisante pour ce cancer que pour les autres localisations cancéreuses. De plus, le rapport entre incidence et mortalité ne peut pas être extrapolé pour estimer l'incidence au niveau départemental ou régional. L'utilisation d'un corrélat de l'incidence autre que la mortalité doit être envisagée.

Le traitement initial de ce cancer consistant en une thyroïdectomie réalisée en secteur hospitalier [12], les données hospitalières (Programme de médicalisation des systèmes d'information (PMSI)) devraient permettre un repérage des cas incidents. Ainsi, des estimations de l'incidence reposant sur le rapport entre nombre de patients opérés et nombre de cas incidents, observé dans les départements couverts par un registre, sont envisageables. Des estimations nationales et, chez la femme, départementales ont ainsi été produites pour la période 1998-2000<sup>1</sup> [17]. Ces estimations départementales présentaient des erreurs parfois importantes mais étaient jugées informatives compte tenu de l'ampleur des disparités géographiques d'incidence. Le chaînage des patients a été introduit en 2001 dans le PMSI, avec un numéro anonyme permettant d'identifier les séjours d'un même patient. L'exhaustivité du PMSI s'est, par ailleurs, améliorée [18]. La qualité du codage du PMSI a probablement été améliorée aussi, avec une appropriation croissante de cet outil par le milieu hospitalier au fil des ans.

L'objectif de cette étude était de réévaluer l'utilisation des données hospitalières pour estimer l'incidence du cancer de la thyroïde à l'échelle nationale et départementale, à partir des données hospitalières (2002-2008) et des registres (2002-2005), en reprenant la méthodologie de la première étude [17]. La première étape était de réévaluer la validité de telles estimations pour la période d'étude. À cette fin, le rapport entre le nombre de patients opérés et le nombre de cas incidents a été étudié dans les départements couverts par un registre (2002-2005). Afin de déterminer si ce rapport était extrapolable dans le temps et dans l'espace (aux autres départements), l'étude s'est attachée à décrire et étudier :

- les évolutions réglementaires du PMSI pouvant avoir des conséquences sur l'indicateur utilisé ;
- la qualité des données PMSI, et en particulier du chaînage patient, dans le temps et dans l'espace ;
- les variations géographiques du rapport entre le nombre de patients PMSI opérés d'un cancer thyroïdien et le nombre de cas incidents dans les départements couverts par un registre.

Ces éléments ont permis d'évaluer la validité des estimations nationales et départementales de l'incidence du cancer de la thyroïde, à partir du rapport entre le nombre de patients opérés et le nombre de cas incidents. Les estimations, lorsqu'elles étaient valides, ont été réalisées dans un second temps.

---

<sup>1</sup> *Le chaînage patient n'existait pas alors mais un algorithme avait été mis en œuvre pour identifier les séjours d'un même patient. Il reposait sur le sexe, l'âge, le code postal de résidence, le délai entre deux séjours et le type de chirurgie (partielle suivie d'une totale).*

## 2. Matériel et méthodes

Ce chapitre présente les données utilisées et les analyses réalisées à chaque étape. La période d'étude a été déterminée en fonction de la disponibilité des données du PMSI et des données des registres. Les données hospitalières PMSI avec le chaînage patient étaient disponibles de 2002 à 2008, tandis que les données d'incidence (registres) étaient disponibles jusqu'en 2005. Ainsi, le rapport entre le nombre de patients opérés et le nombre de cas incidents a été étudié sur la période 2002-2005, dans les départements couverts par un registre.

### Algorithme de sélection PMSI

Les données ont été extraites des bases PMSI nationales pour les années 2002 à 2008. Ce système enregistre de manière exhaustive les hospitalisations (séjours) effectuées dans les établissements de court séjour. Chaque hospitalisation fait l'objet d'un résumé de sortie standardisé comportant des informations démographiques (âge, sexe, code postal de résidence) et médicales (diagnostics et actes réalisés). Depuis 2001, il existe un identifiant permettant de repérer les différentes hospitalisations d'un même patient.

Les séjours des personnes résidant en France métropolitaine associant un diagnostic de cancer de la thyroïde, en diagnostic principal (DP), associé (DA) ou relié (DR), et un acte chirurgical sur la thyroïde ont été sélectionnés (listes des diagnostics et actes en annexe). Seul le premier séjour était retenu pour les patients opérés deux fois. Les séjours sans identifiant patient valide ont été inclus dans l'analyse et comptabilisés chacun comme un patient. Les patients avec un code de cancer *in situ* de la thyroïde (D093) ont été inclus car quelques établissements utilisaient ce code pour décrire les microcancers papillaires (annexe). En dehors de ces quelques établissements, ce code n'est pratiquement jamais utilisé, la notion de tumeur *in situ* n'étant pas adaptée pour le cancer de la thyroïde. Les séjours avec un département de résidence inconnu ont été exclus (n=190 ; 0,4 %). Les données ont été agrégées par département de résidence et classe d'âge quinquennale.

### Données des registres des cancers

Les données d'incidence ont été extraites de la base commune du Réseau français des registres des cancers Francim. L'analyse a porté sur les cas incidents de cancers de la thyroïde diagnostiqués entre 2002 et 2005 (code C73 dans la Classification internationale des maladies pour l'oncologie, 3<sup>e</sup> révision), résidant dans un département couvert par un registre : Ardennes, Calvados, Doubs, Hérault, Isère, Loire-Atlantique, Marne, Bas-Rhin, Haut-Rhin, Somme, Tarn, Vendée (année 2005 non disponible pour ce dernier). Les données ont été agrégées par département et par classe d'âge quinquennale. Le registre de la Manche n'a pas été inclus dans l'étude car il avait signalé des difficultés de recueil sur la période d'étude.

### Données de population

Les personnes-années sont issues des estimations de population de l'Institut national de la statistique et des études économiques au 1<sup>er</sup> janvier de 2002 à 2009.

### Analyses et plan du rapport

Un premier chapitre présente les évolutions réglementaires du PMSI et décrit les données PMSI analysées et la qualité du chaînage patient au niveau national et départemental. Ces éléments permettent notamment de statuer sur l'utilisation longitudinale du PMSI (extrapolation dans le temps).

Un second chapitre présente la modélisation du rapport entre le nombre de patients opérés identifiés dans le PMSI et le nombre de cas incidents, dans les départements avec registre pour la période 2002-2005. La méthode statistique et les résultats de cette analyse sont détaillés dans ce chapitre. Cette analyse permet d'évaluer la validité des estimations départementales (extrapolation dans l'espace).

Enfin, un chapitre est consacré à l'apport des données hospitalières pour la surveillance du cancer de la thyroïde au niveau national. Il présente l'estimation nationale de l'incidence du cancer de la thyroïde sur la période 2002-2005, obtenue en extrapolant le rapport entre le nombre de patients et le nombre de cas incidents. Il présente également

l'évolution des taux annuels de patients opérés (PMSI) de 2002 à 2008. Ces éléments sont mis en regard des taux d'incidence modélisés issus du rapport entre incidence et mortalité [19,20] et des taux de mise en affection de longue durée (ALD) issus des Caisses d'assurance maladie.

### **3. Évolutions réglementaires et qualité des données du PMSI**

#### **3.1 ÉVOLUTIONS RÉGLEMENTAIRES DU PMSI**

Le PMSI a pour objectif une description de l'activité médicale dans un but d'allocation budgétaire. Les séjours, en fonction des diagnostics et des actes mentionnés, sont classés en Groupes homogènes de malades (GHM) par application d'un algorithme national (fonction de groupage). Les GHM regroupent des séjours homogènes en termes médical et de coûts. À chaque GHM correspond une valorisation financière. L'algorithme utilisé pour affecter un GHM à un séjour a évolué au cours du temps. Les principales évolutions du PMSI depuis 2002 sont énumérées ci-après. Certaines sont susceptibles d'affecter l'indicateur retenu pour l'analyse (nombre de patients opérés d'un cancer de la thyroïde).

##### **3.1.1 Liste des évolutions réglementaires du PMSI et conséquences**

###### **Changement de la nomenclature des actes utilisée, entre 2003 et 2005**

La nomenclature utilisée a changé entre 2003 et 2005, passant du catalogue des actes médicaux (CdAM) vers la classification commune des actes médicaux (CCAM). La liste des actes retenus pour la sélection des données du PMSI doit ainsi être équivalente entre les deux classifications (annexe).

###### **Montée en charge de la tarification à l'activité**

La tarification à l'activité correspond à une évolution dans le mode de financement des établissements publics de santé, qui passent d'une dotation globale à une dotation à l'activité. Elle s'accompagne d'une convergence des tarifications entre le secteur public et le secteur privé. Ce dernier était déjà facturé à l'activité. Dans le public, la montée en charge a été progressive, par une augmentation graduelle de la part du budget des établissements indexée sur l'activité : 25 % en 2005, 35 % en 2006, 50 % en 2007 et 100 % en 2008. La tarification à l'activité ne devrait pas avoir de conséquence directe sur les séjours avec une chirurgie d'un cancer de la thyroïde.

###### **Évolution générale des algorithmes de groupage**

Les algorithmes de groupage ont évolué au cours du temps. Les principales évolutions portent sur la prise en compte des comorbidités et sur l'introduction de différents niveaux de sévérité associés à chaque GHM. Ces évolutions ne devraient pas avoir de conséquence pour les séjours avec une chirurgie d'un cancer de la thyroïde.

###### **Évolution des GHM concernant les cancers de la thyroïde opérés à partir de 2006**

Avant 2005, un seul GHM regroupait l'ensemble des séjours pour une intervention chirurgicale sur la thyroïde, qu'il s'agisse d'un cancer ou d'une pathologie bénigne. À partir de 2006, des GHM spécifiques aux interventions pour tumeur maligne de la thyroïde ont été créés, avec une valorisation financière légèrement supérieure à celle des interventions sur la thyroïde pour pathologie bénigne. Cette évolution est susceptible d'avoir modifié l'indicateur utilisé.

###### **Discontinuité du chaînage patient entre 2003 et 2004**

La génération de numéro d'identifiant patient a changé de 2003 à 2004, entraînant une discontinuité du chaînage entre 2003 et 2004. Cette discontinuité a peu de conséquences pour les sélections PMSI comportant peu de séjours multiples, comme celle des patients opérés d'un cancer de la thyroïde (paragraphe 3.2). Dans le cas contraire, elle entraîne une surestimation du nombre de patients en 2004.

###### **Amélioration de la qualité du chaînage patient**

Par ailleurs, la qualité du chaînage patient s'est améliorée au cours du temps et le chaînage est pleinement exploitable depuis 2007. Les problèmes de génération de l'identifiant patient dépendant de l'établissement, ceci entraîne une variabilité départementale dans la qualité du chaînage patient. Ainsi, le chaînage peut se révéler inexploitable à l'échelle départementale avant 2007, selon la sélection PMSI analysée.

### 3.1.2 Discussion

Pour l'indicateur PMSI étudié (nombre de patients opérés d'un cancer de la thyroïde), l'enjeu porte essentiellement sur la mention ou non du diagnostic de cancer dans le résumé standardisé du séjour [21]. L'acte chirurgical sur la thyroïde est toujours mentionné, *a priori*, et les listes d'actes présentées en annexe semblent cohérentes entre les deux classifications (CdAM et CCAM). En revanche, le diagnostic de cancer de la thyroïde n'est pas toujours mentionné car ce cancer est fréquemment découvert de manière fortuite, lors d'une opération pour pathologie bénigne de la thyroïde. Le résumé du séjour peut, dans ce cas, mentionner la pathologie bénigne en diagnostic principal, sans préciser le cancer en diagnostic associé, en particulier si le résultat de l'examen histologique définitif n'a été connu qu'après la fin de l'hospitalisation. Ce sous-codage du diagnostic de cancer est probablement devenu moins fréquent avec l'introduction des GHM spécifiques aux interventions pour tumeurs malignes de la thyroïde.

### 3.1.3 Conclusion

L'introduction dans le PMSI de GHM spécifiques aux interventions chirurgicales pour tumeurs malignes de la thyroïde à partir de 2006 est susceptible d'avoir modifié l'indicateur utilisé. En effet, la mention du diagnostic de cancer pourrait être plus systématique depuis. Ainsi, l'hypothèse que le rapport entre le nombre de patients opérés identifiés dans le PMSI et le nombre de cas incidents est constant de 2002 à 2008 paraît incertaine. Nous éviterons donc d'extrapoler ce rapport, observé dans les départements couverts par un registre sur la période 2002-2005, aux années ultérieures. Les estimations nationales ou départementales concerneront la période 2002-2005. Au niveau national, les évolutions du taux de patients hospitalisés de 2002 à 2008 peuvent toutefois être informatives et seront présentées.

## 3.2 DESCRIPTION ET QUALITÉ DES DONNÉES DU PMSI

### 3.2.1 Niveau national

Le tableau 1 présente un descriptif des données analysées, par année de 2002 à 2008, en particulier le pourcentage de séjours sans identifiant valide et le nombre moyen de séjours par patient. Ce pourcentage était non négligeable avant 2004 et il est satisfaisant à partir de 2007 (<1 %). Le nombre moyen de séjours par patient est peu élevé (1,1). Ainsi, l'inclusion des séjours sans identifiant patient dans le dénombrement des patients représente une source d'erreur mineure au niveau national (erreur <1 %). À noter qu'au niveau départemental, en particulier pour les années antérieures à 2007, les erreurs pourraient être plus importantes (voir paragraphe suivant concernant le niveau départemental). Le passage du CdAM à la CCAM s'est fait progressivement de 2003 à 2005. Le tableau 2 présente par groupe d'âge les principaux indicateurs descriptifs pour la période 2002-2005 (nombre de séjours, pourcentage de séjours sans identifiant valide, nombre moyen de séjours par patient, pourcentage de patients sélectionnés sur un DR ou un DA). Le nombre moyen de séjours par patient diminue avec l'âge, de 1,15 à 1,04 tandis que le pourcentage de patients sélectionnés sur un DR ou un DA augmente légèrement avec l'âge.

TABLEAU 1 |

#### Cancers de la thyroïde opérés – Descriptif des données par année

	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
<b>Nombre de séjours</b>	<b>5 667</b>	<b>5 842</b>	<b>5 795</b>	<b>5 814</b>	<b>6 320</b>	<b>6 579</b>	<b>7 014</b>
% codés en CdAM <sup>a</sup>	99	94	31	3	0	0	0
% département inconnu	0,9	0,7	0,1	0,8	0,1	0,5	0,1
% identifiant invalide	7,0	9,4	3,7	3,2	5,0	0,7	0,7
Nombre séjours par patient <sup>a</sup>	1,08	1,10	1,07	1,09	1,09	1,08	1,09
<b>Nombre de patients<sup>b, c, d</sup></b>	<b>5 283</b>	<b>5 399</b>	<b>5 453</b>	<b>5 367</b>	<b>5 834</b>	<b>6 103</b>	<b>6 436</b>
% diagnostic principal	94,3	93,9	94,7	94,1	95,7	96,6	96,7
% diagnostic relié	0,5	0,3	0,3	0,1	0,05	0,05	0,08
% diagnostic associé	5,2	5,8	5,1	5,8	4,2	3,3	3,2
% D093 ( <i>in situ</i> )	1,5	1,3	1,4	1,6	1,7	2,1	1,5

CdAM : catalogue des actes médicaux.

<sup>a</sup> Parmi les séjours avec un identifiant patient valide.

<sup>b</sup> Année du premier séjour retenue en cas de séjours multiples (attention : discontinuité du chaînage entre 2003 et 2004).

<sup>c</sup> Les séjours sans identifiant patient valides sont inclus et comptent chacun pour un patient.

<sup>d</sup> Pour séjours multiples, hiérarchie : DP>DR>DA et C73>D093.

**I TABLEAU 2 I**

**Cancers de la thyroïde opérés – Descriptif des données par groupe d’âge, 2002-2005**

Âge	Séjours			Patients <sup>b</sup>	
	Nombre de séjours	% identifiant invalide	Nombre de séjours par patient <sup>a</sup>	Nombre de patients <sup>b</sup>	% DR ou DA <sup>c</sup>
<20 ans	485	5,8	1,12	440	3,6
20-44 ans	5 966	6,5	1,12	5 378	4,1
45-59 ans	10 928	6,0	1,08	10 111	5,9
60-74 ans	4 593	5,2	1,07	4 337	7,4
75 ans et +	1 290	5,7	1,05	1 236	6,8
<b>Total</b>	<b>23 263</b>	<b>6,0</b>	<b>1,09</b>	<b>21 502</b>	<b>5,8</b>

DR : diagnostic relié ; DA : diagnostic associé.

<sup>a</sup> Nombre moyen de séjours par patient, parmi les séjours avec un identifiant patient valide.

<sup>b</sup> Les séjours sans identifiant patient valide sont inclus et comptent chacun pour un patient.

<sup>c</sup> Parmi les patients (pour séjours multiples, hiérarchie : diagnostic principal>DR>DA).

**3.2.2 Niveau départemental**

Le tableau 3 présente la distribution départementale des principaux indicateurs descriptifs sur la période d’étude 2002-2005 (pourcentage d’identifiant invalide, nombre de séjour par patients, pourcentage de D093 et pourcentage de patients sélectionné sur un DR ou un DA). Le nombre moyen de séjours par patient est très variable selon le département, ce qui rend nécessaire l’utilisation du nombre de patients plutôt que du nombre de séjours. Par ailleurs, la qualité du chaînage patient varie également selon le département. Cinq départements présentent plus de 21 % des séjours sans identifiant valide. Ceci peut induire une surestimation du nombre de patients, plus ou moins importante selon le nombre moyen de séjours par patient. Un département (Savoie) présente à la fois un pourcentage élevé d’identifiant invalide (26 %) et un nombre moyen de séjours par patient important (1,27). Le pourcentage de diagnostic D093 (tumeurs *in situ* de la thyroïde) est supérieur à 6 % dans cinq départements et s’élève jusqu’à 25 %. La proportion de patients sélectionnés sur un diagnostic relié ou associé de cancer de la thyroïde (et un acte chirurgical) varie selon le département. Ceci témoigne d’une grande variabilité des pratiques de codage du PMSI. Le diagnostic principal pour ces patients est une pathologie bénigne de la thyroïde dans la plupart des cas.

**I TABLEAU 3 I**

**Distribution départementale des indicateurs – Période 2002-2005**

Indicateurs	Médiane	Minimum-maximum (Q95 <sup>a</sup> )
% identifiant invalide	3,4	0-36 (21)
Nombre séjours par patient <sup>b</sup>	1,08	1,0-1,27 (1,15)
% D093 ( <i>in situ</i> ) <sup>b</sup>	0,3	0-25 ( 6)
% diagnostic relié ou diagnostic associé <sup>b</sup>	4,1	0-27 (17)

<sup>a</sup> Q95 : percentile 95.

<sup>b</sup> Parmi les séjours avec un identifiant patient valide.

Le tableau 4 présente les indicateurs de qualité des données pour la période 2002-2005 (pourcentage d’identifiant invalide et nombre moyen de séjour par patient) pour les départements couverts par un registre inclus dans l’analyse. Il présente également une estimation de l’erreur dans le nombre de patients liée aux identifiants invalides. Cette erreur est estimée en utilisant, pour chaque établissement avec un problème d’identifiants invalides une année donnée, le nombre de séjours par patient de ce même établissement les autres années. La proportion de séjours sans identifiant valide est supérieure à 10 % dans trois départements. L’erreur liée aux identifiants patients invalides est faible dans tous les départements ; elle atteint toutefois 5 % dans le Haut-Rhin.

**I TABLEAU 4 I**

**Indicateurs de qualité pour les départements avec registre – Période 2002-2005**

Département	Nombre séjours	% identifiant invalide	Nombre séjours/patient <sup>a</sup>	Erreur estimée (%) <sup>b</sup>
Ardennes (08)	93	13	1,07	2
Calvados (14)	197	12	1,06	1
Doubs (25)	94	9	1,02	0
Hérault (34)	261	2	1,14	0
Isère (38)	681	3	1,08	0
Loire-Atlantique (44)	392	2	1,04	0
Marne (51)	217	1	1,05	0
Bas-Rhin (67)	259	2	1,09	0
Haut-Rhin (68)	138	19	1,15	5
Somme (80)	157	1	1,11	0
Tarn (81)	151	1	1,05	0
Vendée (85)	276	7	1,05	0
<b>Total</b>	<b>2 916</b>	<b>5</b>	<b>1,07</b>	<b>&lt;1</b>

<sup>a</sup> Parmi les séjours avec un identifiant patient valide.

<sup>b</sup> Erreur dans le nombre de patient. Cette erreur est estimée en utilisant, pour chaque établissement avec un problème de génération d'identifiant patient une année donnée, le nombre de séjours par patient de ce même établissement les autres années.

### 3.2.3 Conclusion

La qualité du chaînage est suffisante pour utiliser au niveau national le nombre estimé de patients opérés d'un cancer de la thyroïde (les séjours sans identifiant patient valide étant inclus et comptabilisés comme un patient). Cet indicateur est exploitable étant donné la faible proportion de séjours multiples, ce qui entraîne une erreur inférieure à 1 %, quel que soit l'âge. Au niveau départemental, le manque de qualité du chaînage entraîne parfois des erreurs dans l'estimation du nombre de patients. L'indicateur est exploitable dans l'ensemble mais pourra nécessiter des corrections ponctuelles dans quelques départements. Dans les départements couverts par un registre, l'erreur estimée est modérée, de 5 % au maximum dans le Haut-Rhin, et les données seront analysées sans correction.

La sélection des séjours avec un diagnostic relié ou associé (et un acte chirurgical) est nécessaire, du fait d'une grande variabilité dans les pratiques de codages du PMSI.

## 4. Modélisation du rapport entre nombre de patients et nombre de cas incidents, 2002-2005

Ce chapitre présente une modélisation du rapport entre le nombre de patients opérés d'un cancer de la thyroïde (PMSI) et le nombre de cas incidents, observés dans les départements couverts par un registre sur la période 2002-2005. Ce rapport sera nommé "rapport patient/cas". Des études de ce type avaient été menées initialement sur le cancer de la thyroïde (1998-2000) [17] et sur le cancer colorectal (1999-2003) [22]. La méthode statistique a ensuite été améliorée dans une étude sur le cancer du sein (2002) [23] et elle est reprise dans ce chapitre.

### 4.1 MÉTHODE

Les données ont été agrégées par département de résidence et par classe d'âge quinquennale (cas incidents comme patients opérés), sur l'ensemble de la période 2002-2005. Il est à noter que la définition de l'âge diffère entre le PMSI (âge révolu) et les données d'incidence analysées (âge atteint dans l'année), soit un écart de six mois en moyenne [24]. Cette différence est sans conséquence sur les estimations d'incidence à partir du rapport entre nombre de patients opérés et nombre de cas incidents.

## Notations

$i$  : classe d'âge ( $a_i$  âge en continu)

$j$  : département

$P_{ij}$  : nombre de patients opérés dans le département  $j$  et la classe d'âge  $i$

$C_{ij}$  : nombre de cas incidents dans le département  $j$  et la classe d'âge  $i$

## Modèle

$$P_{ij} | b_j \propto \text{Poisson}(\mu_{ij})$$

$$\text{Log} \left( \frac{\mu_{ij}}{C_{ij}} \right) = f(a_i) + b_j, \quad ,$$

où  $f$  est une fonction continue de l'âge (*natural spline*)

et  $b_j$  est l'effet aléatoire du département  $j$  :  $b_j \propto N(0, \sigma_d^2)$

Le paramètre  $\sigma_d$  est une mesure de la variabilité départementale du rapport entre le nombre de patients opérés et le nombre de cas incidents. L'analyse repose donc sur un modèle de Poisson à effets mixtes [25].

L'analyse a porté sur les cas incidents et patients opérés âgés de plus de 20 ans, résidant dans un département couvert par un registre (12 départements), sur la période 2002 à 2005. Les croisements (âge  $i$  x département  $j$ ) pour lesquels le nombre de cas incidents observé était nul ( $C_{ij}=0$ ) ont été exclus de l'analyse. Afin d'éviter les exclusions, les classes d'âge extrêmes ont été agrégées pour cette analyse : 20-29 ans pour la première classe et, pour la dernière classe, plus de 80 ans chez la femme et plus de 75 ans chez l'homme. Finalement, trois croisements ont été exclus chez l'homme et un chez la femme. Les analyses ont été réalisées avec S-plus® v7, en utilisant la fonction *glmmPQL*.

## Validation croisée

La capacité du modèle à prédire l'incidence a été évaluée par validation croisée. Pour chaque département, le nombre de cas est prédit à partir des résultats obtenus en excluant le département de l'analyse. Dans un département  $j$  donné, l'écart entre les nombres de cas observés et prédits est mesuré en sommant les écarts par classe d'âge (*Chi1*) et sur le nombre total de cas (*Chi2*):

$$\text{Chi1}_j = \sum_{i=1}^{14} \frac{(C_{i,j} - \hat{C}_{i,j})^2}{\hat{C}_{i,j}} \quad \text{et} \quad \text{Chi2}_j = \frac{(C_j - \hat{C}_j)^2}{\hat{C}_j},$$

où  $C_j = \sum_{i=1}^{14} C_{i,j}$ ,  $\hat{C}_j = \sum_{i=1}^4 \hat{C}_{i,j}$  et  $\hat{C}_{i,j}$  est le nombre de cas prédit en validation croisée.

Remarque : les croisements (âge  $i$  x département  $j$ ) où  $\hat{C}_{i,j}$  est nul (*i.e.* nombre de patient opérés  $P_{i,j}$  est nul) sont exclus du calcul du  $\text{Chi1}_j$ . Pour éviter de trop nombreuses exclusions chez l'homme, les classes d'âge 20-29 ans et 30-34 ans ont été groupées spécifiquement pour le calcul du  $\text{Chi1}_j$ . Malgré ce regroupement supplémentaire, trois croisements ont été exclus chez l'homme. Le degré de liberté pour la mesure du  $\text{Chi1}_j$  est égal au nombre de classes d'âge effectivement incluses dans le calcul.

## 4.2 DESCRIPTION DES DONNÉES

Le tableau 5 présente les données par année (nombre de cas et de patients opérés, rapport et taux standardisés à la population mondiale). Une légère augmentation du rapport est observée en 2005, non significative si on la teste (ajustée sur la classe d'âge et le département), mais elle est observée pour les deux sexes. Les figures 1 et 2 présentent ces données par département sur la période 2002-2005. Le rapport (non ajusté sur l'âge) varie fortement selon le département, de 0,5 à 0,9 environ pour les deux sexes (figure 1). Cette variabilité est également visible dans les taux standardisés à la population mondiale (figure 2).

**I TABLEAU 5 I**

**Nombre de cas incidents et nombre de patients opérés, et taux standardisés, par année<sup>a</sup>**

	Hommes					Femmes				
	Cas (N)	Patients (N) <sup>a</sup>	Rapport patients/cas	Taux patients <sup>b</sup>	Taux incidence <sup>c</sup>	Cas (N)	Patients (N) <sup>a</sup>	Rapport patients/cas	Taux patients <sup>b</sup>	Taux incidence <sup>c</sup>
2002	168	131	0,78	3,3	2,6	565	435	0,77	10,8	8,5
2003	182	145	0,80	3,6	2,9	569	427	0,75	10,6	8,3
2004	167	132	0,79	3,2	2,7	621	478	0,77	11,5	9,2
2005	189	156	0,83	3,6	3,0	558	457	0,82	10,3	8,6

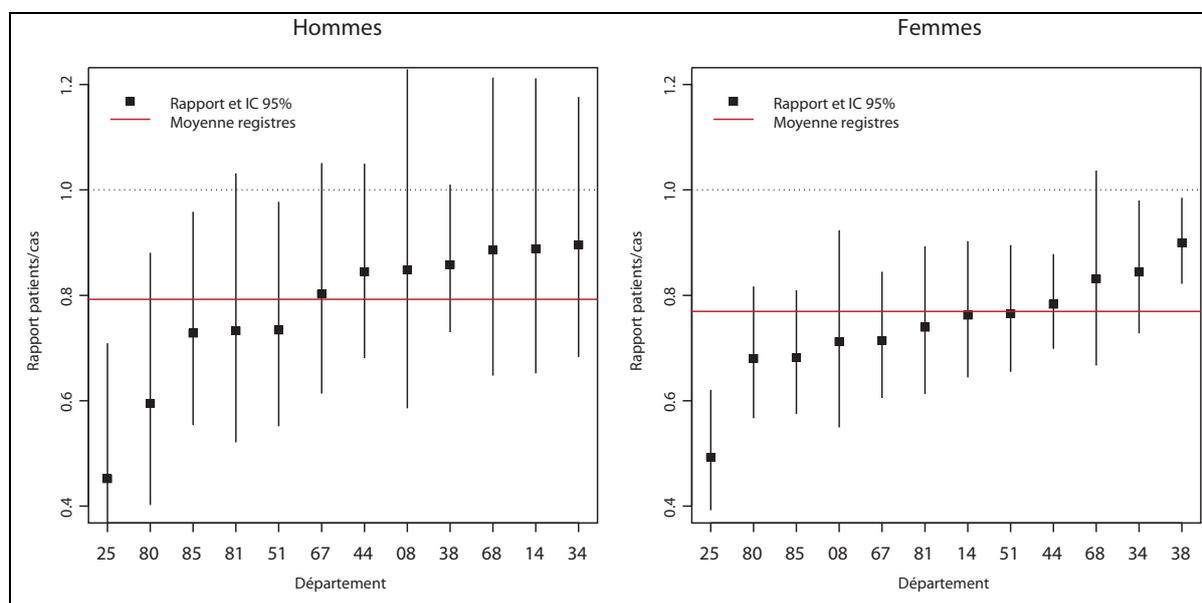
<sup>a</sup> Premier séjour retenu s'il y a deux séjours pour un même patient ; les séjours sans identifiant valide sont inclus et comptent chacun pour un patient. Vendée exclue pour ce tableau, car les données 2005 ne sont pas disponibles.

<sup>b</sup> Taux de patients opérés, pour 100 000, standardisés sur l'âge à la population mondiale.

<sup>c</sup> Taux d'incidence pour 100 000, standardisés sur l'âge à la population mondiale.

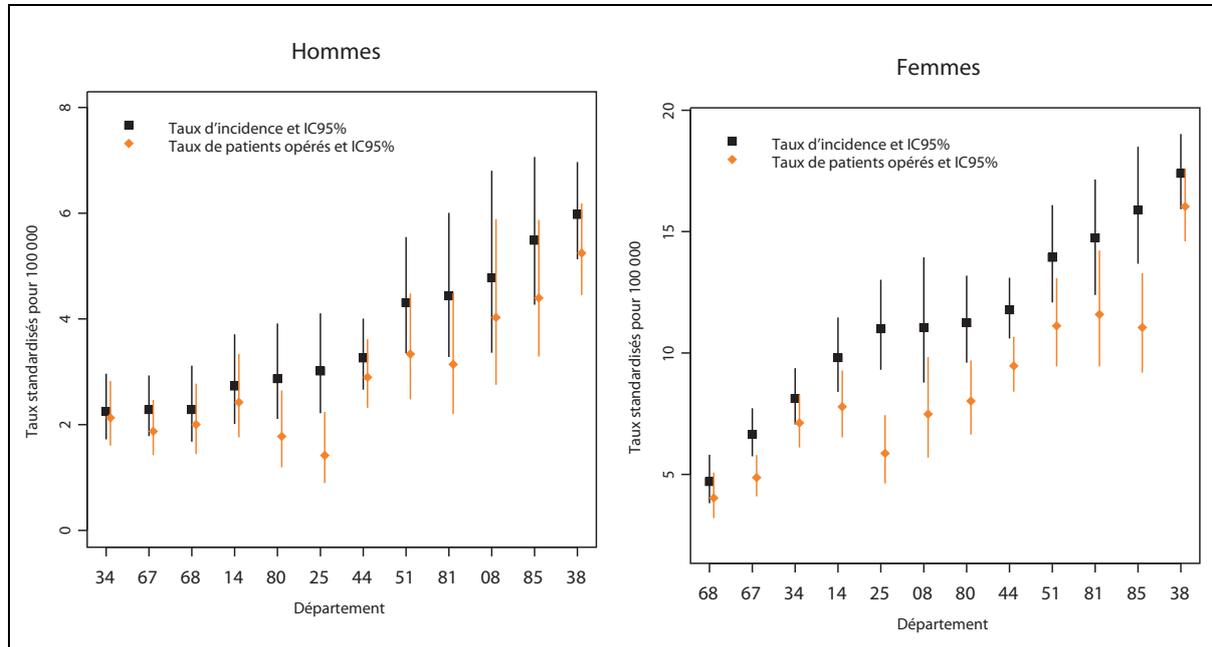
**I FIGURE 1 I**

**Rapport entre nombre de patients et nombre de cas incidents par département, 2002-2005**



I FIGURE 2 I

**Taux d'incidence et taux de patients opérés pour 100 000, standardisés à la population mondiale, par département, 2002-2005**



**4.3 RÉSULTATS DU MODÈLE ET VALIDATION CROISÉE**

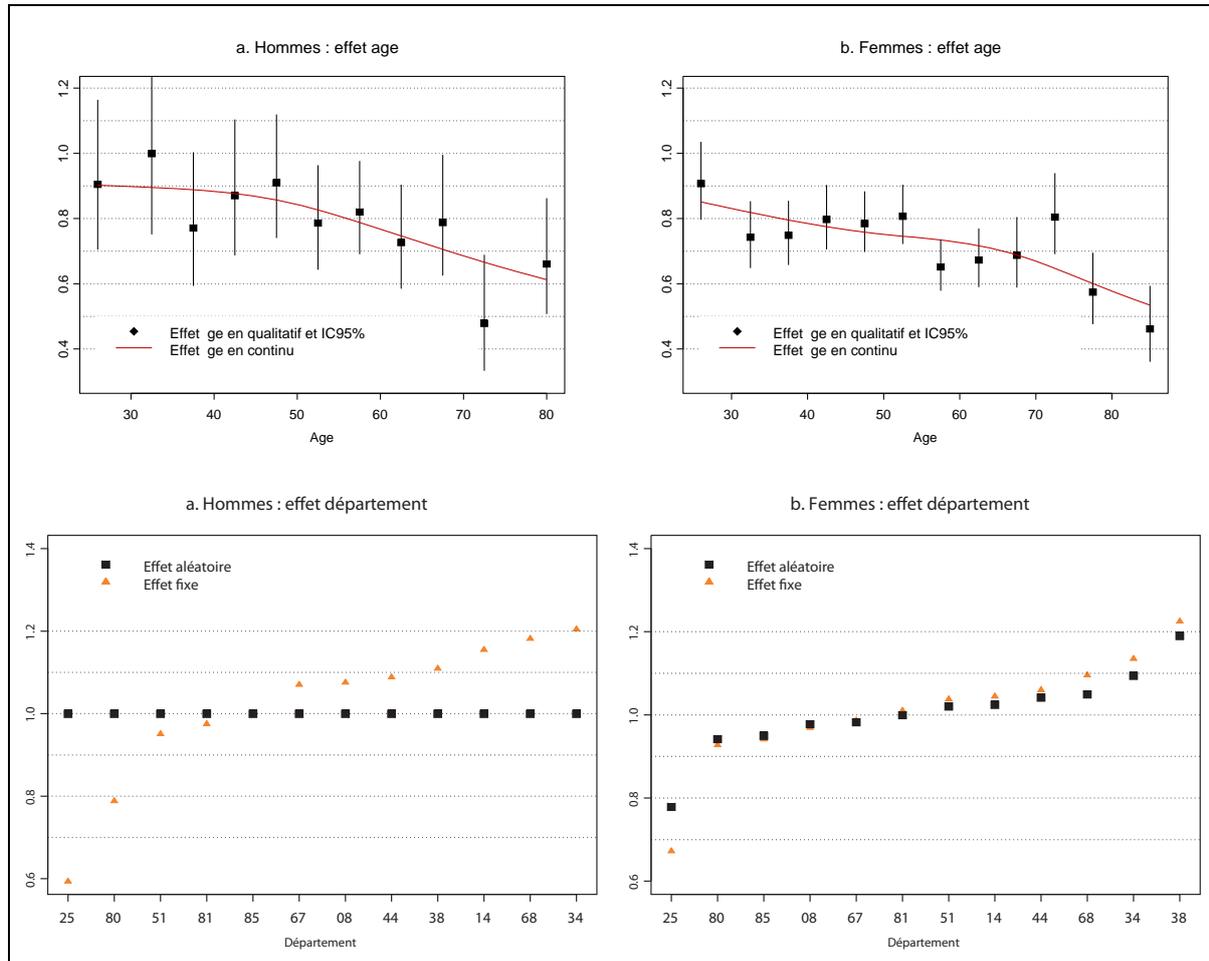
Chez la femme, le rapport entre le nombre de patients opérés et le nombre de cas incidents présente une forte variabilité départementale ( $\sigma_d=0,11$ ). Chez l'homme, cette variabilité n'est pas mise en évidence ( $\sigma_d<0,01$ ), par manque de puissance probablement.

La figure 3 présente les résultats du modèle. L'effet de l'âge décrit le rapport patient/cas en fonction de l'âge, en moyenne sur l'ensemble des départements. L'effet département décrit l'écart du rapport patients/cas par rapport à la moyenne. Par exemple, un effet égal à 1,1 signifie que le rapport patient/cas dans ce département est supérieur de 10 % à la moyenne sur l'ensemble des départements, à âge égal. Les effets départements obtenus en effets fixes sont également présentés dans ces figures. Les effets aléatoires départementaux sont d'autant plus proches des effets fixes que les données sont informatives (effectifs importants) et d'autant plus proche de 1 que les données sont peu informatives (effectifs faibles).

Le rapport diminue avec l'âge pour les deux sexes. Les effets aléatoires départementaux estimés sont élevés chez la femme, variant de 0,8 à 1,2. Ils ne sont pas mis en évidence chez l'homme, probablement du fait des faibles effectifs, comme le suggère la cohérence entre les deux sexes des effets fixes.

FIGURE 3 |

Résultats du modèle : effet de l'âge et effet du département (a-Hommes et b-Femmes)



Le tableau 6 présente les résultats de la validation croisée. Les écarts entre le nombre total de cas observé et prédit (Chi2, 4.1, Méthode) sont majeurs dans le Doubs pour les deux sexes, avec des erreurs relatives de l'ordre de 35 à 45 %.

Cet écart est également important dans l'Isère chez la femme. On remarque que le nombre total de cas est surestimé de 4 % chez la femme sur l'ensemble des registres. Les écarts par âge (Chi1) sont également importants pour le Doubs et l'Isère, ainsi que pour la Somme et pour la Vendée chez la femme. La figure 4 présente les rapports standardisés d'incidence observés (SIR) et leur intervalle de confiance, et les SIR prédits en validation croisée. Les variations géographiques d'incidence sont considérables et les erreurs sont mineures au regard de ces variations, à l'exception notable du Doubs, et dans une moindre mesure, de l'Isère chez la femme.

**I TABLEAU 6 I**

**Validation croisée : nombre de cas prédit et observé**

	Hommes					Femmes				
	Observé	Prédit	Erreur (%) <sup>a</sup>	Chi1 <sup>b</sup>	Chi2 <sup>c</sup>	Observé	Prédit	Erreur (%) <sup>a</sup>	Chi1 <sup>d</sup>	Chi2 <sup>b</sup>
Ardennes (08)	33	34	4	6,0	0,1	80	78	-3	11,2	0,1
Calvados (14)	45	51	13	5,4	0,6	177	183	4	8,7	0,2
Doubs (25)	42	23	-45	19,7*	15,9*	148	94	-37	79,4*	31,4*
Hérault (34)	58	68	17	6,6	1,4	206	234	14	11,7	3,3
Isère (38)	170	187	10	6,5	1,5	520	646	24	27,3*	24,4*
Loire-Atlantique (44)	97	103	6	8,9	0,3	374	397	6	13,1	1,3
Marne (51)	64	59	-7	15,7	0,4	205	211	3	8,8	0,2
Bas-Rhin (67)	66	69	5	3,1	0,1	193	188	-2	6,7	0,1
Haut-Rhin (68)	44	51	16	11,4	1,0	95	108	14	13,1	1,6
Somme (80)	42	31	-25	26,7*	3,7	169	153	-10	27,9*	1,7
Tarn (81)	45	43	-5	11,4	0,1	146	146	0	6,1	0,0
Vendée (85)	70	65	-7	9,5	0,3	192	179	-7	25,8*	0,9
<b>Total</b>	<b>776</b>	<b>784</b>	<b>1</b>	<b>130,9</b>	<b>25,4</b>	<b>2 505</b>	<b>2 617</b>	<b>4</b>	<b>239,6</b>	<b>65,2</b>

<sup>a</sup> Erreur relative : (prédit-observé)/observé.

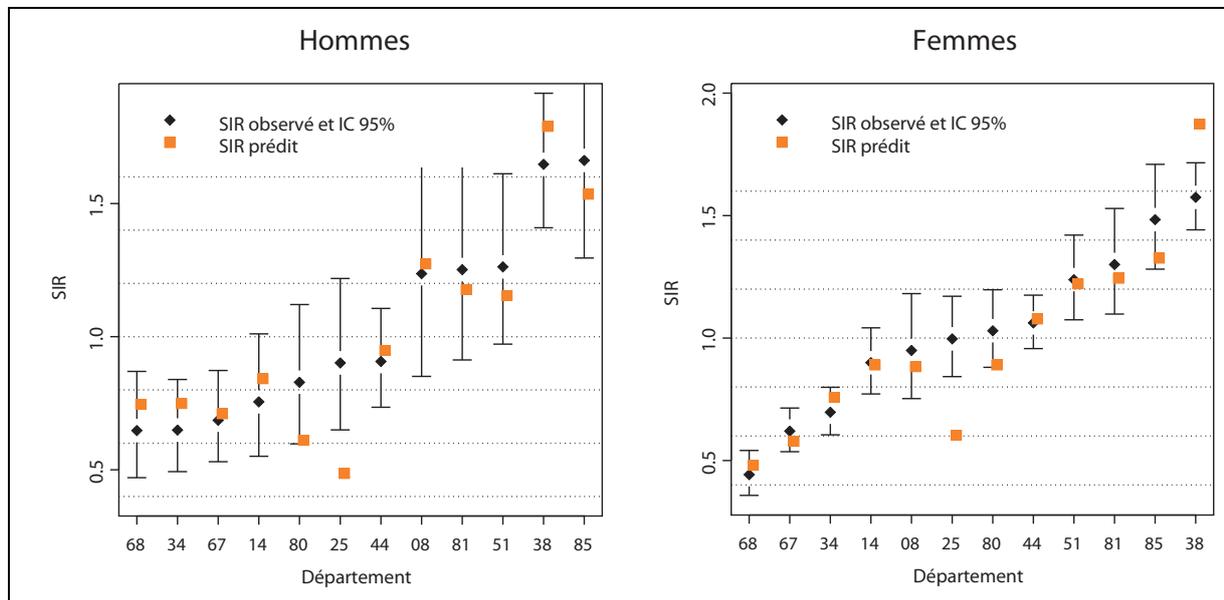
<sup>b</sup> Somme des écarts par classe d'âge, seuil à 5 % de 19,7 (ddl=11, égal au nombre de classes d'âge dans la somme), sauf pour les départements 08, 25 et 68 où le seuil est à 18,3 (ddl=10) ; dépassement du seuil signalé par \*. Les fortes valeurs du Chi2 sont liées dans la Somme aux classes d'âge ≥80 ans chez la femme et 45-54 ans chez l'homme, et en Vendée à la classe d'âge 60-64 ans.

<sup>c</sup> Seuil à 5 % de 3,8 (ddl=1) ; dépassement du seuil signalé par \*.

<sup>d</sup> Somme des écarts par classe d'âge, seuil à 5 % de 21,0 (ddl=12, égal au nombre de classes d'âge dans la somme) ; dépassement du seuil signalé par \*.

**I FIGURE 4 I**

**Validation croisée : rapport standardisé d'incidence SIR prédit et observé (et intervalle de confiance 95 %)**



## 4.4 DISCUSSION

Les erreurs de prédiction sont très importantes dans le Doubs, importantes dans l'Isère chez la femme et plus modérées dans les autres départements. En Isère, la sensibilité du PMSI pour identifier les cas de cancers de la thyroïde est certainement très élevée. À l'inverse, dans le Doubs, le rapport patient/cas est très inférieur à la moyenne (faible sensibilité du PMSI), aboutissant à une sous-estimation majeure de l'incidence, de l'ordre de 35 à 45 %. Ceci est certainement lié à l'absence du diagnostic de cancer dans le résumé du séjour, le diagnostic mentionné étant probablement une pathologie thyroïdienne bénigne. La moitié des cas du registre ne figurent pas dans les extractions envoyées par les départements d'information médicale des établissements où ils ont été opérés (source registre du Doubs). Un tel sous-codage s'explique probablement par un contexte spécifique au cancer de la thyroïde. D'une part, ce cancer est souvent découvert de manière fortuite et le résultat de l'examen histologique n'est pas toujours connu à la fin de l'hospitalisation. D'autre part, mentionner un diagnostic de cancer ou de pathologie thyroïdienne bénigne ne présentait aucun enjeu tarifaire avant 2006. Au niveau national, 30 % des séjours sélectionnés mentionnent à la fois un cancer et une pathologie bénigne de la thyroïde. La proportion de cancer associé à une pathologie bénigne est certainement plus importante en réalité.

Un travail de croisement individuel entre données des registres et données PMSI pour le cancer de la thyroïde a été mené en 1999-2000 dans 10 registres [21]. La sensibilité du PMSI pour identifier les cas incidents (*i.e.* pourcentage de cas incidents identifiés dans le PMSI) variait d'un département à l'autre, et était de 73 % en moyenne. À l'inverse, la valeur prédictive positive (*i.e.* pourcentage de patients identifiés dans le PMSI correspondant réellement à un cas incidents) était élevée et homogène, de 89 % en moyenne. La sensibilité du PMSI était parmi les plus faibles dans le Doubs, avec celle du Tarn, de la Vendée et de la Marne (60 % environ). La valeur prédictive positive était toutefois élevée (94 %), aboutissant à un rapport PMSI/incidence légèrement inférieur à celui des autres départements. La situation a visiblement évolué depuis, même si on ne peut dissocier la sensibilité de la valeur prédictive positive du PMSI dans notre étude. Le Tarn, la Marne et la Vendée présentent en 2002-2005 un rapport entre nombre de patients PMSI et nombre de cas incidents, ajusté sur l'âge, proche ou égal au rapport moyen observé sur l'ensemble des registres. À l'inverse, ce rapport dans le Doubs a diminué et il est devenu largement inférieur à celui des autres départements. Une étude du même type a également été menée dans quatre registres et pour l'ensemble des localisations cancéreuses en 2004, sur une sélection PMSI reposant cette fois sur le diagnostic principal uniquement [26]. La sensibilité de cette sélection PMSI était de 70 % pour le cancer de la thyroïde et sa valeur prédictive positive de 50 %. Cette faible valeur prédictive est certainement liée à l'inclusion des séjours sans traitement chirurgical, dans une sélection PMSI sans épuration possible des cas prévalents.

En résumé, un département sur 12 présente une erreur majeure, avec une sous-estimation de 35 à 45 %, et un autre présente une erreur importante. La situation observée dans le Doubs est minoritaire sans doute. Mais dans la mesure où la mention d'un diagnostic de cancer de la thyroïde plutôt que d'une pathologie bénigne ne présentait aucun enjeu tarifaire avant 2006, le Doubs n'est probablement pas un cas isolé. Ainsi, dans un nombre indéterminé de départements, l'incidence serait sous-estimée jusqu'à 45 % en utilisant le rapport entre nombre de patients PMSI et nombre de cas incidents. À l'inverse, dans d'autres départements, elle pourrait être surestimée de façon importante, comme observé en Isère.

Ainsi, malgré des estimations satisfaisantes dans un grand nombre de départements, le risque d'obtenir des erreurs majeures dans certains départements est élevé et ces estimations ne sont pas fiables. **L'incidence départementale du cancer de la thyroïde ne peut pas être estimée de manière fiable à partir des données du PMSI**, en extrapolant le rapport entre nombre de patients PMSI et nombre de cas incidents.

Cette conclusion diffère de celle du précédent travail portant sur la période 1998-2000 [17], qui reposait pourtant sur un algorithme de sélection du PMSI similaire. Dans cette précédente étude, les estimations présentaient parfois des erreurs importantes mais elles étaient jugées informatives dans l'ensemble, compte tenu de l'ampleur des disparités géographiques d'incidence. Elles étaient accompagnées de leur intervalle de prédiction pour rendre compte de leur imprécision. Les erreurs se révèlent maintenant plus importantes encore et ne sont plus acceptables (jusqu'à 45 % en 2002-2005, contre 20 % environ en 1998-2000). Cette évolution illustre la difficulté à juger de la variabilité départementale du rapport patient/cas à partir d'une dizaine de registres seulement.

Le rapport peut en revanche être utilisé pour estimer l'incidence au niveau national.

## 4.5 CONCLUSION

Les estimations départementales de l'incidence du cancer de la thyroïde, à partir du rapport entre le nombre de patients opérés et le nombre de cas incidents, présentent un risque d'erreur trop important sur la période d'étude et ne peuvent être considérées comme fiables. Elles ne seront donc pas calculées. La méthode peut en revanche être utilisée pour estimer l'incidence au niveau national.

La qualité des estimations départementales à partir du PMSI pourra être réévaluée après 2006. En effet, l'introduction des GHM spécifiques aux interventions pour tumeur maligne de la thyroïde a certainement amélioré le codage du diagnostic de ce cancer, dans les établissements qui le sous-codaient.

## 5. Apport des données hospitalières pour la surveillance nationale de l'incidence du cancer de la thyroïde

Ce chapitre présente les différents apports du PMSI à la surveillance nationale de l'incidence du cancer de la thyroïde. Une estimation nationale de l'incidence du cancer de la thyroïde a été réalisée sur la période 2002-2005, en extrapolant le rapport entre nombre patients opéré et nombre de cas incidents observés dans les départements avec registre. Ces estimations apportent une information utile sur le niveau d'incidence en 2002-2005. Elles sont comparées aux estimations d'incidence issues du rapport entre incidence et mortalité sur la même période [20].

Par ailleurs, les évolutions du taux de patients opérés d'un cancer de la thyroïde sont présentées de 2002 à 2008. S'il faut rester prudent dans l'interprétation de ces évolutions, du fait des changements réglementaires du PMSI évoqués au chapitre 3, elles permettent néanmoins d'alimenter la discussion sur les tendances récentes de l'incidence. Ces taux sont mis en regard des projections d'incidence [20], et des taux de demande d'inscription en ALD issues des Caisses d'assurance maladie.

### 5.1 ESTIMATION NATIONALE DE L'INCIDENCE DU CANCER DE LA THYROÏDE À PARTIR DU MODÈLE, 2002-2005

#### Méthode

Les estimations nationales de l'incidence sur la période 2002-2005 sont réalisées par classe d'âge quinquennale. Le nombre de cas incidents est estimé en divisant le nombre patients opérés en 2002-2005 par le rapport "patient/cas" modélisé dans les départements avec registre (chapitre 4) :

$$\hat{C}_i = \frac{1}{\gamma_i} P_i, \quad \text{où } i \text{ est la classe d'âge ('20 - 24 ans' à '85 ans et plus')} \text{ et}$$

$$\gamma_i = \exp(f(a_i)), \quad \text{où } f(a_i) \text{ est la fonction continue estimée dans le modèle (cf chapitre 4)}$$

$P_i$  est le nombre de patients de la classe d'âge  $i$  opérés de 2002 à 2005 (résidents en France métropolitaine). Les classes d'âge extrêmes avaient été regroupées pour l'analyse dans le chapitre 4 ; la fonction  $f(a_i)$  a donc été extrapolée aux âges extrêmes pour réaliser les estimations dans ces classes d'âge. Les estimations sont accompagnées de leur intervalle de prédiction à 95 % (IP). Les variances des estimations sont calculées en appliquant la méthode delta [27] et les intervalles de prédiction [28] sont calculés en supposant une loi log-normale.

Ces estimations sont mises en regard des estimations nationales de l'incidence réalisées dans le cadre des projections 2010 par le service de biostatistiques des Hospices civils de Lyon (HCL) en collaboration avec le réseau HCL-Francim [19,20]. Ces estimations reposent sur le rapport entre incidence et mortalité observé dans les départements couverts par un registre et seront nommées "estimations Francim" dans la suite du rapport. Elles s'appuient sur une analyse des tendances de 1980 à 2005, puis une projection pour les années ultérieures.

## Résultats

Le tableau 7 présente le nombre annuel moyen des nouveaux cas estimés en 2002-2005 et le taux standardisé à la population mondiale. La figure 5 présente les taux d'incidence spécifiques selon la classe d'âge. Les taux estimés à partir du PMSI et des données des registres sont comparés aux taux d'incidence modélisés Francim sur la même période (source projections 2010). Les estimations sont supérieures aux taux d'incidence modélisés Francim d'environ 20 % chez la femme et de 9 % chez l'homme. Pour ces derniers, l'écart concerne surtout les hommes âgés de 55 à 75 ans. Les intervalles de prédiction des estimations sont larges toutefois. Le taux d'incidence estimé est 2 à 4 fois plus élevé chez la femme que chez l'homme, selon la classe d'âge. Il présente un pic entre 55 et 69 ans chez l'homme et entre 50 et 59 ans chez la femme. Chez la femme, le pic est avancé de cinq années d'âge par rapport à celui observé pour le taux d'incidence modélisé HCL-Francim.

TABLEAU 7 I

**Estimation nationale de l'incidence du cancer de la thyroïde à partir des données du PMSI et des registres, 2002-2005<sup>a</sup> : nombre annuel moyen de nouveaux cas (N) et taux standardisé à la population mondiale (TSM), et comparaison aux taux d'incidence modélisés HCL-Francim<sup>b</sup> (2002-2005)**

	Estimation à partir du PMSI <sup>a</sup>			Estimation HCL-Francim <sup>a,b</sup>		
	N	IP	TSM	IP	TSM	
Hommes	1 545	1 431-1 668	3,9	3,6-4,2	1 420	3,7
Femmes	5 449	5 043-5 887	13,4	12,4-14,5	4 519	11,3

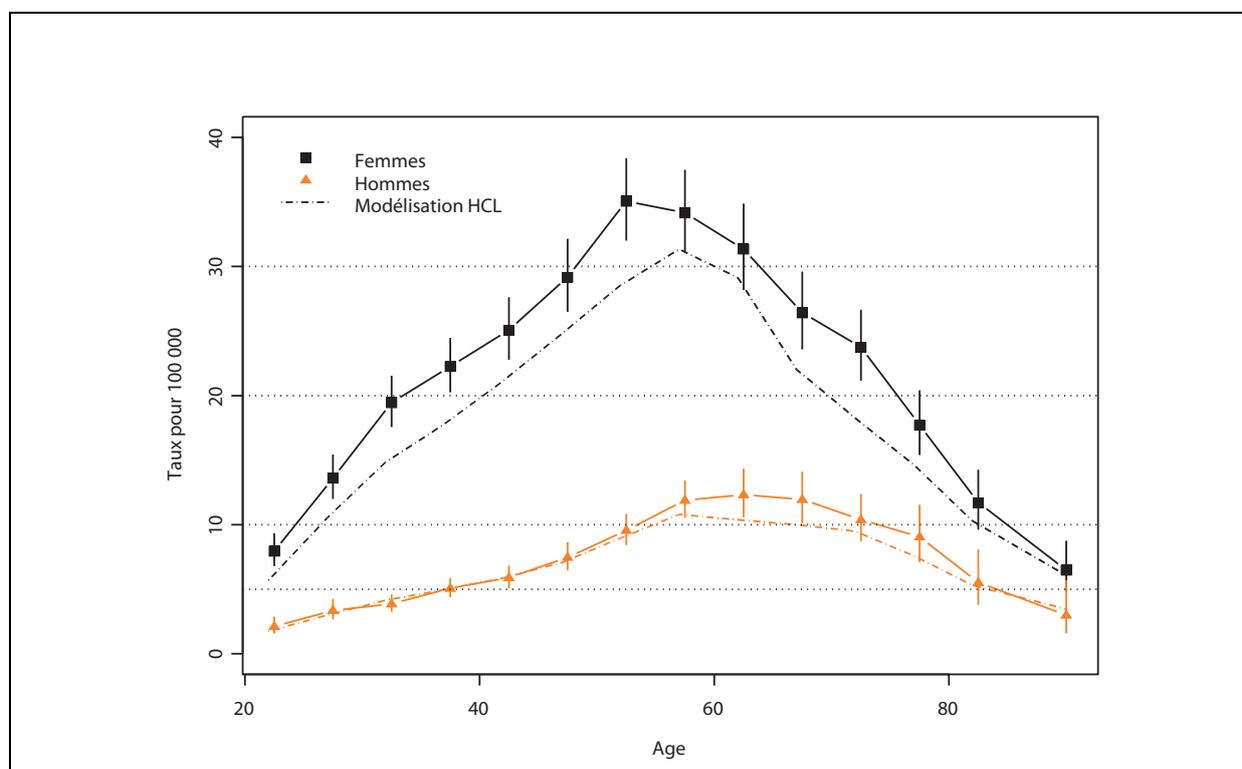
Source projections 2010.

<sup>a</sup> Chez les personnes âgées de plus de 20 ans.

<sup>b</sup> Estimation réalisée en incluant les mêmes départements que dans notre étude, pour assurer la comparabilité des estimations.

FIGURE 5 I

**Estimation nationale de l'incidence du cancer de la thyroïde à partir des données du PMSI et des registres, 2002-2005 : taux spécifiques selon la classe d'âge, et intervalle de prédiction, et comparaison au taux d'incidence modélisés HCL-Francim\* (2002-2005)**



Source projections 2010.

\* Estimation réalisée en incluant les mêmes départements que dans notre étude, pour assurer la comparabilité des estimations.

## Commentaires

Le taux estimé à partir des données du PMSI et des registres est supérieur au taux d'incidence modélisé à partir du rapport entre incidence et mortalité (source projections 2010 [20]), de 9 % chez l'homme et de 20 % chez la femme. Ceci avait déjà été observé dans la précédente étude [17]. Le cancer de la thyroïde présente, en effet, de fortes variations géographiques d'incidence, une faible létalité et une faible corrélation entre incidence et mortalité. Ceci entraîne une forte variabilité départementale du rapport incidence/mortalité. Les estimations nationales obtenues en utilisant ce rapport sont de ce fait imprécises, avec une précision relative de 35 à 40 % pour l'estimation 2005 [1]. Ainsi, les intervalles de confiance des estimations obtenues selon les deux méthodes sont compatibles. Cependant, les estimations reposant sur le rapport incidence/mortalité sous-estiment probablement le niveau d'incidence chez la femme et peut-être chez l'homme. Seule l'utilisation du rapport incidence/mortalité permet toutefois une analyse des tendances nationales de l'incidence de ce cancer depuis 30 ans en France.

## Remarque méthodologique

La méthode d'estimation de l'incidence nationale que nous avons utilisée présenterait des limites si la variabilité départementale ( $\sigma_d$ ) était plus forte. Les estimations nationales obtenues seraient alors biaisées d'un facteur égal à  $\exp(\sigma_d^2/2)$  [29]. Dans notre cas ( $\sigma_d=0,1$ ), ce biais est mineur (0,5 %), mais il serait par exemple de 4,5 % si  $\sigma_d$  était égal à 0,3. Ainsi, si la variabilité départementale était trop importante, il faudrait prévoir une correction ou une analyse par un autre type de modèle (par exemple, modèles marginaux) [29].

## 5.2 ÉVOLUTION DES TAUX DE PATIENTS OPÉRÉS ET DES TAUX D'INCIDENCE MODÉLISÉS, 2002-2008

Ce paragraphe présente les taux annuels de patients opérés d'un cancer de la thyroïde de 2002 à 2008. Ces taux doivent être interprétés avec prudence mais ils permettent d'alimenter la discussion sur les tendances récentes de l'incidence du cancer de la thyroïde. Ces taux sont ensuite mis en regard des taux de premières demandes d'ALD et des taux d'incidence modélisés Francim (source projections 2010) [20]. Ces projections s'appuient sur une analyse des tendances de 1980 à 2005, puis une projection pour les années ultérieures. Par construction, ces projections ne peuvent intégrer une rupture de tendance postérieure à 2005.

## Résultats

Le tableau 8 présente les effectifs et taux de patients opérés d'un cancer de la thyroïde de 2002 à 2008. Les taux sont stables entre 2002 et 2005, avec même une légère diminution en 2005, et augmentent à partir de 2006, chez l'homme comme chez la femme.

TABLEAU 8 I

### Nombre de patients opérés d'un cancer de la thyroïde (N) et taux de patients opérés standardisés à la population mondiale, par année (TSM)

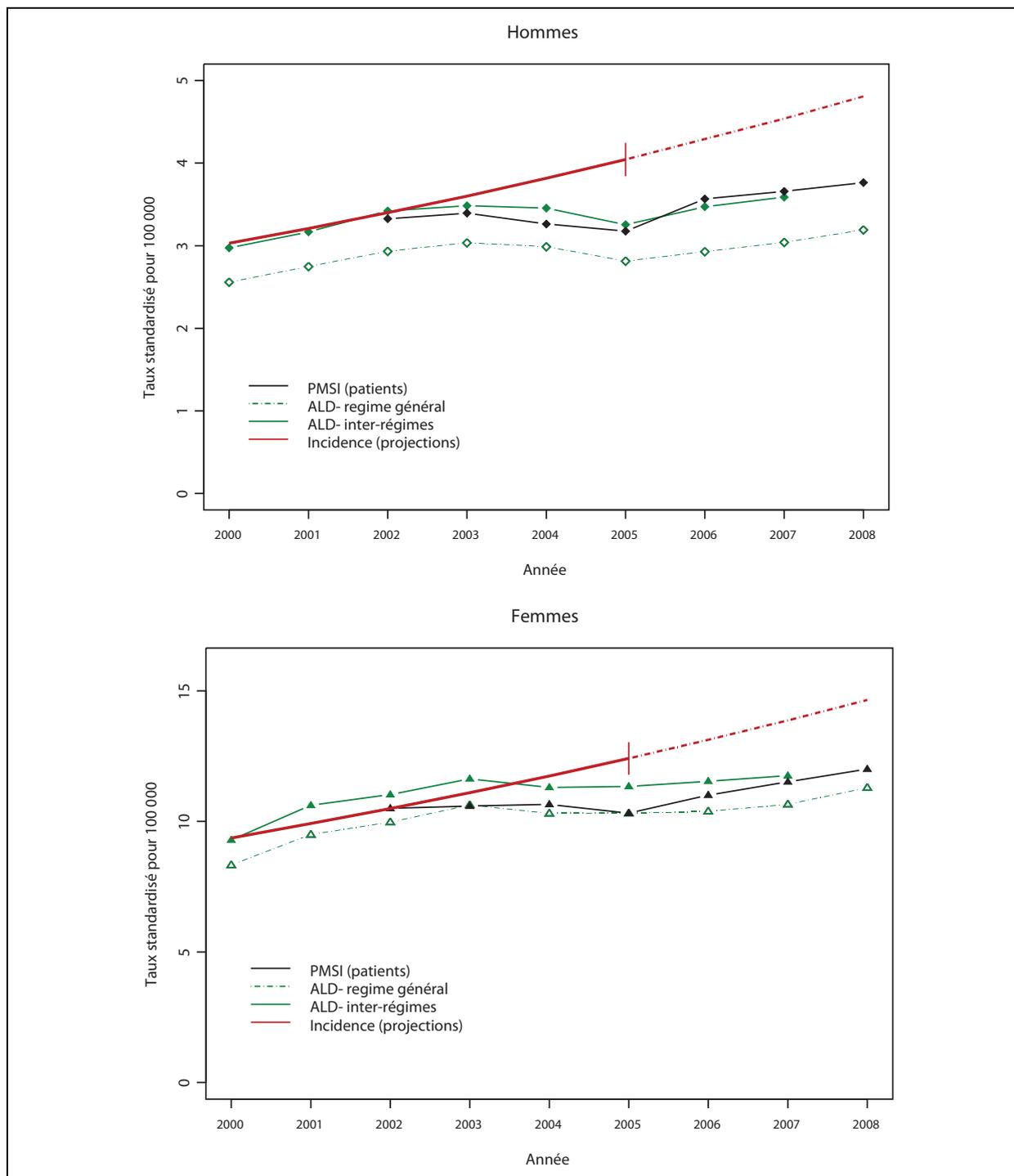
		2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
Hommes	N	1 232	1 273	1 237	1 234	1 417	1 448	1 503
	TSM	3,3	3,4	3,3	3,2	3,6	3,7	3,8
Femmes	N	4 020	4 092	4 190	4 099	4 381	4 627	4 905
	TSM	10,5	10,6	10,7	10,3	11,0	11,5	12,0

La figure 6 présente les taux standardisés à la population mondiale de patients opérés (PMSI), les taux de mises en ALD et les taux d'incidence modélisés (sources projections 2010 [20]), de 2002 à 2008. Les ALD sont issues des Caisses d'assurance maladie et étaient disponibles jusqu'en 2007 pour les trois principaux régimes (général, agricole et indépendants) et jusqu'en 2008 pour le régime général, qui représente 85 % des assurés sociaux. Les taux d'incidence modélisés augmentent fortement et régulièrement de 2002 à 2008 (la période de projection est représentée en pointillé sur la courbe). À l'inverse, les taux de patients opérés et de mises en ALD sont stables de 2002 à 2005,

voire en légère diminution, et augmentent de 2006 à 2008. L'évolution de ces taux diverge clairement de celle des taux d'incidence modélisés, de 2002 à 2005 en particulier.

**I FIGURE 6 I**

**Cancer de la thyroïde. Taux annuels de patient opérés, taux de mise en ALD (première demande) et taux d'incidence modélisés HCL-Francim, de 2002 à 2008, standardisés à la population mondiale**



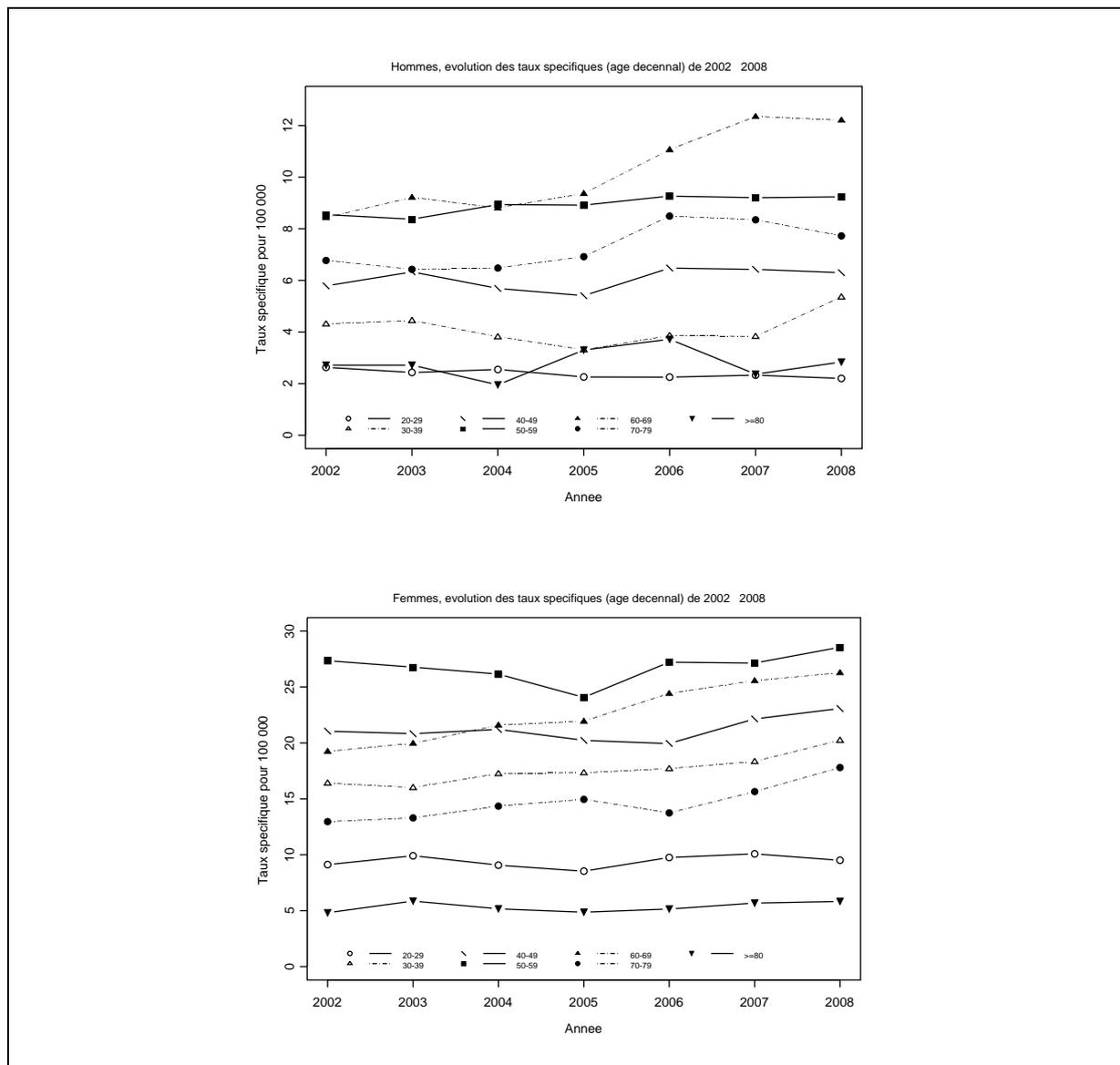
Source : projections 2010.

La figure 7 présente les évolutions des taux de patients opérés par classe d'âge décennale de 2002 à 2008. Chez l'homme, les taux augmentent fortement entre 2005 et 2007 pour les hommes âgés de 60 à 79 ans et ne présentent pas d'évolutions majeures sinon. Seule la classe d'âge 30-39 ans présente une augmentation en fin de

période. Chez la femme, les taux augmentent régulièrement sur l'ensemble de la période chez les femmes âgées de 60 à 79 ans et, dans une moindre mesure, chez les femmes âgées de 30 à 39 ans. Chez les femmes âgées de 40 à 59 ans, les taux sont stables, voire en diminution jusqu'en 2005-2006, et augmentent en fin de période. Dans les deux classes d'âge extrêmes, les taux sont stables sur toute la période.

FIGURE 7 I

### Évolution des taux de patients opérés par classe d'âge décennale



### Commentaires

Il faut rester prudent dans l'interprétation des taux annuels de patients opérés car l'introduction en 2006 des GHM spécifiques aux interventions pour tumeurs malignes de la thyroïde a pu induire une augmentation artificielle. De même, les taux de mise en ALD peuvent présenter des artefacts de mesure.

Depuis 2003 toutefois, les évolutions du taux de patients opérés et du taux de mise en ALD divergent fortement des évolutions d'incidence attendues (+6 % par an) [1,20]. Ces taux suggèrent ainsi un ralentissement de la croissance de l'incidence du cancer de la thyroïde en France, en particulier entre 2002 et 2005. Les évolutions des taux de patients opérés par classe d'âge décennale révèlent une situation différente chez l'homme et la femme. La brusque augmentation observée chez les hommes âgés de 60 à 79 ans entre 2005 et 2007 pourrait être liée en partie aux

nouveaux GHM, d'autant que la sensibilité du PMSI était plus faible aux âges plus élevés en 2002-2005 (figure 3). Chez la femme, les taux de patients opérés augmentent sur l'ensemble de la période chez les femmes âgées de 60 à 79 ans, et le ralentissement de la croissance concerne surtout les femmes âgées de 20 à 59 ans. Ces taux sont toutefois en augmentation dans presque toutes les classes d'âge en fin de période, augmentation peut-être artificielle du fait de l'introduction des nouveaux GHM en 2006. L'impact de ce changement de GHM devrait toutefois s'estomper avec le temps et les données PMSI 2009 prochainement disponibles permettront de confirmer ou non la croissance amorcée en fin de période.

À noter que l'évolution des taux standardisés annuels sur la zone registre de 2002 à 2005 (tableau 5) semble compatible avec le ralentissement de la croissance sur ces années, mais une analyse plus détaillée serait nécessaire pour le confirmer.

### 5.3 DISCUSSION

L'estimation nationale sur la période 2002-2005, à partir du rapport entre le nombre de patients opérés et le nombre de cas incidents, apporte une information utile sur le niveau d'incidence du cancer de la thyroïde.

Concernant les tendances temporelles, il faut rester prudent dans l'interprétation des évolutions des taux annuels de patients opérés, car cet indicateur a pu être affecté par l'introduction des GHM spécifiques aux tumeurs malignes de la thyroïde en 2006. L'évolution des taux annuels de patients opérés suggère toutefois un ralentissement de la croissance de l'incidence du cancer de la thyroïde en France, entre 2002 et 2005 en particulier, plus ou moins prononcé selon le sexe et l'âge.

Comme évoqué en introduction, les deux facteurs établis de risque du cancer de la thyroïde sont l'exposition aux radiations ionisantes et le déficit en iode [7-9]. Des facteurs nutritionnels, reproductifs, hormonaux, anthropométriques et des susceptibilités génétiques sont suspectés [7-10]. Les perturbateurs endocriniens pourraient également jouer un rôle dans la survenue d'un cancer thyroïdien mais leur effet a encore peu été étudié chez l'homme [11].

L'incidence du cancer de la thyroïde étant très sensible aux pratiques cliniques diagnostiques [12], l'interprétation de ses variations spatiales ou temporelles est difficile. À ce jour, les variations réelles du risque de cancer de la thyroïde ne peuvent être clairement différenciées des variations liées aux pratiques médicales.

Le cancer de la thyroïde varie dans un rapport de 1 à 10 environ au sein des registres européens [30], avec des taux standardisés à la population mondiale sur la période 1998-2002 variant de 1 à 10 pour 100 000 chez l'homme et 2,5 à 20 pour 100 000 chez la femme [30]. Les taux les plus élevés étaient observés dans certains départements français et italiens et les taux les plus faibles étaient observés au Royaume-Uni, en Hollande, au Danemark et en Suède. Aux États-Unis et au Canada, les taux d'incidence sont d'environ 3 pour 100 000 chez l'homme et 10 pour 100 000 chez la femme. La France se démarque par des variations géographiques d'incidence majeures, avec dans certains départements (Tarn, Vendée, et maintenant Isère), les taux parmi les plus élevés en Europe, et même au monde, et dans d'autres départements (Haut-Rhin, Bas-Rhin), des taux relativement bas. L'Italie présente également de fortes variations géographiques parmi les registres, de 7 à 20 pour 100 000 chez la femme, et l'Espagne dans une moindre mesure, de 4 à 10 pour 100 000 chez la femme. En Allemagne, les taux chez la femme variaient de 2 à 7 pour 100 000. À l'inverse, le Royaume-Uni présente une faible variation géographique. Les variations géographiques au sein d'un même pays sont généralement d'autant plus marquées que le niveau moyen de l'incidence est élevé. Les pays avec une faible incidence, comme le Royaume-Uni et la plupart des pays nordiques, présentent de faibles variations géographiques. On peut supposer que dans ces pays, le système de soins est plus homogène et plus structuré en termes de prise en charge de la pathologie thyroïdienne et d'application des protocoles de soins.

Le cancer de la thyroïde a largement augmenté dans la plupart des pays ces 30 dernières années [31], à l'exception de l'Islande, de la Suède et la Norvège [32]. En France, l'incidence de ce cancer a fortement augmenté de 6 % par an de 1980 à 2005 [1] et l'augmentation concernait plus particulièrement les petites tumeurs papillaires de moins d'un cm [4-6]. Les évolutions de la prise en charge médicale de la pathologie thyroïdienne ont principalement été évoquées pour expliquer les évolutions spatio-temporelles observées en France [3-6]. Elles auraient entraîné une forte augmentation des diagnostics de petites tumeurs peu agressives, la variabilité des pratiques médicales pouvant expliquer les différences entre départements. Les retombées radioactives de l'accident de Tchernobyl ont fait partie des hypothèses évoquées pour expliquer l'augmentation de l'incidence du cancer de la thyroïde. Cette hypothèse semble toutefois peu plausible du fait d'une augmentation régulière ayant débuté avant 1986 et concernant également des zones moins touchées par les retombées, comme le Tarn par exemple [3-6]. Le rôle majeur des pratiques médicales dans l'augmentation de l'incidence du cancer de la thyroïde est systématiquement évoqué dans la littérature

internationale [33-40]. Le rôle des expositions aux radiations d'origine médicale durant l'enfance ou à certains polluants et les facteurs hormonaux ont également été évoqués [35-37]. Par ailleurs, différentes études ont récemment souligné que l'augmentation de l'incidence concernait également des tumeurs de grande taille [4;37-41]. Sans remettre en cause le rôle important des pratiques médicales, ces résultats suggèrent que d'autres facteurs ont pu également contribuer à l'augmentation de l'incidence du cancer de la thyroïde, et les auteurs appellent à poursuivre les recherches pour identifier ces facteurs.

L'évolution des taux annuels de patients opérés suggère un ralentissement de la croissance de l'incidence du cancer de la thyroïde en France, en particulier de 2002 à 2005. Ce ralentissement interviendrait après une augmentation continue et majeure de 6 % par an depuis plus de 20 ans. À notre connaissance, un tel ralentissement n'a pas été observé dans d'autres pays, à l'exception de la Finlande [32]. Il est possible qu'une saturation des effets liés aux pratiques médicales ou qu'une évolution de ces pratiques ait débuté dans certaines classes d'âge en France. L'évolution récente et à court terme de ce cancer en France reste toutefois très incertaine.

## 6. Conclusion

Cette étude a analysé le rapport entre le nombre de patients opérés (PMSI) et le nombre de cas incidents du cancer de la thyroïde sur la période 2002-2005, observé dans les départements avec registre. Elle a également recensé les évolutions règlementaires du PMSI susceptibles d'affecter ce rapport et en particulier l'introduction en 2006 de GHM spécifiques aux interventions pour tumeurs malignes de la thyroïde. L'étude a montré que le rapport n'est pas extrapolable dans le temps ni dans l'espace. Il ne permet pas d'estimer l'incidence du cancer de la thyroïde à l'échelle départementale de façon fiable, ni d'estimer l'incidence nationale annuelle jusqu'en 2008.

En revanche, le rapport entre le nombre de patients opérés et le nombre de cas incidents du cancer de la thyroïde a permis d'estimer l'incidence nationale sur la période d'étude (2002-2005). Ces estimations sont supérieures aux estimations Francim, issues du rapport entre incidence et mortalité, qui sous-estiment probablement le niveau réel d'incidence. Seule l'utilisation du rapport entre incidence et mortalité permet toutefois une étude détaillée des tendances nationales de l'incidence de ce cancer depuis 30 ans.

Par ailleurs, bien qu'elles doivent être interprétées avec prudence, les évolutions des taux annuels de patients opérés suggèrent un ralentissement de la croissance de l'incidence du cancer de la thyroïde en France, en particulier entre 2002 et 2005. Ce ralentissement interviendrait après 20 ans de croissance soutenue de l'incidence. L'incidence de ce cancer est très sensible aux pratiques médicales et il est possible qu'une saturation des effets liés aux pratiques médicales ou une évolution de ces pratiques ait débuté dans certaines classes d'âge. L'évolution récente et à court terme de ce cancer en France reste toutefois très incertaine. Malgré leurs limites, les données médico-administratives sont disponibles rapidement et la surveillance au niveau national des évolutions des taux de patients opérés et des taux de mises en ALD pour cancer de la thyroïde doit être poursuivie.

## Références bibliographiques

- [1] Belot A, Grosclaude P, Bossard N, Jouglu E, Benhamou E, Delafosse P *et al.* Cancer incidence and mortality in France over the period 1980-2005. *Rev Epidémiol Santé Publique*, 2008,56(3):159-75.
- [2] Belot A, Grosclaude P, Bossard N, Jouglu E, Benhamou E, Delafosse P *et al.* Cancer incidence and mortality in France over the period 1980-2005. [Cited 2009 January 12]. Available from: <http://www.invs.sante.fr/surveillance/cancers> [ Accessed 12-01-2009 ].
- [3] Colonna M, Bossard N, Guizard AV, Remontet L, Grosclaude P et le réseau Francim. Épidémiologie descriptive du cancer de la thyroïde en France. Incidence, mortalité et survie. *Ann Endocrinol* 2009, doi:10.1016/j.ando.2009.11.003.
- [4] Leux C, Colonna M, Guizard AV, Uhry Z, Velten M, Ganry O *et al.* Disparités géographiques d'évolution d'incidence des cancers de la thyroïde par taille entre 1983 et 2000 en France. *Rev Epidémiol Santé Publique* 2009;57(6):403-10.
- [5] Colonna M, Guizard AV, Schvartz C *et al.* A time trend analysis of papillary and follicular cancers as a function of tumour size: a study of data from six cancer registries in France (1983-2000). *Eur J cancer* 2007;43(5):891-900.
- [6] Colonna M, Grosclaude P, Remontet L *et al.* Incidence of thyroid cancer in adults recorded by French cancer registries (1978-1997). *Eur J Cancer* 2002;38:1762-8.
- [7] Preston-Martin S, Franceschi S, Ron E, Negri E. Thyroid cancer pooled analysis from 14 case-control studies: what have we learned? *Cancer Causes Control* 2003;14(8):787-9.
- [8] Rubino C, Cailleux AF, De Vathaire F, Schlumberger M. Thyroid cancer after radiation exposure. *Eur J Cancer* 2002;38(5):645-7.
- [9] Dal Maso L, Bosetti C, La Vecchia C, Franceschi S. Risk factors for thyroid cancer: an epidemiological review focused on nutritional factors. *Cancer Causes Control* 2009;20(1):75-86.
- [10] World Cancer Research Fund/American Institute for Cancer Research. Food, Nutrition, Physical Activity, and the Prevention of Cancer: a Global Perspective. Washington DC: AICR, 2007.
- [11] Leux C, Guénel P. Facteurs de risque des cancers et nodules thyroïdiens : effet des polluants de l'environnement et risques professionnels. *Med Clin Endocrinol Diabete* 2009:1-7.
- [12] Leenhardt L, Bernier MO, Boin-Pineau MH *et al.* Advances in diagnostic practices affect thyroid cancer incidence in France. *Eur J Endocrinol* 2004;150:133-9.
- [13] Martinez-Tello FJ, Martinez-Cabruja R, Fernandez-Martin J, Lasso-Oria C, Ballestin-Carcavilla C. Occult carcinoma of the thyroid. A systematic autopsy study from Spain of two series performed with two different methods. *Cancer* 1993;71(12):4022-9.
- [14] Autelitano F, Spagnoli LG, Santeusano G, Villaschi S, Autelitano M. Occult carcinoma of the thyroid gland: an epidemiological study of autopsy material. *Ann Ital Chir* 1990;61(2):141-6.
- [15] Harach HR, Franssila KO, Wasenius VM. Occult papillary carcinoma of the thyroid. A "normal" finding in Finland. A systematic autopsy study. *Cancer* 1985;56(3):531-8.
- [16] Colonna M, Bossard N, Mitton N, Remontet L, Belot A, Delafosse P *et al.* Éléments d'interprétation des estimations régionales de l'incidence du cancer en France sur la période 1980-2005. *Rev Epidémiol Santé Publique* 2008,56 (6):434-40.
- [17] Uhry Z, Colonna M, Remontet L, Grosclaude P, Carré N, Couris CM *et al.* Estimating infra-national and national thyroid cancer incidence in France from cancer registries data and national hospital discharge database. *Eur J Epidemiol* 2007;9:607-14.
- [18] Buisson G. Redressement du Programme de médicalisation des systèmes d'informations (PMSI). Direction de la recherche, des études, de l'évaluation et des statistiques; 2005 Mar 1. Report No.: 80.
- [19] Remontet L, Belot A, Bossard N. Tendances de l'incidence et de la mortalité par cancer en France et projections pour l'année en cours : méthodes d'estimation et rythme de production. *Bull Epidémiol Hebd* 2009,38:405-8.
- [20] Hospices civils de Lyon / Francim / Institut de veille sanitaire / Institut national du cancer / Institut national de la santé et de la recherche médicale. Projections de l'incidence et de la mortalité par cancer en France en 2010. Rapport technique. Avril 2010. [Cited 2009 May ] Disponible à partir de l'URL : <http://www.invs.sante.fr/surveillance/cancers>

- [21] Carré N, Uhry Z, Velten M *et al.* Valeur prédictive et sensibilité et sensibilité du programme de médicalisation des systèmes d'information (PMSI) par rapport aux registres des cancers : application au cancer de la thyroïde (1999-2000). *Rev Epidemiol Santé Publique* 2006;54(4):367-76.
- [22] Uhry Z, Remontet L, Grosclaude P, Velten M, Colonna M. Estimations départementales de l'incidence du cancer colorectal en France à partir des données hospitalières, 1999-2003. *Rev Epidemiol Santé Publique* 2009;57(5):329-36.
- [23] Remontet L, Mitton B, Couris CM, Iwaz J, Gomez F, Olive F *et al.* Is it possible to estimate the incidence of breast cancer from medico-administrative databases? *Eur J Epidemiol* 2008;23(10):681-8.
- [24] Hill C, Doyon F. Âge en années révolues ou âge atteint dans l'année. Lettre à la rédaction. *Rev Epidemiol Santé Publique* 2005;53(2):205-8.
- [25] Wolfinger R, O'Connell M. Generalized linear mixed models: a pseudo-likelihood approach. *J Statist Comput Simul* 1993;48:233-43.
- [26] Lagadic C, Trétarre B, Velten M, Fournier E, Molinié F, Grosclaude P. Concordance entre les données du PMSI et les données des registres de cancers (poster). Grell, Tolède, Mai 2010.
- [27] Kotz S, Johnson NL, Read CB. *Encyclopedia of statistical sciences*. New York: John Wiley, 1988:646-7.
- [28] Hakulinen T, Dyba T. Precision of incidence predictions based on Poisson distributed observations. *Stat Med* 1994;13:1513-23.
- [29] Diggle P, Hegeraty P, Liang KY, Zeger S. *Analysis of longitudinal data*. Second edition, Oxford University Press, New York, 2002;131-7.
- [30] Curado. MP, Edwards B, Shin HR, Storm H, Ferlay J, Heanue M, Boyle P. Eds (2007) *Cancer Incidence in Five Continents*, Vol. IX IARC Scientific Publications No. 160, Lyon, IARC. Available from : <http://www-dep.iarc.fr>.
- [31] Kilfoy BA, Zheng T, Holford TR *et al.* International patterns and trends in thyroid cancer incidence, 1973-2002. *Cancer Causes Control* 2009;20(5):525-31.
- [32] Engholm G, Ferlay J, Christensen N, Bray F, Gjerstorff M, Klint A, KötumJ, Ólafsdóttir E, Pukkala E, and Storm H (2009). *NORDCAN: Cancer Incidence, Mortality, Prevalence and Prediction in the Nordic Countries, Version 3.5*. Association of the Nordic Cancer Registries. Danish Cancer Society. Available from : <http://www.ancr.nu>.
- [33] Davies L, Welch HG. Increasing incidence of thyroid cancer in the United States, 1973-2002. *JAMA*. 2006;295(18):2164-7.
- [34] Kent WD, Hall SF, Isotalo PA, Houlden RL, George RL, Groome PA. Increased incidence of differentiated thyroid carcinoma and detection of subclinical disease. *CMAJ*. 2007 Nov 20;177(11):1357-61.
- [35] Liu S, Semenciw R, Ugnat AM, Mao Y. Increasing thyroid cancer incidence in Canada, 1970-1996: time trends and age-period-cohort effects. *Br J Cancer* 2001;85(9):1335-9.
- [36] Zheng T, Holford TR, Chen Y, Ma JZ, Flannery J, Liu W *et al.* Time trend and age-period-cohort effect on incidence of thyroid cancer in Connecticut, 1935-1992. *Int J Cancer* 1996;67(4):504-9.
- [37] Zhu C, Zheng T, Kilfoy BA, Han X, Ma S, Ba Y *et al.* A birth cohort analysis of the incidence of papillary thyroid cancer in the United States, 1973-2004. *Thyroid*. 2009;19(10):1061-6.
- [38] Burgess JR, Tucker P. Incidence trends for papillary thyroid carcinoma and their correlation with thyroid surgery and thyroid fine-needle aspirate cytology. *Thyroid*. 2006;16(1):47-53.
- [39] Enewold L, Zhu K, Ron E, Marrogi AJ, Stojadinovic A, Peoples GE, Devesa SS. Rising thyroid cancer incidence in the United States by demographic and tumor characteristics, 1980-2005. *Cancer Epidemiol Biomarkers Prev* 2009;18(3):784-91.
- [40] Chen AY, Jemal A, Ward EM. Increasing incidence of differentiated thyroid cancer in the United States, 1988-2005. *Cancer* 2009;115(16):3801-7.
- [41] Rego-Iraeta A, Pérez-Méndez LF, Mantinan B, Garcia-Mayor RV. Time trends for thyroid cancer in northwestern Spain: true rise in the incidence of micro and larger forms of papillary thyroid carcinoma. *Thyroid*. 2009;19(4):333-40.

## Annexe : algorithme de sélection PMSI

L'analyse porte sur les séjours avec un diagnostic principal, relié ou associé (DP/DR/DA) de tumeur maligne ou *in situ* de la thyroïde (C73 ou D093, CIM10) et un acte chirurgical des listes présentées ci-après (A1 et A2).

Le code D093 (tumeur *in situ* de la thyroïde) a été inclus car il est utilisé dans quelques établissements pour désigner les microcancers. En dehors de ces quelques établissements, il est utilisé de façon exceptionnelle car la notion de tumeur *in situ* n'est pas adaptée pour un cancer de la thyroïde. Le code D440 (tumeur de la thyroïde à évolution imprévisible ou inconnue) n'est pas utilisé de façon homogène. Il a été exclu car dans le département où il représente le plus de séjours (24 %), le code est utilisé lorsqu'un résultat anatomo-pathologique est en attente, non malin dans la plupart des cas. L'enjeu est plus modéré dans les autres départements.

### LISTES D'ACTES CHIRURGICAUX SUR LA THYROÏDE RETENUS

#### A1- CdAM (catalogue des actes médicaux)

G006	Lobectomie thyroïdienne unilatérale totale
G007	Lobectomie thyroïdienne unilatérale subtotale
G008	Thyroïdectomie totale, bilatérale en un temps
G009	Lobectomie thyroïdienne totale d'un côté et subtotale de l'autre
G010	Lobectomie thyroïdienne subtotale bilatérale
G011	Thyroïdectomie rétrosternale par voie cervicale
G012	Thyroïdectomie rétrosternale par voie thoracique
G013	Thyroïdectomie unilatérale avec curage ganglionnaire unilatéral
G014	** acte supprimé ** thyroïdectomie bilatérale + curage ganglionnaire bilatéral
G015	** acte supprimé ** thyroïdectomie bilatérale + curage ganglionnaire unilatéral
G083	** acte supprimé ** (thyroïdectomie par voie cervicale avec curage récurrentiel)
G084	Thyroïdectomie par manubriectomie avec curage récurrentiel
G085	Thyroïdectomie par voie cervicale avec curage médiastinal supérieur
G086	Thyroïdectomie par manubriectomie avec curage médiastinal supérieur
G087	Thyroïdectomie par sternotomie médiane totale
J708	Énucléation d'un nodule thyroïdien
J709	Énucléation de nodules thyroïdiens multiples
J711	Isthmectomie thyroïdienne
J712	Lobo-isthmectomie
J713	Thyroïdectomie partielle S.A.I.
J714	Thyroïdectomie partielle de réduction
J716	Totalisation de thyroïdectomie après lobo-isthmectomie
J717	Thyroïdectomie rétrosternale par manubriectomie
J718	Thyroïdectomie totale élargie aux structures de voisinage
J890	Thyroïdectomie totale élargie aux structures de voisinage avec curage récurrentiel bilatéral et curage cervical complet unilatéral
J978	Thyroïdectomie totale en un temps avec curage récurrentiel unilatéral
J979	Thyroïdectomie totale en un temps avec curage récurrentiel bilatéral
J980	Thyroïdectomie totale en un temps avec curage récurrentiel unilatéral et curage cervical complet unilatéral
J981	Thyroïdectomie totale en un temps avec curage récurrentiel bilatéral et curage cervical complet unilatéral
J982	Thyroïdectomie totale en un temps avec curage récurrentiel bilatéral et curage cervical complet bilatéral
J983	Thyroïdectomie totale élargie aux structures de voisinage avec curage récurrentiel unilatéral
J984	Thyroïdectomie totale élargie aux structures de voisinage avec curage récurrentiel bilatéral
J985	Thyroïdectomie totale élargie aux structures de voisinage avec curage récurrentiel unilatéral et curage cervical complet unilatéral
J986	Thyroïdectomie totale élargie aux structures de voisinage avec curage récurrentiel bilatéral et curage cervical complet bilatéral

## A2- CCAM (classification commune des actes médicaux)

KCFA002	Thyroidectomie tot + resec part cartilage larynx c.tomie
KCFA003	Thyroidectomie tot + resec part trachee c.tomie
KCFA005	Thyroidectomie tot c.tomie
KCFA006	Thyroidectomie tot + resection-anastomose trachee c.tomie
KCFA007	Thyroidectomie tot cervicothoracotomie
KCMA001	Totalisation iire thyroidectomie c.tomie
KCFA001	Lobectomie unilat gld thyroide c.tomie
KCFA004	Isthmectomie gld thyroide c.tomie
KCFA008	Lobo-isthmectomie unilat gld thyroide c.tomie
KCFA009	Thyroidectomie part cervicothoracotomie
KCFA010	Thyroidectomie part c.tomie
KCGA001	Enucleation 1 nodule gld thyroide c.tomie
GEFA010	Résection anastomose thyrotrachéale par cervicotomie

## Intérêt des données hospitalières 2002-2008 pour la surveillance de l'incidence du cancer de la thyroïde en France

En France, l'incidence des cancers est mesurée par les registres départementaux des cancers qui couvrent un cinquième de la population tandis que la mortalité par cancer est mesurée sur tout le territoire. Des estimations nationales sont produites à partir du rapport entre incidence et mortalité observé dans les départements avec registre. Le cancer de la thyroïde est peu léthal et son incidence est très sensible aux pratiques médicales. Ainsi, les estimations nationales sont imprécises pour ce cancer et cette méthode ne peut être utilisée à l'échelle départementale.

Cette étude avait pour objectif d'évaluer l'utilisation des données hospitalières pour estimer l'incidence du cancer de la thyroïde à l'échelle nationale et départementale. Elle a porté sur les données hospitalières du Programme de médicalisation des systèmes d'information (PMSI) de 2002 à 2008 et sur les données des registres de 2002 à la dernière année disponible (2005). Le rapport entre nombre de patients opérés (PMSI) et nombre de cas incidents du cancer de la thyroïde dans les départements avec registre (2002-2005) présentait une forte variabilité géographique. En conséquence, ce rapport ne pouvait être utilisé pour estimer l'incidence départementale. Au niveau national, le rapport a permis d'estimer l'incidence nationale sur la période 2002-2005, plus précisément qu'en utilisant le rapport entre incidence et mortalité. Il ne pouvait toutefois être extrapolé aux années ultérieures du fait d'une revalorisation financière des interventions pour cancer de la thyroïde dans le PMSI depuis 2006. Les évolutions des taux annuels de patients opérés suggèrent, malgré les limites d'interprétation, un ralentissement de la croissance de l'incidence du cancer de la thyroïde dans certaines classes d'âges, en particulier entre 2002 et 2005. Ce ralentissement interviendrait après 20 ans de croissance soutenue de l'incidence. Il est possible qu'une saturation des effets liés aux pratiques médicales ou qu'une évolution de ces pratiques ait débuté dans certaines classes d'âge. L'évolution récente et à court terme de ce cancer en France reste toutefois très incertaine et la surveillance nationale des tendances récentes à partir du PMSI doit être poursuivie.

**Mots clés :** cancer, thyroïde, PMSI, incidence, surveillance épidémiologique, France

## Interest of hospital discharge data for the surveillance thyroid cancer incidence in France, 2002-2008

*In France, cancer incidence is measured by local cancer registries covering one fifth of the population, while cancer mortality is measured on the whole country. National estimates are produced based on the ratio between incidence and mortality observed in the areas covered by cancer registries. Thyroid cancer lethality is quite low, and its incidence is highly sensitive to medical practices. National estimates are thus imprecise for this cancer and the method can not be used at district level. This study aimed at evaluating the use of hospital discharge database to estimate thyroid cancer incidence at national and district levels. The study analyzed hospital data from the PMSI (Programme de médicalisation des systèmes d'information) from 2002 to 2008 and registry data from 2002 to the last year available (2005).*

*The ratio between the number of patients with surgery for thyroid cancer (PMSI) and the number of thyroid incident cases in the districts with a registry (2002-2005) revealed strong geographical variations. Thus, it could not be used to estimate district-level incidence.*

*At the national level, ratio allowed estimating national incidence over the period 2002-2005, more accurately than using the incidence/mortality ratio. However, it could not be extrapolated to later years due to financial enhancement for thyroid cancer surgeries in the PMSI since 2006.*

*In spite of limited interpretation, trends in the annual rate of patients with surgery for thyroid cancer suggested a slower increase of thyroid cancer incidence in some age groups, especially between 2002 and 2005. This slowdown would occur after 20 years of sustained incidence increase. The saturation of the effects of medical practices or a change in these medical practices may have started for some age groups. Recent and short term trends for thyroid cancer remain highly uncertain though and national surveillance of recent trends based on PMSI should be pursued.*

Citation suggérée :

Uhry Z, Remontet L, Grosclaude P, Velten M, Mitton N, Kudjawu Y, Colonna M. Intérêt des données hospitalières 2002-2008 pour la surveillance de l'incidence du cancer de la thyroïde en France. Saint-Maurice: Institut de veille sanitaire; 2011. 25 p. Disponible à partir de l'URL : [www.invs.sante.fr](http://www.invs.sante.fr)

INSTITUT DE VEILLE SANITAIRE

12 rue du Val d'Osne

94 415 Saint-Maurice Cedex France

Tél. : 33 (0)1 41 79 67 00

Fax : 33 (0)1 41 79 67 67

[www.invs.sante.fr](http://www.invs.sante.fr)

ISSN : 1 956-6964

ISBN-NET : 9 78-2-11-099460-8

Dépôt légal : janvier 2011