



**Validation du codage  
des diagnostics et des interventions  
dans les établissements hospitaliers valaisans**

**Avec analyse de la variation de la valeur du  
casemix**

**Données 2005**

Rapport

à

L'Observatoire Valaisan de la Santé (OVS)  
sur mandat du Réseau Santé Valais (RSV)

**Réviseurs**

Mme Hélène Desmeules  
Mme Ines Zimmermann

M. Jan Eriksson  
M. Patrick Weber

2006

## Table des matières

<b>1</b>	<b><i>Introduction</i></b> .....	<b>3</b>
<b>2</b>	<b><i>Méthodologie</i></b> .....	<b>4</b>
<b>2.1</b>	<b><i>Base de données</i></b> .....	<b>4</b>
<b>2.2</b>	<b><i>Déroulement des travaux</i></b> .....	<b>4</b>
<b>2.2.1</b>	<b><i>Phase préparatoire</i></b> .....	<b>4</b>
<b>2.2.2</b>	<b><i>Phase opérationnelle</i></b> .....	<b>4</b>
<b>2.2.3</b>	<b><i>Analyse des dossiers</i></b> .....	<b>4</b>
<b>2.2.4</b>	<b><i>Critères d'évaluation</i></b> .....	<b>5</b>
<b>2.2.5</b>	<b><i>Codes superflus</i></b> .....	<b>6</b>
<b>3</b>	<b><i>Comparaisons cantonales en 2005</i></b> .....	<b>7</b>
<b>3.1</b>	<b><i>Cohérence</i></b> .....	<b>7</b>
<b>4</b>	<b><i>Sommaire des constats</i></b> .....	<b>10</b>
<b>5</b>	<b><i>Résultats détaillés</i></b> .....	<b>11</b>
<b>5.1</b>	<b><i>Comparaison avec l'évaluation précédente</i></b> .....	<b>11</b>
<b>5.2</b>	<b><i>Analyse détaillée par établissement</i></b> .....	<b>13</b>
<b>5.2.1</b>	<b><i>Diagnostic principal</i></b> .....	<b>13</b>
<b>5.2.2</b>	<b><i>Complément au diagnostic principal</i></b> .....	<b>14</b>
<b>5.2.3</b>	<b><i>Diagnostics supplémentaires</i></b> .....	<b>15</b>
<b>5.2.4</b>	<b><i>Interventions</i></b> .....	<b>17</b>
<b>5.3</b>	<b><i>Constats par établissement</i></b> .....	<b>20</b>
<b>5.3.1</b>	<b><i>GNW-SZO (Hôpitaux de Brigue et Viège)</i></b> .....	<b>20</b>
<b>5.3.2</b>	<b><i>RSV-CHCVs (Sierre, Sion, CVP, Martigny)</i></b> .....	<b>23</b>
<b>5.3.3</b>	<b><i>Hôpital du Chablais</i></b> .....	<b>26</b>
<b>6</b>	<b><i>Analyse des casemix</i></b> .....	<b>28</b>
<b>7</b>	<b><i>Annexes</i></b> .....	<b>35</b>
<b>7.1</b>	<b><i>Variation de la valeur du casemix</i></b> .....	<b>35</b>
<b>7.1.1</b>	<b><i>Méthodes</i></b> .....	<b>35</b>
<b>7.2</b>	<b><i>Taille des échantillons, nombre de visites et déplacements</i></b> .....	<b>39</b>
<b>7.3</b>	<b><i>Nombre de dossiers échantillonnés et nombre de dossiers non trouvés par établissement</i></b> .....	<b>40</b>
<b>7.4</b>	<b><i>Abréviations</i></b> .....	<b>41</b>

---

# 1 Introduction

---

L'évaluation du codage des hôpitaux a déjà son histoire puisque, commencée en 1999 déjà, elle a été renouvelée régulièrement :

N°	Données	Evaluation
1	1998 (ED98)	1999-2000
2	2003 (ED03)	2004
3	2004 (ED04)	2005
4	2005 (ED05)	2006

Le protocole de vérification est resté le même que dans le 1<sup>er</sup> rapport. Il est composé de 3 étapes :

- l'échantillonnage des séjours codés stratifiés pour chaque établissement sur la base des tirages aléatoires du fichier des statistiques médicales (OVS ou SCRIS) ;
- le re-codage du diagnostic principal et le contrôle des diagnostics supplémentaires et des traitements de ces échantillons par la vérificatrice ;
- la comparaison du codage original avec celui de la vérificatrice, l'analyse des discordances et leur évaluation statistique.

Le but à atteindre étant l'amélioration du codage en vue d'une appréciation véridique des soins dispensés, l'étude ne s'est pas contentée de calculer les taux d'erreurs mais, à partir des données 2003, également la variation du casemix avant et après révision dans chaque hôpital.

Les vérifications ont été faites par un médecin (ED98) puis par des archivistes médicales et des médecins (ED03 et ED04) et enfin par des archivistes médicales (ED05). Elles ont abouti à des rapports détaillés suivis par des discussions sur les problèmes rencontrés dans chaque établissement.

Dès ED03, la validation du codage s'est faite en commun avec le canton de Vaud, puis, cette année, avec les HUG (Genève) et certains établissements neuchâtelois.

Cette année la révision s'est faite sur tous les codes de diagnostic et d'intervention, c'est à dire 10 codes pour les diagnostics et 10 pour les interventions. Les années précédentes, uniquement 5 codes supplémentaires de chaque catégorie étaient pris en compte.

---

## 2 Méthodologie

---

### 2.1 Base de données

La base de données a été constituée par des enregistrements du fichier des statistiques médicales (OFS) concernant les hospitalisations des patients sortis entre 1<sup>er</sup> janvier et le 31 décembre 2005.

L'échantillonnage aléatoire des dossiers, stratifié par établissement, a été réalisé selon les critères de l'Annexe 7.2. La liste des établissements, la taille des strates ainsi que le nombre de jours de révision effectués par la vérificatrice, hormis le temps pour le rapport, sont présentés dans l'Annexe 7.2.

Avec la constitution du Réseau Santé Valais (établissement public autonome), les hôpitaux de Brigue et de Viège ont été réunis dans le Spitalzentrum Oberwallis (SZO) et les hôpitaux de Sierre, Sion, CVP et Martigny ont été réunis dans le Centre Hospitalier du Centre du Valais (CHCVs). L'échantillonnage a donc été fait en prenant en compte les écart-types de la variation du cost-weight de chaque hôpital, regroupés en fonction des nouvelles entités.

### 2.2 Déroutement des travaux

#### 2.2.1 Phase préparatoire

Les responsables du codage ainsi que les codificatrices\* de chaque hôpital ont été contactés par téléphone et par e-mails à plusieurs reprises, et un planning de travail sur les sites satisfaisant l'emploi du temps de tous a été réalisé.

#### 2.2.2 Phase opérationnelle

Le travail des vérificatrices s'est déroulé entre septembre et octobre 2006.

A la fin de la vérification de chaque établissement, une rencontre a été organisée entre les personnes impliquées (codificatrices et responsables) des 2 parties pour la discussion des résultats. Le sommaire des constats généraux est présenté dans le chapitre 4 et, pour chaque établissement, dans le chapitre 5.

#### 2.2.3 Analyse des dossiers

L'analyse a été faite sur les codes relevés (en principe) sur la lettre de sortie par la codificatrice de l'hôpital et ceux établis par la vérificatrice concernant :

- le diagnostic principal,
- le complément au diagnostic principal,
- 8 diagnostics supplémentaires,

---

\* Le terme correct est codeur, codeuse ; pour des raisons d'esthétique de la langue nous utiliserons ici le terme codificateur, codificatrice.

- 10 interventions.

Le codage s'appuie sur les réglementations suivantes :

- Classification statistique internationale des maladies et des problèmes de santé connexes – 10<sup>ème</sup> révision (CIM10)
- Classification suisse des interventions chirurgicales – 7<sup>ème</sup> révision (CHOP 7)
- CodeInfo (OFS) - directives de codage et FAQ (réponse aux questions fréquentes)
- Manuel officiel de codage en Suisse (OFS) – version 1.0, 2002

## 2.2.4 Critères d'évaluation

Les critères d'évaluation ainsi que les règles de cohérence ont été gardés les mêmes, à savoir ceux de ED98 :

Degré de cohérence	Diagnostic CIM-10	Intervention ICD-9-CM, vol.3
<b>Précis</b>	☺☺☺.☺☺	☺☺.☺☺
<b>Imprécis</b>	☺☺☺.☺- ou ☺☺☺.-☺	☺☺.☺- ou ☺☺.-☺
<b>Faux</b>	☺☺-.☺☺☺ ou ☺-☺.☺☺☺	☺-.☺☺☺
<b>Faux grave</b>	---.--	--.--
<b>Absent</b>	Code absent malgré le diagnostic décrit dans la lettre de sortie	Code absent malgré l'intervention décrite dans la lettre de sortie
<b>Superflu</b>	Code inutile ou redondant	Code inutile ou redondant

Les codes de diagnostic se composent d'une lettre suivie de 3 ou 4 chiffres. Le signe « ☺ » indique que le caractère dans cette position est cohérent avec celui de la vérificatrice, le signe « - » indique que le caractère dans cette position est erroné ou manquant.

Un code de diagnostic est donc évalué comme:

- “ Précis ”, si toutes les positions sont cohérentes (cinq " ☺ " );
- “ Imprécis ”, si la 4<sup>ème</sup> ou la 5<sup>ème</sup> position est erronée ou manquante;
- “ Faux ”, si la 2<sup>ème</sup> ou la 3<sup>ème</sup> position est erronée ou manquante;
- “ Faux grave ”, si la lettre en première position est erronée ou manquante.

Les codes d'intervention se composent seulement de 3 ou 4 chiffres. La signification des signes du tableau ci-dessus est la même que pour les codes de diagnostic.

Un code d'intervention est évalué comme:

- “ Précis ”, si toutes les positions sont cohérentes (quatre “ ☺ ” );
- “ Imprécis ”, si la 3<sup>ème</sup> ou la 4<sup>ème</sup> position est erronée ou manquante;
- “ Faux ”, si la 2<sup>ème</sup> position est erronée ou manquante;
- “ Faux grave ”, si toutes les positions sont erronées.

Remarque :

- l'utilisation de la 5<sup>e</sup> position pour certains codes de la CIM-10 (notamment pour les traumatismes) est recommandée par l'OFS, mais pas obligatoire. Cependant, aucune incohérence y faisant référence n'a été trouvée.

### **2.2.5 Codes superflus**

Les codages considérés comme « en trop » ou « superflus » portent à discussion depuis quelques années. Lors de la présentation des résultats du codage, les superflus sont pris dans le calcul l'évaluation des différents résultats. Ainsi pour certains services qui utilisent de nombreux codes pour des évaluations internes sont souvent considérés comme superflus lors de la révision et ainsi influent sur le pourcentage des codes précis. Pour cette version du rapport, deux tableaux sont mis dans les chapitres 3.1-2 à 3.1-4 et 5.2.2 à 5.2.4 : dans le premier les codes superflus sont pris en compte alors que dans le second les codes superflus ne le sont pas.

### 3 Comparaisons cantonales en 2005

Ce chapitre présente les conclusions de l'analyse des données 2005 réalisée en 2006. Il démontre la cohérence des données pour l'ensemble des hôpitaux. Une comparaison avec les analyses précédentes est aussi présentée.

Au chapitre 6, l'analyse de la valeur du casemix des hôpitaux est présentée de manière numérique et graphique.

Les résultats détaillés par hôpital sont présentés dans le chapitre 5.

Dans les comparaisons ci-dessous, les cantons représentent l'ensemble des hôpitaux publics pour les cas aigus du canton sauf pour Neuchâtel où les données de l'hôpital de Couvet ne figurent pas dans ces évaluations. Par contre, les codificatrices qui codent les dossiers de Couvet codent également ceux des autres hôpitaux.

#### 3.1 Cohérence

Les pourcentages pour les cantons sont des valeurs pondérées. On pose  $w_h = N_h / N$  où  $N_h$  est le nombre de séjours de l'hôpital  $h$  et  $N = \sum N_h$ . Ensuite, pour chaque ensemble de valeurs  $\{\bar{x}_h\}$  des hôpitaux d'un canton on calcule la valeur pondérée  $\bar{x} = \sum w_h \bar{x}_h$ .

Dans ce chapitre les tableaux 3.1-2 à 3.1-4 sont présentés sous deux formes, la première prenant en compte dans l'évaluation les codes superflus et la seconde excluant les superflus.

**Table 3.1-1**  
**Degré de cohérence pour les codes du diagnostic principal**

Cantons	Précis		Imprécis		Faux		Faux graves		Total
	Nb	%	Nb	%	Nb	%	Nb	%	
<b>Valais</b>	381	<b>95.1%</b>	10	<b>2.7%</b>	6	<b>1.6%</b>	6	<b>0.6%</b>	403
<b>Genève<sup>†</sup></b>	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a
<b>Vaud</b>	954	<b>95.3%</b>	19	<b>1.0%</b>	29	<b>1.6%</b>	32	<b>2.2%</b>	1034
<b>Neuchâtel</b>	280	<b>96.2%</b>	3	<b>1.1%</b>	6	<b>2.3%</b>	1	<b>0.5%</b>	290

<sup>†</sup> Les données de Genève n'étant pas encore disponibles, elles ne figurent pas dans ce rapport afin que ce dernier puisse être édité rapidement.

**Table 3.1-2**  
**Degré de cohérence pour les codes du complément au diagnostic principal**

Cantons	Précis		Imprécis		Faux		Faux graves		Superflus		Absents		Total
	Nb	%	Nb	%	Nb	%	Nb	%	Nb	%	Nb	%	
<b>Valais</b>	93	<b>98.9%</b>	1	<b>0.4%</b>	0	<b>0.0%</b>	0	<b>0.0%</b>	0	<b>0.0%</b>	2	<b>0.7%</b>	96
<b>Genève</b>	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a
<b>Vaud</b>	144	<b>95.9%</b>	1	<b>0.5%</b>	7	<b>1.8%</b>	3	<b>0.6%</b>	0	<b>0.0%</b>	5	<b>1.1%</b>	160
<b>Neuchâtel</b>	36	<b>100.0%</b>	0	<b>0.0%</b>	0	<b>0.0%</b>	0	<b>0.0%</b>	0	<b>0.0%</b>	0	<b>0.0%</b>	36

**Table 3.1-3**  
**Degré de cohérence pour l'ensemble des diagnostics supplémentaires**

Cantons	Précis		Imprécis		Faux		Faux graves		Superflus		Absents		Total
	Nb	%	Nb	%	Nb	%	Nb	%	Nb	%	Nb	%	
<b>Valais</b>	984	<b>96.8%</b>	6	<b>0.4%</b>	8	<b>0.7%</b>	0	<b>0.0%</b>	31	<b>1.6%</b>	8	<b>0.5%</b>	1037
<b>Genève</b>	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a
<b>Vaud</b>	2015	<b>95.7%</b>	34	<b>1.2%</b>	34	<b>1.0%</b>	8	<b>0.2%</b>	29	<b>0.9%</b>	35	<b>1.1%</b>	2155
<b>Neuchâtel</b>	670	<b>98.0%</b>	7	<b>0.7%</b>	6	<b>0.7%</b>	0	<b>0.0%</b>	2	<b>0.1%</b>	3	<b>0.4%</b>	688

**Degré de cohérence pour l'ensemble des diagnostics supplémentaires sans les codes superflus**

Cantons	Précis		Imprécis		Faux		Faux graves		Absents		Total
	Nb	%	Nb	%	Nb	%	Nb	%	Nb	%	
<b>Valais</b>	984	<b>98.4%</b>	6	<b>0.4%</b>	8	<b>0.7%</b>	0	<b>0.0%</b>	8	<b>0.5%</b>	1006
<b>Genève</b>	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a
<b>Vaud</b>	2015	<b>96.5%</b>	34	<b>1.2%</b>	34	<b>1.0%</b>	8	<b>0.2%</b>	35	<b>1.1%</b>	2126
<b>Neuchâtel</b>	670	<b>98.1%</b>	7	<b>0.7%</b>	6	<b>0.8%</b>	0	<b>0.0%</b>	3	<b>0.4%</b>	686

**Table 3.1-4**  
**Degré de cohérence pour l'ensemble des codes d'interventions**

Cantons	Précis		Imprécis		Faux		Faux graves		Superflus		Absents		Total
	Nb	%	Nb	%	Nb	%	Nb	%	Nb	%	Nb	%	
Valais	460	97.3%	2	0.5%	4	0.9%	0	0.0%	7	0.6%	8	0.7%	481
Genève	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a
Vaud	1330	94.3%	20	1.8%	9	0.3%	7	0.3%	35	2.3%	21	1.0%	1422
Neuchâtel	620	98.0%	2	0.5%	0	0.0%	0	0.0%	11	0.3%	0	0.0%	633

**Degré de cohérence pour l'ensemble des codes d'interventions sans les codes superflus**

Cantons	Précis		Imprécis		Faux		Faux graves		Absents		Total
	Nb	%	Nb	%	Nb	%	Nb	%	Nb	%	
Valais	460	97.9%	2	0.5%	4	0.9%	0	0.0%	8	0.7%	474
Genève	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a
Vaud	1330	96.5%	20	1.8%	9	0.4%	7	0.3%	21	1.1%	1387
Neuchâtel	620	99.5%	2	0.5%	0	0.0%	0	0.0%	0	0.0%	622

Le tableau ci-dessous reprend les chiffres de l'OFS sur le nombre de diagnostics et d'interventions codés en moyenne par canton en 2005 et les compare avec le nombre moyen de diagnostics et d'interventions par canton sur les cas révisés. La statistique OFS se base sur 10 codes diagnostics et 10 codes d'interventions et porte sur les hospitalisations terminées en 2005 dans les établissements de soins aigus.

**Nombre moyen de diagnostics et d'interventions codés**

Cantons	Chiffres OFS		Diagnostics		Interventions		Séjours Révisés
	Diag.	Interv.	Nb	Moyenne	Nb	Moyenne	
Valais	4.05	1.69	1360	3.37	406	1.00	403
Genève	3.22	1.80	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a
Vaud	3.82	1.78	3349	3.23	1422	1.37	1034
Neuchâtel	3.89	2.16	1014	3.49	633	2.18	290

---

## 4 Sommaire des constats

---

La révision de cette année s'est faite à Sion avec les dossiers des hôpitaux du CHCVs (Sierre, Sion, Martigny et CVP) et à Viège pour les dossiers du SZO (Viège et Brigue). Le codage est de très bonne qualité malgré quelques corrections apportées qui aideront à garantir la fiabilité des données.

Une bonne partie des constatations concerne l'exhaustivité et la tenue du dossier médical et non pas le codage lui-même. Cette tâche est de la responsabilité du médecin ou du secrétariat médical. Même si les codificatrices n'en sont pas responsables et que leur travail en souffre, nous tenons à relever ces dysfonctionnements. En effet, un bon codage doit impliquer des améliorations à tous les niveaux de la filière des dossiers.

Il y a encore des lettres de sorties à multiples séjours, ce qui rend difficile la recherche du diagnostic principal du séjour sélectionné dans le cadre de la révision. Chaque séjour d'un patient doit être résumé sur une lettre de sortie incluant la date d'entrée et la date de sortie du séjour.

Une contrainte rencontrée dans les hôpitaux du Valais consiste à ne pas avoir la date de naissance complète avec le jour et le mois du patient (selon les exigences de l'OFS en matière de protection des données), ce qui entraîne des erreurs de dossiers. Nous avons certains séjours dont les diagnostics ne concordaient pas avec les diagnostics transmis pour la révision. Plusieurs dossiers correspondaient aux dates du séjour sélectionné et cela a nécessité des recherches supplémentaires de la part du personnel durant notre présence sur les lieux.

Cette année, le nombre d'échantillons contrôlés a nettement diminué. Cette diminution est la conséquence des bons résultats obtenus lors de la révision de données de 2004. L'échantillonnage se fait sur la valeur de l'écart type de la variation du cost-weight 2004 (table 6.2 du rapport sur les données 2004)

La diminution du nombre d'échantillons a pour conséquence que l'expression des résultats en pourcentage peut subir une variation plus importante que dans le passé. Par exemple 1 dossier sur 240 cas donne 0.4% alors que 1 dossier sur 70 cas donne 1.4%.

L'index alphabétique de la CIM-10 n'est pas identique entre l'allemand et le français ce qui génère des différences de codage. Par exemple le code O63 « Travail prolongé » a des exclusions en allemand (O75 « Autres complications du travail et de l'accouchement, non classées ailleurs »), et pas en français.

## 5 Résultats détaillés

### 5.1 Comparaison avec l'évaluation précédente

**Table 5.1-1**  
Pourcentages globaux de «Précis» et «Imprécis»

Les pourcentages indiqués ici sont historiquement calculés sur des valeurs non pondérées. C'est à dire que ces chiffres ne tiennent pas compte de la taille des hôpitaux (nombre de cas par année). Si les chiffres étaient pondérés selon la taille, le CHCVs aurait beaucoup plus d'influence sur l'ensemble des données du canton.

	Données 2003		Données 2004		Données 2005	
	Précis %	Imprécis %	Précis %	Imprécis %	Précis %	Imprécis %
<b>Diagnostic principal</b>	81.6	6.5	93.3	2.8	94.5	2.5
<b>Complément au diagnostic principal</b>	73.1	13.1	92.8	2.1	96.5	1.2
<b>Diagnostic supplémentaire</b>	82.6	3.6	90.8	1.6	94.2	0.7
<b>Interventions</b>	90.3	2.7	92.9	0.9	95.1	0.5

	Données 2005	
	Précis %	Imprécis %
<b>Diagnostic principal</b>	94.5	2.5
<b>Complément au diagnostic principal</b>	96.5	1.2
<b>Diagnostic supplémentaire</b>	97.6	0.7
<b>Interventions</b>	96.7	0.5

**Table 5.1-2**  
**Diagnostic principal : pourcentage de «Précis» et «Imprécis» par établissement**

Etablissements		Données 1998		Données 2003		Données 2004	
		Précis %	Imprécis %	Précis %	Imprécis %	Précis %	Imprécis %
<b>SZO</b>	<b>Brigue</b>	54.4	20.9	74.4	8.5	82.7	6.1
	<b>Viège</b>	66.3	20.7	65.0	12.5	76.9	8.8
<b>CHCVs</b>	<b>Sierre</b>	57.1	26.4	86.8	4.8	95.7	0.5
	<b>CVP</b>	-	-	75.2	2.9	90.2	3.5
	<b>Sion</b>	45.6	28.9	98.9	0.0	97.9	0.5
	<b>Martigny</b>	64.8	22.0	81.3	7.1	94.7	0.6
<b>HDC</b>		64.4	8.6	94.6	3.8	93.7	0
<b>TOTAL</b>		57.9	23.8	81.6	6.5	93.3	2.8

Etablissements	Données 2005	
	Précis %	Imprécis %
<b>SZO</b>	93.3	2.5
<b>CHCVs</b>	94.3	3.4
<b>HDC</b>	98.7	1.3
<b>TOTAL</b>	94.5	2.5

## 5.2 Analyse détaillée par établissement

Les pourcentages pour les moyennes cantonales sont des valeurs pondérées (voir formule chapitre 3.1).

### 5.2.1 Diagnostic principal

Etablissements		Codes précis		
		2003	2004	Ecart
SZO	Brigue	74.0%	82.7%	8.67%
	Viège	65.0%	76.9%	11.92%
CHCVs	Sierre	86.7%	95.7%	8.93%
	CVP	75.2%	90.2%	15.03%
	Sion	98.9%	97.9%	-1.03%
	Martigny	81.3%	94.7%	13.42%
HDC		94.6%	93.7%	-0.94%
MOYENNE VS		86.8%	91.0%	4.20%
MOYENNE VD		84.2%	89.4%	5.22%
MOYENNE HUG			84.1%	

Codes imprécis		
2003	2004	Ecart
8.5%	6.1%	-2.33%
12.5%	8.8%	-3.71%
4.8%	0.5%	-4.28%
2.9%	3.5%	0.58%
0.0%	0.5%	0.53%
7.1%	0.6%	-6.56%
3.8%	0.0%	-3.78%
5.0%	2.5%	-2.43%
5.8%	3.5%	-2.30%
	4.5%	

Etablissements		Codes faux		
		2003	2004	Ecart
SZO	Brigue	6.8%	4.5%	-2.31%
	Viège	11.9%	6.6%	-5.28%
CHCVs	Sierre	4.2%	2.2%	-2.05%
	CVP	8.8%	0.7%	-8.06%
	Sion	1.1%	0.5%	-0.56%
	Martigny	8.2%	2.9%	-5.32%
HDC		1.6%	0.5%	-1.09%
MOYENNE VS		4.6%	2.3%	-2.33%
MOYENNE VD		5.3%	4.0%	-1.35%
MOYENNE HUG			5.8%	

Codes faux graves		
2003	2004	Ecart
10.7%	6.7%	-4.03%
10.6%	7.7%	-2.93%
4.2%	1.6%	-2.60%
13.1%	5.6%	-7.54%
0.0%	1.1%	1.06%
3.3%	1.8%	-1.54%
0.0%	5.8%	5.82%
3.6%	4.2%	0.57%
4.7%	3.2%	-1.57%
	5.5%	

Etablissements 2005	Codes précis	Codes imprécis	Codes faux	Codes faux graves
SZO	93.3%	2.5%	1.7%	2.5%
CHCVS	94.3%	3.4%	2.3%	0.0%
HDC	98.7%	1.3%	0.0%	0.0%
MOYENNE VS	95.1%	2.7%	1.6%	0.6%
MOYENNE VD	95.3%	1.0%	1.6%	2.2%
MOYENNE HUG	n/a	n/a	n/a	n/a
MOYENNE NE	96.2%	1.1%	2.3%	0.5%

## 5.2.2 Complément au diagnostic principal

Etablissements		Codes précis		
		2003	2004	Ecart
SZO	Brigue	56.3%	91.7%	35.42%
	Viège	54.8%	89.1%	34.25%
CHCVs	Sierre	87.0%	100.0%	13.04%
	CVP	0.0%	80.0%	80.00%
	Sion	96.0%	97.6%	1.62%
	Martigny	79.4%	88.2%	8.82%
HDC		72.7%	94.1%	21.39%
MOYENNE VS		76.4%	94.4%	17.98%
MOYENNE VD		76.1%	91.7%	15.53%
MOYENNE HUG			0.0%	

Codes imprécis		
2003	2004	Ecart
21.9%	0.0%	-21.88%
19.4%	5.5%	-13.90%
0.0%	0.0%	0.00%
0.0%	0.0%	0.00%
0.0%	0.0%	0.00%
17.6%	5.9%	-11.76%
18.2%	0.0%	-18.18%
11.5%	1.1%	-10.43%
3.2%	1.9%	-1.28%
	0.0%	

Etablissements		Codes faux		
		2003	2004	Ecart
SZO	Brigue	3.1%	2.8%	-0.35%
	Viège	6.5%	0.0%	-6.45%
CHCVs	Sierre	4.3%	0.0%	-4.35%
	CVP	0.0%	0.0%	0.00%
	Sion	4.0%	0.0%	-4.00%
	Martigny	0.0%	0.0%	0.00%
HDC		4.5%	0.0%	-4.55%
MOYENNE VS		3.8%	0.3%	-3.45%
MOYENNE VD		3.3%	1.6%	-1.73%
MOYENNE HUG			0.0%	

Codes faux graves		
2003	2004	Ecart
12.5%	2.8%	-9.72%
6.5%	5.5%	-1.00%
4.3%	0.0%	-4.35%
0.0%	0.0%	0.00%
0.0%	2.4%	2.38%
2.9%	0.0%	-2.94%
4.5%	0.0%	-4.55%
4.2%	2.0%	-2.21%
5.7%	0.4%	-5.24%
	0.0%	

Etablissements		Codes superflus		
		2003	2004	Ecart
SZO	Brigue	0.0%	2.8%	2.78%
	Viège	0.0%	0.0%	0.00%
CHCVs	Sierre	0.0%	0.0%	0.00%
	CVP	0.0%	0.0%	0.00%
	Sion	0.0%	0.0%	0.00%
	Martigny	0.0%	0.0%	0.00%
HDC		0.0%	2.9%	2.94%
MOYENNE VS		0.0%	1.0%	1.02%
MOYENNE VD		1.6%	0.3%	1.30%
MOYENNE HUG			0.0%	

Codes absents		
2003	2004	Ecart
6.3%	0.0%	-6.25%
12.9%	0.0%	-12.90%
4.3%	0.0%	-4.35%
0.0%	20.0%	20.00%
0.0%	0.0%	0.00%
0.0%	5.9%	5.88%
0.0%	2.9%	2.94%
2.8%	1.2%	-1.63%
10.1%	4.1%	-5.98%
	100%	

### Complément au diagnostic principal

Etablissements 2005	Codes précis	Codes imprécis	Codes faux	Codes faux graves	Codes superflus	Codes absents
SZO	95.5%	1.5%	0.0%	0.0%	0.0%	3.0%
CHCVs	100.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%
HDC	100.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%
MOYENNE VS	98.9%	0.4%	0.0%	0.0%	0.0%	0.7%
MOYENNE VD	95.9%	0.5%	1.8%	0.6%	0.0%	1.1%
MOYENNE HUG	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a
MOYENNE NE	100.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%

### 5.2.3 Diagnostics supplémentaires

Etablissements		Codes précis		
		2003	2004	Ecart
SZO	Brigue	77.9%	74.5%	-3.35%
	Viège	51.8%	73.7%	21.90%
CHCVs	Sierre	89.8%	97.2%	7.45%
	CVP	77.6%	95.5%	17.98%
	Sion	95.9%	98.3%	2.39%
	Martigny	81.8%	90.9%	9.11%
HDC		92.6%	97.5%	4.97%
MOYENNE VS		84.8%	90.6%	5.76%
MOYENNE VD		84.6%	92.6%	7.94%
MOYENNE HUG			82.8%	

Codes imprécis		
2003	2004	Ecart
6.1%	4.7%	-1.41%
5.0%	4.2%	-0.77%
1.4%	0.3%	-1.10%
5.4%	1.7%	-3.68%
1.4%	0.8%	-0.61%
4.5%	1.7%	-2.83%
2.7%	0.0%	-2.68%
3.1%	1.7%	-1.47%
3.8%	1.6%	-2.18%
	7.4%	

Etablissements		Codes faux		
		2003	2004	Ecart
SZO	Brigue	5.9%	6.7%	0.87%
	Viège	5.9%	3.8%	-2.07%
CHCVs	Sierre	2.2%	0.3%	-1.94%
	CVP	5.9%	1.5%	-4.38%
	Sion	0.8%	0.4%	-0.40%
	Martigny	4.5%	1.7%	-2.83%
HDC		1.2%	0.2%	-0.97%
MOYENNE VS		2.8%	1.8%	-1.04%
MOYENNE VD		3.0%	2.3%	-0.74%
MOYENNE HUG			4.4%	

Codes faux graves		
2003	2004	Ecart
4.1%	2.4%	-1.63%
5.9%	3.2%	-2.67%
3.6%	0.3%	-3.32%
5.4%	0.2%	-5.17%
0.2%	0.0%	-0.19%
2.1%	2.2%	0.14%
1.2%	0.0%	-1.19%
2.3%	0.9%	-1.37%
2.5%	0.6%	-1.90%
	0.8%	

Etablissements		Codes superflus		
		2003	2004	Ecart
SZO	Brigue	2.9%	7.5%	4.56%
	Viège	1.8%	9.0%	7.16%
CHCVs	Sierre	1.7%	0.3%	-1.38%
	CVP	0.5%	0.6%	0.05%
	Sion	0.8%	0.0%	-0.78%
	Martigny	2.7%	1.7%	-0.97%
HDC		1.2%	1.6%	0.38%
MOYENNE VS		1.6%	2.9%	1.28%
MOYENNE VD		1.7%	1.7%	-0.01%
MOYENNE HUG			3.5%	

Codes absents		
2003	2004	Ecart
3.2%	4.1%	0.96%
29.7%	6.2%	-23.55%
1.4%	1.7%	0.30%
5.4%	0.6%	-4.80%
1.0%	0.6%	-0.41%
4.3%	1.7%	-2.62%
1.2%	0.7%	-0.52%
5.3%	2.2%	-3.16%
4.4%	1.3%	-3.12%
	1.0%	

**Diagnostics supplémentaires avec les codes superflus**

<b>Etablissements 2005</b>	<b>Codes Précis</b>	<b>Codes imprécis</b>	<b>Codes faux</b>	<b>Codes faux graves</b>	<b>Codes superflus</b>	<b>Codes absents</b>
<b>SZO</b>	92.8%	0.8%	0.8%	0.0%	4.6%	1.1%
<b>CHCVS</b>	97.9%	0.4%	0.4%	0.0%	0.8%	0.4%
<b>HDC</b>	98.8%	0.0%	1.2%	0.0%	0.0%	0.0%
<b>MOYENNE VS</b>	96.8%	0.4%	0.7%	0.0%	1.6%	0.5%
<b>MOYENNE VD</b>	95.7%	1.2%	1.0%	0.2%	0.9%	1.1%
<b>MOYENNE HUG</b>	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a
<b>MOYENNE NE</b>	98.0%	0.7%	0.7%	0.0%	0.1%	0.4%

**Diagnostics supplémentaires sans les codes superflus**

<b>Etablissements 2005</b>	<b>Codes Précis</b>	<b>Codes imprécis</b>	<b>Codes faux</b>	<b>Codes faux graves</b>	<b>Codes absents</b>
<b>SZO</b>	97.2%	0.8%	0.8%	0.0%	1.2%
<b>CHCVS</b>	98.7%	0.4%	0.4%	0.0%	0.4%
<b>HDC</b>	98.8%	0.0%	1.2%	0.0%	0.0%
<b>MOYENNE VS</b>	98.4%	0.4%	0.7%	0.0%	0.5%
<b>MOYENNE VD</b>	96.5%	1.2%	1.0%	0.2%	1.1%
<b>MOYENNE HUG</b>	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a
<b>MOYENNE NE</b>	98.1%	0.7%	0.8%	0.0%	0.4%

## 5.2.4 Interventions

Etablissements		Codes précis		
		2003	2004	Ecart
SZO	Brigue	88.9%	79.1%	-9.88%
	Viège	82.0%	82.0%	0.03%
CHCVs	Sierre	91.0%	97.9%	6.93%
	CVP	78.6%	100.0%	21.43%
	Sion	96.6%	98.8%	2.18%
	Martigny	90.4%	94.9%	4.42%
HDC		96.2%	98.3%	2.09%
MOYENNE VS		92.1%	93.3%	1.17%
MOYENNE VD		92.7%	89.3%	-3.39%
MOYENNE HUG			87.6%	

Codes imprécis		
2003	2004	Ecart
2.8%	2.1%	-0.69%
3.1%	1.7%	-1.42%
2.7%	0.0%	-2.75%
2.7%	0.0%	-2.75%
2.7%	0.4%	-2.24%
2.2%	1.9%	-0.32%
0.6%	0.0%	-0.63%
2.2%	0.7%	-1.50%
1.9%	0.7%	-1.17%
	0.9%	

Etablissements		Codes faux		
		2003	2004	Ecart
SZO	Brigue	2.1%	2.1%	0.02%
	Viège	0.6%	6.7%	6.12%
CHCVs	Sierre	0.4%	0.5%	0.13%
	CVP	0.0%	0.0%	0.00%
	Sion	0.4%	0.0%	-0.38%
	Martigny	1.1%	0.0%	-1.12%
HDC		0.6%	0.6%	-0.06%
MOYENNE VS		0.8%	1.6%	0.83%
MOYENNE VD		0.6%	1.2%	0.61%
MOYENNE HUG			4.4%	

Codes faux graves		
2003	2004	Ecart
0.9%	0.0%	-0.94%
0.0%	1.1%	1.12%
0.8%	0.0%	-0.78%
1.1%	0.0%	-1.10%
0.0%	0.0%	0.00%
1.1%	0.0%	-1.12%
0.0%	0.0%	0.00%
0.4%	0.2%	-0.18%
0.5%	0.3%	-0.15%
	0.4%	

Etablissements		Codes superflus		
		2003	2004	Ecart
SZO	Brigue	2.8%	8.5%	5.72%
	Viège	4.3%	2.2%	-2.10%
CHCVs	Sierre	2.7%	0.5%	-2.22%
	CVP	0.0%	0.0%	0.00%
	Sion	0.0%	0.0%	0.00%
	Martigny	2.2%	1.9%	-0.32%
HDC		0.6%	0.0%	-0.63%
MOYENNE VS		1.6%	1.5%	-0.10%
MOYENNE VD		1.4%	6.3%	4.92%
MOYENNE HUG			2.8%	

Codes absents		
2003	2004	Ecart
2.4%	8.1%	5.77%
9.9%	6.2%	-3.76%
2.4%	1.0%	-1.31%
17.6%	0.0%	-17.58%
0.4%	0.8%	0.44%
2.8%	1.3%	-1.53%
1.9%	1.1%	-0.76%
2.9%	2.7%	-0.22%
3.0%	2.2%	-0.81%
	3.9%	

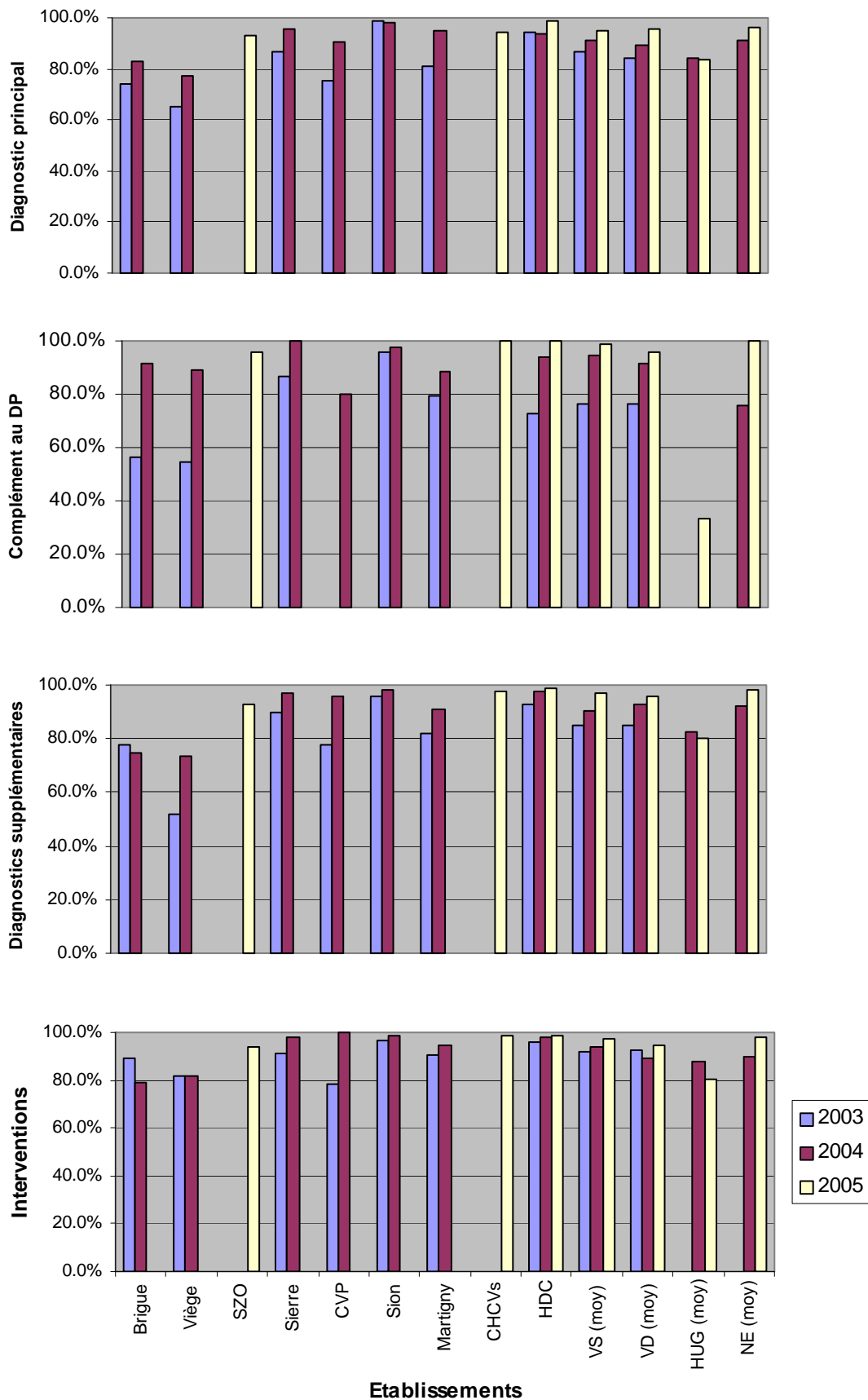
**Interventions avec les codes superflus**

<b>Etablissements 2005</b>	<b>Codes précis</b>	<b>Codes imprécis</b>	<b>Codes faux</b>	<b>Codes faux graves</b>	<b>Codes superflus</b>	<b>Codes absents</b>
<b>SZO</b>	93.6%	0.4%	0.7%	0.0%	2.5%	2.8%
<b>CHCVS</b>	98.4%	0.8%	0.8%	0.0%	0.0%	0.0%
<b>HDC</b>	98.7%	0.0%	1.3%	0.0%	0.0%	0.0%
<b>MOYENNE VS</b>	97.3%	0.5%	0.9%	0.0%	0.6%	0.7%
<b>MOYENNE VD</b>	94.3%	1.8%	0.3%	0.3%	2.3%	1.0%
<b>MOYENNE HUG</b>	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a
<b>MOYENNE NE</b>	98.0%	0.5%	0.0%	0.0%	1.5%	0.0%

**Interventions sans les codes superflus**

<b>Etablissements 2005</b>	<b>Codes précis</b>	<b>Codes imprécis</b>	<b>Codes faux</b>	<b>Codes faux graves</b>	<b>Codes absents</b>
<b>SZO</b>	96.0%	0.4%	0.7%	0.0%	2.9%
<b>CHCVS</b>	98.4%	0.8%	0.8%	0.0%	0.0%
<b>HDC</b>	98.7%	0.0%	1.3%	0.0%	0.0%
<b>MOYENNE VS</b>	97.9%	0.5%	0.9%	0.0%	0.7%
<b>MOYENNE VD</b>	96.5%	1.8%	0.4%	0.3%	1.1%
<b>MOYENNE HUG</b>	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a
<b>MOYENNE NE</b>	99.5%	0.5%	0.0%	0.0%	0.0%

Evolution entre 2003 et 2005 du nombre de codes précis dans chaque établissement.



---

## 5.3 Constats par établissement

### 5.3.1 GNW-SZO (Hôpitaux de Brigue et Viège)

---

#### 5.3.1.1 Attribution du diagnostic principal

Dans la lettre de sortie, le choix du diagnostic principal (manuel de codage p.24) ne suit pas toujours la définition de l'OMS (volume 2 p. 98).

*L'affection principale est définie comme « l'affection qui au terme du traitement est considérée comme ayant essentiellement justifié le traitement ou les examens prescrits. En présence de plusieurs affections de ce type (donc affections importantes étant chacune susceptible de figurer comme diagnostic principal) on choisira celle qui a entraîné l'engagement le plus élevé de ressources médicales ».*

Comme mentionné plus haut, ce problème est du ressort du médecin qui établit la lettre de sortie.

#### 5.3.1.2 Diagnostic principal S00.1

La lettre de sortie mentionne le DP suivant : hématome en monocle. Le patient est admis pour des investigations de palpitations avec chute. Il a séjourné 2 semaines dans une unité de médecine.

La détermination du DP ne doit pas être laissée à l'appréciation des codificatrices, celles-ci doivent suivre les recommandations du médecin. Malgré cela, en cas de doute, la codificatrice doit contacter le médecin pour avoir des précisions et si un accord peut être obtenu, demander le changement de la lettre de sortie. Ici les investigations des palpitations sont plus importantes que l'hématome péri-oculaire ; le DP est alors R00.2 « Palpitations » et non pas S00.1 « Contusion de la paupière et de la région péri-oculaire ». La codificatrice aurait du prendre contact avec le médecin.

#### 5.3.1.3 Codification des diagnostics supplémentaires

Pour le choix des diagnostics supplémentaires la question de base à laquelle il est nécessaire de répondre se trouve décrite dans le manuel de codage à la page 26 :

« Sont considérés comme diagnostics supplémentaires, les maladies concomitantes dont souffre le patient. Peu importe qu'une pathologie apparaisse durant l'hospitalisation ou existe avant celle-ci, ce qui est déterminant est son influence sur le traitement. ... les états pathologiques antérieurs n'ayant aucune répercussion sur l'hospitalisation ne seront pas codés ».

Pour les diagnostics supplémentaires qui figurent dans la lettre de sortie, il est nécessaire de se poser la question de leur influence sur l'hospitalisation actuelle (investigations supplémentaires, interventions ou prolongation du séjour). Dans certains

cas, il peut être utile que la codificatrice vérifie avec le médecin la pertinence de tel ou tel DS.

#### **5.3.1.4 Lettre de sortie incomplète**

Les diagnostics et les interventions qui ne figurent pas dans la lettre de sortie ne devraient pas être codés.

La codificatrice devrait demander au médecin de compléter la lettre de sortie afin de pouvoir coder les éléments manquants. Ceci peut avoir une influence sur les APDRG.

Exemple :

Un patient a subi une reprise pour une instabilité de fixation. Les éléments ne figurent pas dans la lettre de sortie comme tels. Dans ce cas, la fixation secondaire du capitatum doit être codée 78.54 « Fixation interne de l'os sans réduction de fracture, os du carpe et du métacarpe » et non pas 79.12 « Réduction fermée de fracture avec fixation interne, radius et cubitus » qui est une réparation de fracture.

#### **5.3.1.5 Considérer les exclusions attachées aux catégories**

Pour le choix d'un code de diagnostic, après avoir cherché le code dans l'index alphabétique, il est impératif de vérifier dans l'index systématique toutes les informations qui sont rattachées à ce code. Cela est particulièrement important pour les exclusions qui sont attachées à la catégorie et dont toutes les sous-catégories héritent.

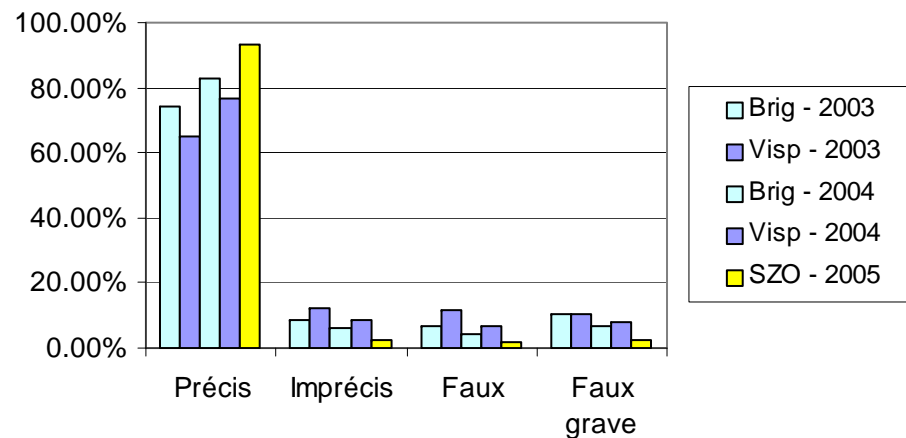
Exemples :

Avec le code E83.5 « Anomalies du métabolisme du calcium », il est nécessaire de prendre en compte les exclusions sur les glandes parathyroïdes (E20 E21) « hypo-hyperparathyroïdie ».

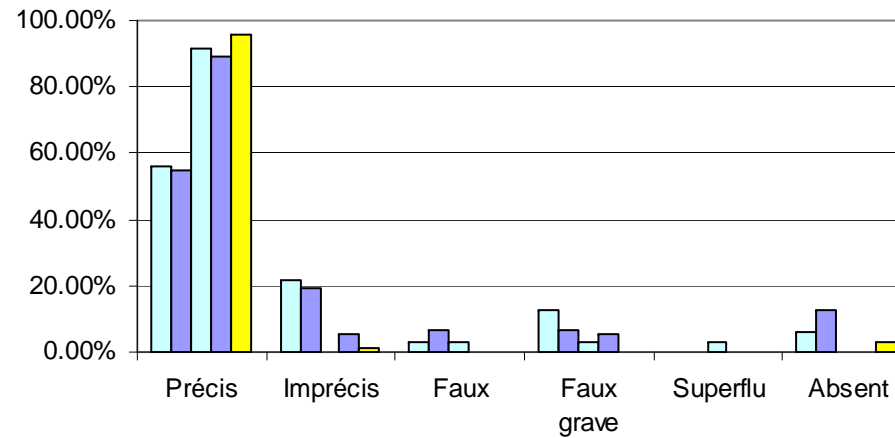
Avec le code K62.8 « Autres maladies précisées de l'anus et du rectum », il est nécessaire de prendre en compte l'exclusion sur la catégorie K62 comme par exemple I84.- « hémorroïdes ».

## GNW-SZO Spital Brig und Visp

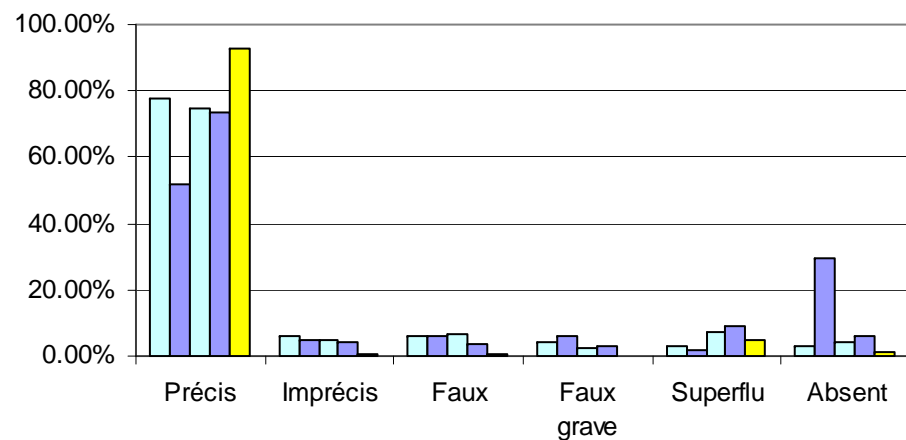
**Diag. Principal**



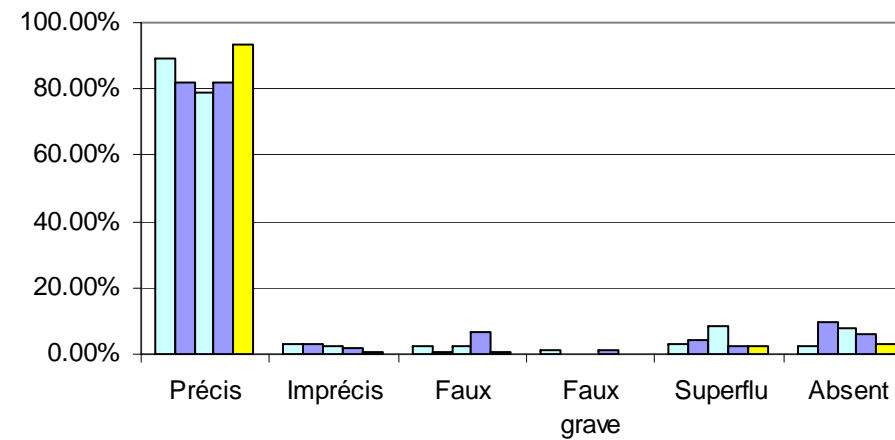
**Complément au DP**



**Diag Supplémentaires**



**Ens. des Interventions**



---

## 5.3.2 RSV-CHCVs (Sierre, Sion, CVP, Martigny)

---

### 5.3.2.1 Pneumopathie abcédée J85.1

Une pneumopathie avec abcès du poumon se code à J85.1 « Abcès du poumon avec pneumopathie », ceci grâce à la recherche dans l'index alphabétique, alors que le dossier a été codé à J18.9 « pneumopathie sans précision ». L'information inscrite au dossier était concluante d'un abcès au niveau du poumon.

### 5.3.2.2 Retard de développement R62.9

Lorsque le retard de développement n'est pas spécifié, s'il s'agit d'un retard au niveau physique, mental ou de motricité, la règle de base du codage nous indique d'inscrire le code général. En aucun cas la codificatrice ne doit interpréter le diagnostic posé par le médecin. Pour obtenir plus d'informations, il faudra demander au médecin de noter la précision sur la lettre de sortie.

### 5.3.2.3 Luxation récidivante de l'épaule M24.41

Pour une luxation récidivante de l'épaule opérée, le diagnostic principal sera la pathologie M24.41 « Luxation et subluxation articulaires récidivantes, articulations acromio-claviculaire, scapulo-humérale et sterno-claviculaire » et non le symptôme M25.31 « Autres instabilités articulaires, articulations acromio-claviculaire, scapulo-humérale et sterno-claviculaire ».

Le manuel de codage mentionne qu'il doit y avoir cohérence entre le diagnostic principal et le traitement principal 81.82 « Réparation de luxation récidivante de l'épaule ».

Nous vous référons au schéma pour le codage du diagnostic principal à la page 25 du manuel de codage et rappelons la définition du surcodage faite par l'OFS dans le cahier de charge du réviseur (document provisoire, non publié) : « toute indication de codes de symptômes en présence d'un diagnostic établi ».

### 5.3.2.4 Nécrose diabétique E11.5

Un patient hospitalisé pour une amputation de la jambe due à une nécrose diabétique aura comme diagnostic principal la raison de l'amputation, soit la nécrose E11.5 « Diabète sucré non insulino-dépendant, avec complications vasculaires périphériques » pour être concordant avec le traitement principal 84.15 « amputation en dessous du genou ». Le code de diabète avec complication neurologique est moins adéquat.

Dans le manuel de codage il est mentionné que l'affection principale est définie comme « l'affection qui, au terme du traitement, est considérée comme ayant essentiellement justifié le traitement ».

### **5.3.2.5 Lésion traumatique du rectum S36.61**

Le cas présent est celui d'un patient avec une déchirure au niveau du rectum suite à un encornement. Le diagnostic principal retrouvé S39.7 « Autres lésions traumatiques multiples de l'abdomen, des lombes et du bassin » était erroné puisque le code S36.61 « Lésion traumatique du rectum, avec plaie pénétrante de la cavité abdominale » est explicite car la décimale précise qu'il s'agit d'une plaie par pénétration et qu'il n'y a aucun autre site d'atteint. Le traitement consistait à la réparation du rectum uniquement.

### **5.3.2.6 Douleurs épigastriques R10.1**

Diagnostic codé à R10.3 « Douleurs localisées à d'autres parties inférieures de l'abdomen » alors que la recherche dans l'index alphabétique nous conduit directement au code R10.1 « Douleur localisée à la partie supérieure de l'abdomen » avec comme inclusion « Douleurs épigastriques ».

### **5.3.2.7 Réduction ouverte de fracture 79.3-**

Chercher dans l'index de la CHOP réduction de fracture (selon le site) qui nous conduit au code 79.3- « Réduction ouverte de fracture avec fixation interne » et non 78.5- « Fixation interne de l'os sans réduction de fracture » qui est réservé pour les réparation d'os *sans* fracture.

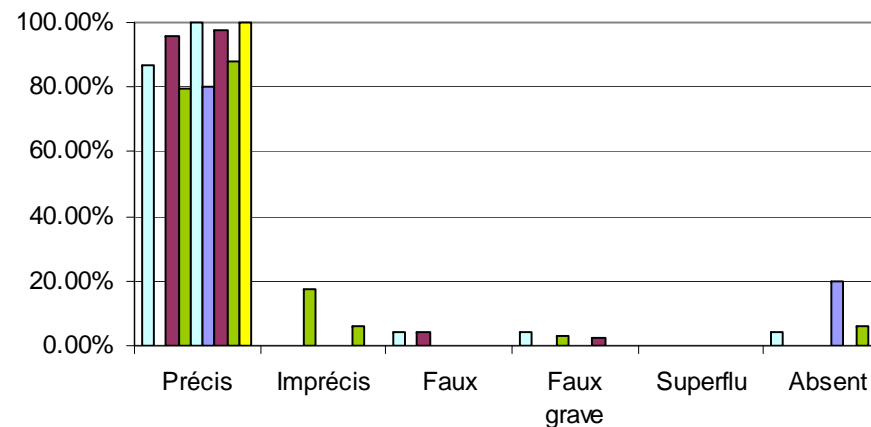
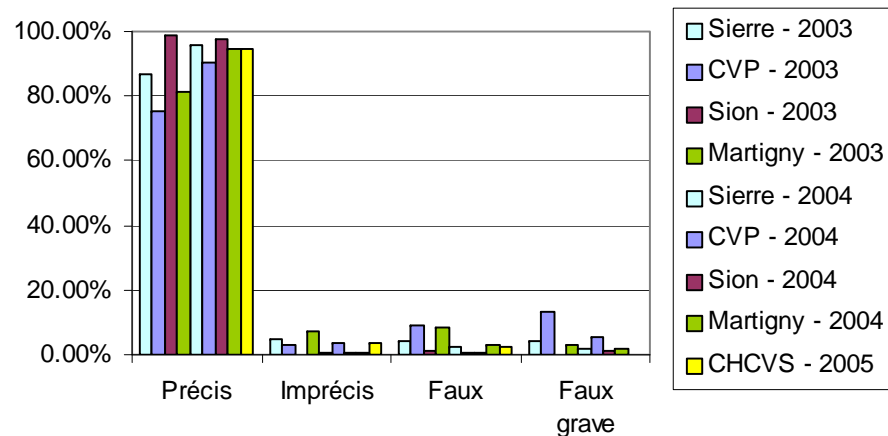
### **5.3.2.8 Drainage au niveau de la peau 86.04**

Le code 86.09 « Autre incision de peau et de tissu sous-cutané » manque de précision puisque dans la rubrique, sous incision, il y a une subdivision pour indiquer le drainage à 86.04 « Autre incision avec drainage de peau et de tissu sous-cutané ».

## RSV-CHCVs- (Sierre, Sion, CVP, Martigny)

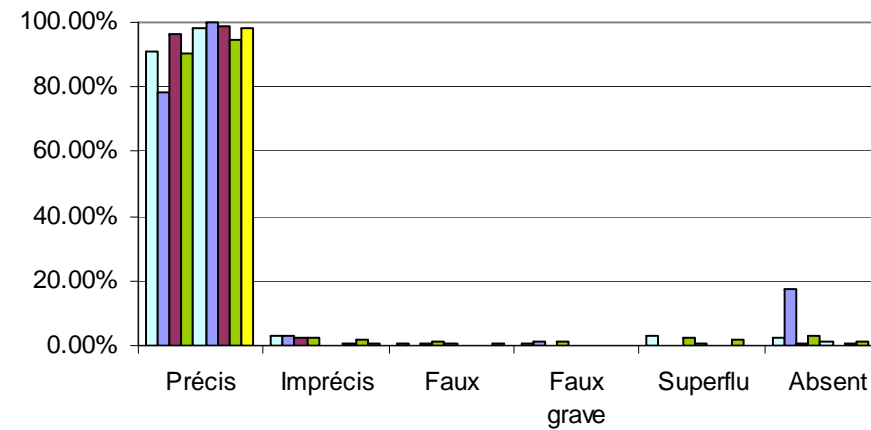
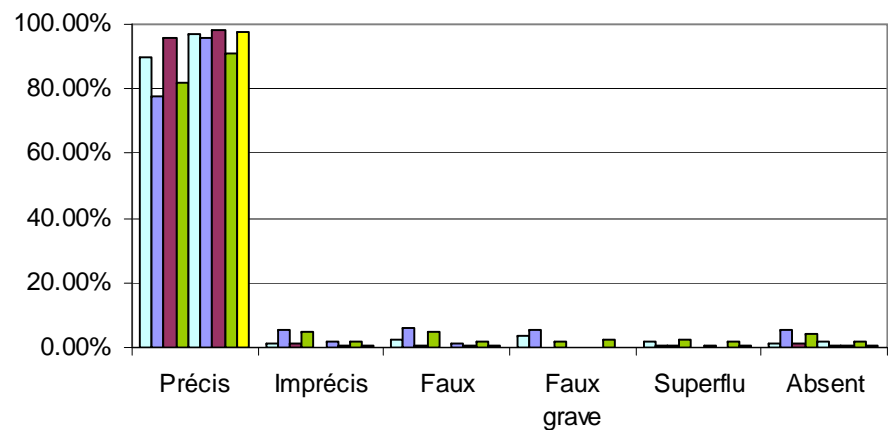
**Diag. Principal**

**Complément au DP**



**Diag Supplémentaires**

**Ens. des Interventions**



---

### 5.3.3 Hôpital du Chablais

---

#### 5.3.3.1 Fracture ouverte tiers moyen-tiers distal radius cubitus S52.41

Une fracture tiers (proximal, moyen, distal) au niveau d'un os se code à la diaphyse. Dans le cas présent la fracture a été codée S52.60 « Fracture fermée de l'extrémité inférieure du cubitus et du radius » à la place de S52.41 « Fracture ouverte des deux diaphyses, cubitale et radiale ».

#### 5.3.3.2 Névralgie au niveau de C6 M79.2

Chercher dans l'index alphabétique le terme névralgie et si aucun terme dans la liste ne précise le site, il faut s'en tenir au code général M79.2 « Névralgie et névrite, sans précision ». Le code M53.1 « Syndrome cervico-brachial » qui a été utilisé ne concorde pas avec l'information contenue dans la lettre de sortie.

#### 5.3.3.3 Contusion du genou S80.0

Diagnostic codé à S50.0 « Contusion du coude ». Il peut s'agir ici d'une erreur de saisie

#### 5.3.3.4 Réparation d'une déchirure obstétricale 75.69

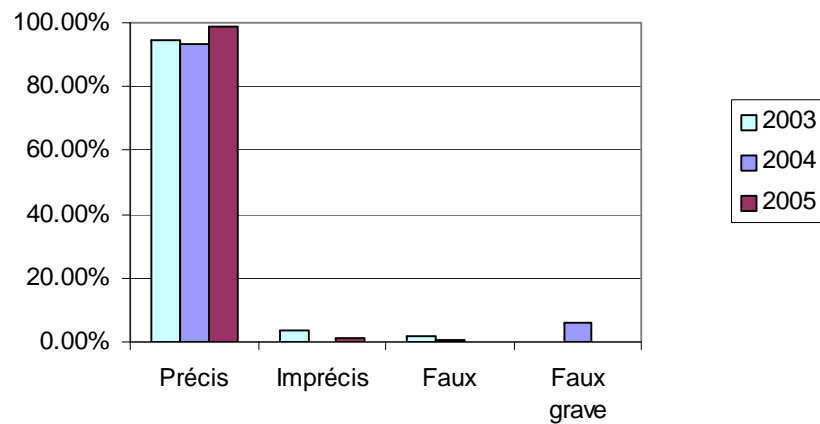
Une réparation a été codée alors qu'elle n'était pas documentée au dossier. Ceci génère un superflu dans les traitements.

#### 5.3.3.5 Kyste rénal N28.1

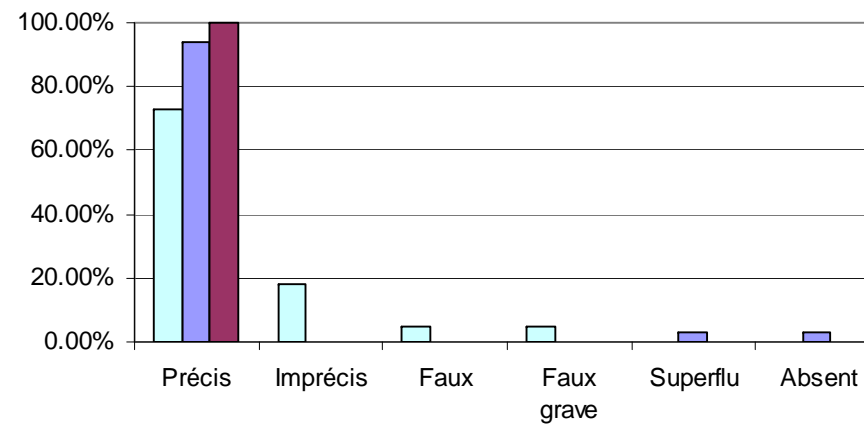
Le kyste rénal se code à N28.1 « Kyste du rein, acquis » et non à Q61.0 « Kyste congénital unique du rein ». Pour coder une pathologie congénitale, elle doit être spécifiée comme telle par le médecin. Vérification faite auprès de la Dresse Chantal Vuilleumier, à l'Office Fédéral de la Statistique.

## Hôpital du Chablais

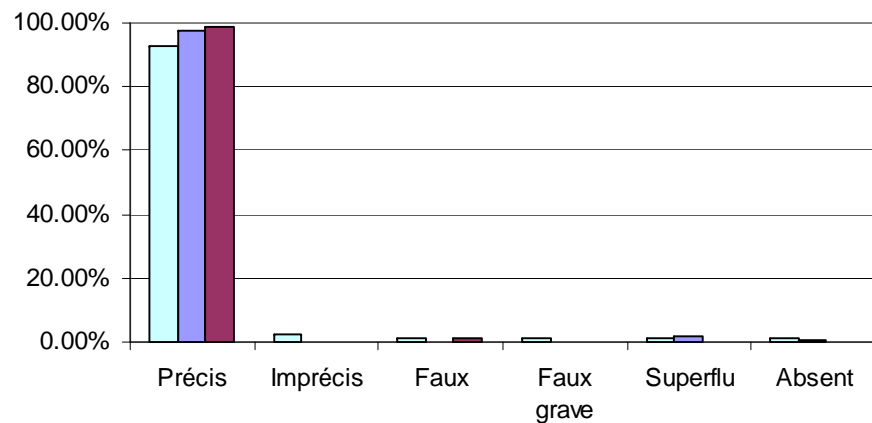
**Diag. Principal**



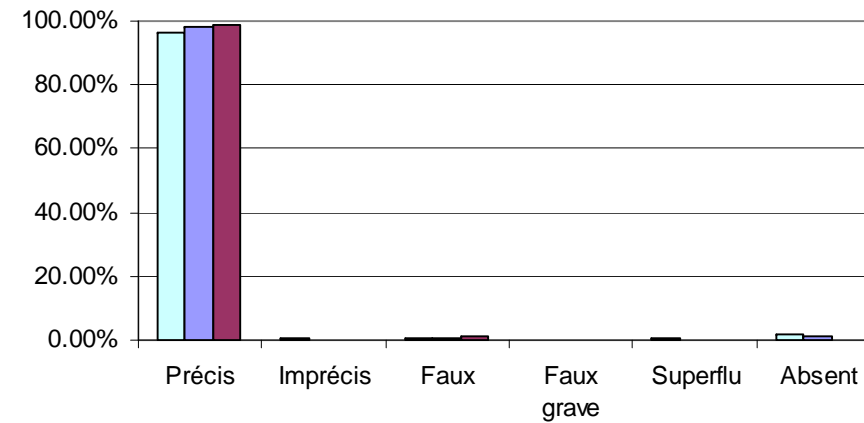
**Complément au DP**



**Diag Supplémentaires**



**Ens. des Interventions**



---

## 6 Analyse des casemix

---

### Introduction

Toute hospitalisation peut être classée dans un APDRG (All Patient Diagnosis Related Group) ou un SPG (Swiss Payment Group). Le classement dans un APDRG est réalisé au moyen du groupeur APDRG commercialisé par la maison 3M. Suivant leurs caractéristiques, certaines hospitalisations initialement classées dans un APDRG sont ensuite transférées dans un SPG en fonction des règles établies et publiées par l'association APDRG Suisse ([www.apdrqsuisse.ch](http://www.apdrqsuisse.ch)). Un logiciel MedGroup mis à disposition des membres de APDRG Suisse permet de traiter le fichier de sortie du groupeur APDRG afin de classer dans un SPG les hospitalisations qui y correspondent. Un classement en APDRG et SPG est indispensable à la facturation des hospitalisations, alors qu'un classement en APDRG uniquement est réalisé lors de la révision du codage.

A chaque APDRG et SPG est associé un **cost-weight**, c'est à dire une valeur relative (ou "poids relatif") reflétant le coût des hospitalisations qui y sont classées.

Selon sa durée, une hospitalisation peut être **inlier**, **low outlier**, **high outlier** ou **very high outlier**, les bornes qui permettent de faire la distinction entre ces quatre types variant d'un APDRG ou SPG à l'autre. Ces bornes sont dénommées LTP (low trim point), HTP1 (high trim point 1) et HTP2 (high trim point 2).

A chaque hospitalisation est associé un nombre de **points de remboursement** qui permet de déterminer le montant qui sera facturé. Ce montant résulte de la multiplication des points de remboursement par une valeur de référence communément appelée "**base rate**".

Le nombre de points de remboursement associé à une hospitalisation dépend d'une part du cost-weight de l'APDRG ou du SPG dans lequel elle est classée et, d'autre part, du type de cette hospitalisation. Le nombre de points de remboursement d'une hospitalisation inlier est égal au cost-weight de l'APDRG dans lequel elle est classée; si l'hospitalisation n'est pas inlier, le nombre de points de remboursement qui lui est associé se calcule au moyen des **formules de remboursement** établies par APDRG Suisse.

Le **casemix** d'un ensemble d'hospitalisations est égal à la somme des points de remboursement correspondant à ces hospitalisations.

L'**indice de casemix** (ICM) d'un ensemble d'hospitalisations est égal au casemix de ces hospitalisations divisé par leur nombre.

Pour la révision du codage dont les résultats sont présentés ici, le casemix et l'indice de casemix des échantillons tirés à cet effet ont été calculés d'une manière différente de celle qui est utilisée lorsque les hospitalisations sont facturées. Les différences sont les suivantes:

- les hospitalisations ont été classées en APDRG en tenant compte uniquement des codes examinés par le réviseur (soit le code diagnostique principal, le code diagnostique complémentaire, les huit premiers codes diagnostiques supplémentaires,

- le code d'intervention principal et les neuf premiers codes d'intervention supplémentaires);
- les hospitalisations ont été classées en APDRG sans tenir compte des SPG dans lesquelles certaines auraient été classées en fonction de leurs caractéristiques (seul le groupeur APDRG a été utilisé pour classer les hospitalisations);
  - le nombre de points de remboursement associé à chaque hospitalisation est toujours égal au cost-weight de l'APDRG dans lequel cette hospitalisation est classée (toutes les hospitalisations ont donc été considérées comme inliers, quelles que soient leur durées);
  - aucune hospitalisation n'a été classée dans un APDRG autre que celui qui a été attribué par le groupeur APDRG (lorsqu'elles sont facturées, les hospitalisations classées dans un APDRG 468, 469, 470, 476 ou 477 sont toujours reclassées dans un autre APDRG et le classement d'un certain nombre d'hospitalisations est modifié à cause d'une incohérence de cost-weights ou d'un algorithme de groupage jugé aberrant).

Dans ce rapport, les valeurs concernant le casemix et l'indice de casemix des hôpitaux diffèrent par conséquent de celles qui sont obtenues à partir des données de facturation.

## Résultats

La révision du codage a pour conséquence une modification d'une partie des codes diagnostiques et d'intervention associés aux hospitalisations incluses dans l'échantillon. Il en résulte parfois un changement de l'APDRG attribué à certaines hospitalisations, changement qui conduit lui-même à une différence entre le casemix des hospitalisations de l'échantillon calculé avant révision et le casemix des mêmes hospitalisations calculé après révision. Ici il s'agit des APDRG statistiques et non pas des APDRG de facturation, qui ne nous sont pas transmis.

A partir de cette différence observée sur les hospitalisations incluses dans l'échantillon, il est possible de déterminer s'il existe un écart statistiquement significatif entre l'estimation du casemix d'un hôpital avant révision et l'estimation du casemix du même hôpital après révision. Cet écart est naturellement d'une grande importance lorsque le remboursement des hospitalisations est basé sur des APDRG (ou sur tout autre instrument de financement similaire).

Il s'agit alors de vérifier que les hôpitaux ne perdent ni ne gagnent des revenus en raison des erreurs de codage détectées au cours de la validation.

L'attribution du code APDRG pour chaque cas de l'échantillon est fonction de deux groupes de variables :

- Un premier groupe qui comprend le type de séjour avant hospitalisation, le mode d'admission, la décision de sortie, le type de séjour et la prise en charge après hospitalisation ainsi que le poids pour un nouveau-né.
- Un second groupe formé de vingt codes: le diagnostic principal (DP), le diagnostic complémentaire (DC), 8 codes de diagnostics supplémentaires (DS2 à DS10) et 10 codes d'interventions chirurgicales (OP1 à OP10).

Le code «APDRG avant vérification» et le nombre de points de remboursement correspondant ( $x_{hi}$ ) sont déduits des variables telles qu'elles sont fournies par l'hôpital. Le code «APDRG après vérification» et le nombre de points de remboursement

correspondant ( $y_{hi}$ ) sont tirés des variables pour lesquelles les codes de diagnostics et d'interventions sont attribués par la vérificatrice (comme mentionné ci-dessus, pour les calculs présentés dans ce rapport le nombre de points de remboursement de chaque hospitalisation est défini comme le cost-weight de l'APDRG dans lequel elle est classée).

Les résultats reportés ci-dessous comprennent :

- les estimations de l'indice de casemix avant ( $\bar{x}_h$ ) et après ( $\bar{y}_h$ ) révision pour chaque hôpital  $h$  inclus dans la démarche de validation,
- les différences moyennes  $\bar{z}_h = \bar{y}_h - \bar{x}_h$ ,
- les changements moyens (en %)  $\hat{R}_h = \bar{z}_h / \bar{x}_h$
- les différences des estimations des casemix  $\hat{Z}_h = \hat{Y}_h - \hat{X}_h$
- les intervalles de confiance au niveau 95% pour les différences calculées sur l'ensemble des dossiers pour chaque hôpital,
- une représentation graphique de la distribution des différences individuelles observées dans l'échantillon de chaque hôpital, des différences moyennes et du pourcentage de APDRG changés pour chaque hôpital.

Un intervalle de confiance à 95% qui inclut la valeur «0» indique qu'il n'y a aucune différence statistiquement significative entre les valeurs déterminées avant et après révision.

Pour l'ensemble des hôpitaux, les intervalles et les graphiques ne révèlent aucune tendance à biaiser le calcul de la valeur du casemix.

---

### Explication des symboles utilisés

---

$N_h$	: nombre de séjours de l'hôpital $h$
$n_h$	: nombre de dossiers de l'hôpital $h$ inclus dans l'échantillon sans les APDRG non facturables
$\bar{x}_h$	: estimation de l'indice de casemix $\bar{X}_h$ de $h$ avant correction
$\bar{y}_h$	: estimation de l'indice de casemix $\bar{Y}_h$ de $h$ après correction
$\bar{z}_h$	: différence $\bar{y}_h - \bar{x}_h$ , estimation de $\bar{Z}_h = \bar{Y}_h - \bar{X}_h$
$\bar{z}_h^-$	: limite inférieure de l'intervalle de confiance à 95% pour $\bar{Z}_h$
$\bar{z}_h^+$	: limite supérieure de l'intervalle de confiance à 95% pour $\bar{Z}_h$
$\hat{R}_h = \bar{z}_h / \bar{x}_h$	: estimation de $R_h = \bar{Z}_h / \bar{X}_h$
$R_h^-$	: limite inférieure de l'intervalle de confiance à 95% pour $R_h$
$R_h^+$	: limite supérieure de l'intervalle de confiance à 95% pour $R_h$
$s(z_h)$	: écart-type de la variation du cost-weight (individuelle)
$\hat{X}_h$	: estimation du casemix $X_h$ de $h$ avant correction
$\hat{Y}_h$	: estimation du casemix $Y_h$ de $h$ après correction
$\hat{Z}_h$	: différence $\hat{Y}_h - \hat{X}_h$ , estimation de $Z_h = Y_h - X_h$
$Z_h^-$	: limite inférieure de l'intervalle de confiance à 95% de $Z_h$
$Z_h^+$	: limite supérieure de l'intervalle de confiance à 95% de $Z_h$

---

**Table 6-1 Pourcentage des APDRG changés**

Etablissements	$n_h$	% APDRG changés
<b>SZO</b>	237	3.8%
<b>CHCVs</b>	87	4.6%
<b>HDC</b>	75	0.0%
<b>Total VS</b>	399	3.3%
<b>Total VD</b>	1024	4.3%
<b>Total HUG</b>	n/a	n/a
<b>Total NE</b>	282	2.4%

Rappel : ce tableau prend dans  $n_h$  le nombre de dossiers de l'hôpital  $h$  inclus dans l'échantillon **sans les APDRG non facturables**. Ceci explique la différence entre le nombre de dossiers en DP (Tableau 3.1.1 avec un total de 403 dossiers pour le Valais) et ici 399 dossiers pour le Valais.

Comme nous ne recevons pas les APDRG de facturation, il n'est pas possible d'éliminer les APDRG non facturables qui apparaissent dans l'APDRG statistique.

**Table 6-2 Estimation de l'indice de casemix et ses intervalles de confiance**

Etablissements	$\bar{x}_h$	$\bar{y}_h$	$\bar{z}_h^-$	$\bar{z}_h$	$\bar{z}_h^+$	$\hat{R}_h^-$	$\hat{R}_h$	$\hat{R}_h^+$	$s(z_h)$
<b>SZO</b>	0.901	0.902	-0.012	0.001	0.014	-1.31	0.13	1.57	0.103
<b>CHCVS</b>	0.983	0.99	-0.037	0.006	0.049	-3.72	0.64	5.01	0.204
<b>HDC</b>	0.819	0.819	0.000	0.000	0.000	0	0	0	0
<b>MOYENNE VS</b>	0.924	0.928	-0.019	0.004	0.026	-1.65	0.39	2.42	
<b>MOYENNE VD</b>	1.007	1.009	-0.005	0.002	0.010	-0.52	0.23	0.97	
<b>MOYENNE HUG</b>	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a	
<b>MOYENNE NE</b>	0.92	0.921	-0.004	0.0011	0.00605	-0.34	0.11	0.56	

La colonne  $\bar{x}_h$  est l'estimation de l'indice de casemix de l'hôpital **avant la révision**.

La colonne  $\bar{y}_h$  est l'estimation de l'indice de casemix de l'hôpital **après la révision**.

Les colonnes  $\bar{z}_h^-$   $\bar{z}_h$   $\bar{z}_h^+$  sont :  $\bar{z}_h^-$  la limite inférieure de l'intervalle de confiance à 95%,  $\bar{z}_h$  **la différence de l'indice de casemix après révision et l'indice de casemix avant révision** et  $\bar{z}_h^+$  la limite supérieure de l'intervalle de confiance à 95%.

Les colonnes  $\hat{R}_h^-$   $\hat{R}_h$   $\hat{R}_h^+$  sont :  $\hat{R}_h^-$  la limite inférieure de l'intervalle de confiance à 95%,  $\hat{R}_h$  **l'expression du changement relatif en % entre la différence de l'indice de casemix  $\bar{z}_h$  et l'indice de casemix avant correction  $\bar{x}_h$  :  $\hat{R}_h = \bar{z}_h / \bar{x}_h$**  et  $\hat{R}_h^+$  la limite supérieure de l'intervalle de confiance à 95%.

La colonne  $s(z_h)$  est l'écart-type de la variation du cost-weight.

**Table 6-3 Estimation du casemix et ses intervalles de confiance**

Etablissements	$\hat{X}_h$	$\hat{Y}_h$	$Z_h^-$	$\hat{Z}_h$	$Z_h^+$	$N_h$	$n_h$
<b>SZO</b>	9110	9122	-119.4	12.0	143.3	10113	237
<b>CHCVS</b>	20505	20637	-761.4	131.8	1025.1	20853	87
<b>HDC</b>	7710	7710	0.0	0.0	0.0	9415	75
<b>MOYENNE VS</b>	37325	37469	-759.1	143.8	1046.6	40381	399
<b>MOYENNE VD</b>	86758	86954	-448	195	838	86191	1024
<b>MOYENNE HUG</b>	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a
<b>MOYENNE NE</b>	18345	18365	-78.7	20.02	114.1	18849	282

La colonne  $\hat{X}_h$  est l'estimation du casemix de l'hôpital **avant la révision**.

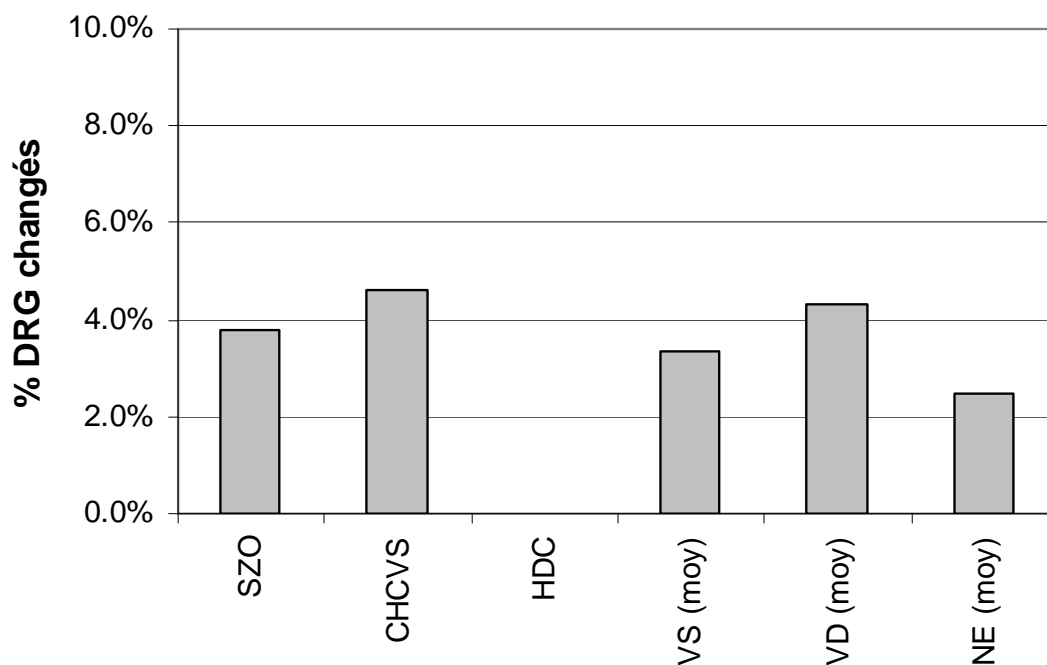
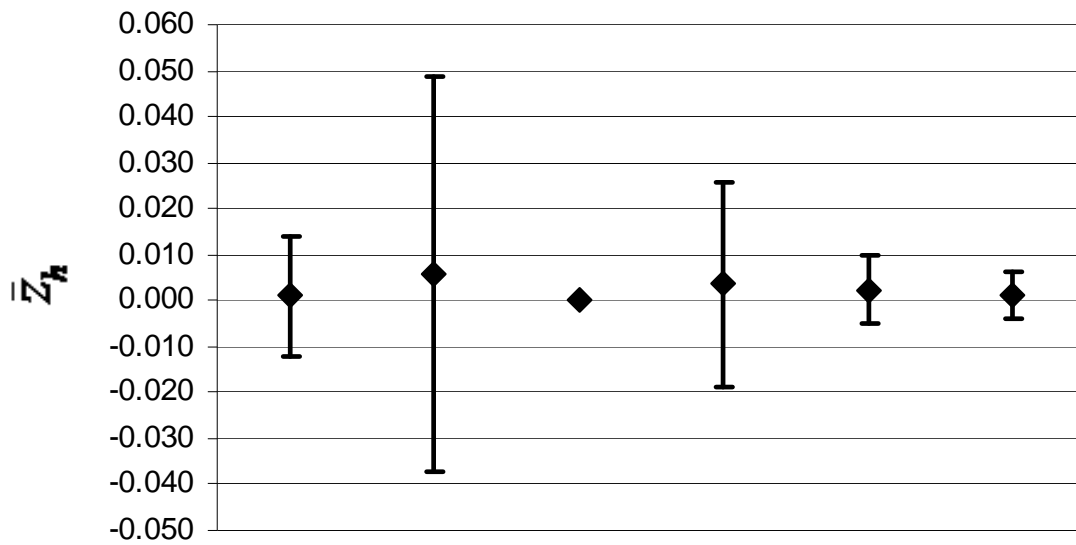
La colonne  $\hat{Y}_h$  est l'estimation du casemix de l'hôpital **après la révision**.

Les colonnes  $Z_h^-$   $\hat{Z}_h$   $Z_h^+$  sont :  $Z_h^-$  la limite inférieure de l'intervalle de confiance à 95%,  $\hat{Z}_h$  **la différence de casemix après révision et de casemix avant révision** et  $Z_h^+$  la limite supérieure de l'intervalle de confiance à 95%.

La colonne  $N_h$ , nombre de séjours de l'hôpital.

La colonne  $n_h$ , nombre de dossiers de l'hôpital inclus dans l'échantillon **sans** les APDRG non facturables.

Le graphique ci-dessous montre : (A) les différences moyennes avec intervalles de confiance à 95% par hôpital et par canton, et (B) le pourcentage de APDRG changés par hôpital et par canton.



## 7 Annexes

### 7.1 Variation de la valeur du casemix

La validation du codage des diagnostics depuis 2002 a été planifiée dans le but d'estimer la différence entre la valeur du casemix calculée à l'aide du codage original et du codage corrigé pour chaque établissement et pour l'ensemble des hôpitaux. Cette partie du rapport décrit d'abord les méthodes statistiques utilisées pour le calcul des estimations, de leurs écart-types, intervalles de confiance à 95% et des tailles des échantillons. Des notations sont introduites dans cette partie. Ensuite, les résultats de la validation concernant la variation du casemix sont présentés.

#### 7.1.1 Méthodes

##### 7.1.1.1 Paramètres et échantillons

Nous considérons  $H$  hôpitaux. Soit  $N_h$  le nombre de séjours de l'hôpital  $h$  ( $h=1, \dots, H$ ) et  $N=N_1+\dots+N_H$  le nombre total de séjours dans l'ensemble des hôpitaux. Nous utilisons les notations suivantes:

$X_{h1}, \dots, X_{hN_h}$  : Points de remboursement des séjours  $1, \dots, N_h$  de l'hôpital  $h$  avant vérification et correction,

$Y_{h1}, \dots, Y_{hN_h}$  : Points de remboursement des séjours  $1, \dots, N_h$  de l'hôpital  $h$  après vérification et correction.

En outre, soit  $Z_{hi} = Y_{hi} - X_{hi}$  ( $i = 1, \dots, N_h; h = 1, \dots, H$ ).

Pour chaque hôpital, nous nous intéressons aux quantités moyennes suivantes:

$$\bar{X}_h = \text{moyenne}_i(X_{hi}), \quad \bar{Y}_h = \text{moyenne}_i(Y_{hi}),$$

$$\bar{Z}_h = \text{moyenne}_i(Z_{hi}), \quad R_h = \bar{Z}_h / \bar{X}_h.$$

ainsi qu'aux totaux

$$X_h = N_h \bar{X}_h, \quad Y_h = N_h \bar{Y}_h, \quad Z_h = N_h \bar{Z}_h$$

$\bar{X}_h$  est l'indice de casemix avant vérification et correction et  $\bar{Y}_h$  l'indice de casemix après vérification et correction,  $\bar{Z}_h$  est la moyenne de leurs différences et  $R_h$  est la différence de l'indice de casemix exprimée en proportion de sa valeur initiale. En outre,  $X_h$  est la valeur totale du casemix de l'hôpital  $h$ . Ces quantités se réfèrent aux "populations" de séjours de chaque hôpital (*paramètres des hôpitaux*).

Nous nous intéressons aussi aux paramètres suivants qui concernent l'ensemble des hôpitaux (*paramètres globaux*):

$$\bar{X} = \text{moyenne globale}(X_{hi}), \quad \bar{Y} = \text{moyenne globale}(Y_{hi}),$$

$$\bar{Z} = \text{moyenne globale}(Z_{hi}), \quad R = \bar{Z} / \bar{X}.$$

ainsi qu'aux totaux

$$X = N\bar{X}, \quad Y = N\bar{Y}, \quad Z = N\bar{Z}$$

Tous ces paramètres sont inconnus; dans le but de les estimer, on prend un échantillon de séjours de taille  $n_h$  dans chaque hôpital  $h$  selon des procédés d'échantillonnage aléatoire simple. Les quantités observées sont

$x_{h1}, \dots, x_{hn_h}$  : Points de remboursement avant révision des séjours  $1, \dots, n_h$  échantillonnés de l'hôpital  $h$ ,

$y_{h1}, \dots, y_{hn_h}$  : Points de remboursement après révision des séjours  $1, \dots, n_h$  échantillonnés de l'hôpital  $h$ .

### 7.1.1.2 Estimations des paramètres de chaque hôpital

1. Avec  $z_{hi} = y_{hi} - x_{hi}$  ( $i = 1, \dots, n_h; h = 1, \dots, H$ ) on a les estimations suivantes de  $\bar{X}_h$ ,  $\bar{Y}_h$  et  $\bar{Z}_h$

$\bar{x}_h = \text{moyenne}_i(x_{hi})$ ,  $\bar{y}_h = \text{moyenne}_i(Y_{hi})$ ,  $\bar{z}_h = \text{moyenne}_i(z_{hi})$

d'où on obtient les estimations suivantes de  $X_h$ ,  $Y_h$  et  $Z_h$

$$\hat{X}_h = N_h \bar{x}_h, \quad \hat{Y}_h = N_h \bar{y}_h, \quad \hat{Z}_h = N_h \bar{z}_h.$$

2. On définit  $f_h = n_h / N_h$ , la fraction de cas échantillonnés dans l'hôpital  $h$ . Comme mesures des écarts type des  $z_{hi}$  et des  $\bar{z}_h$  nous utilisons

$$s(z_h) = \left[ \frac{1}{n_h - 1} \sum (z_{hi} - \bar{z}_h)^2 \right]^{1/2},$$

$$s(\bar{z}_h) = \frac{s(z_h)}{\sqrt{n_h}} \sqrt{1 - f_h}.$$

3. Un intervalle de confiance à 95% de couverture approximative  $\beta$  pour  $\bar{Z}_h$

$$(\bar{z}_h - t_\beta s(\bar{z}_h), \bar{z}_h + t_\beta s(\bar{z}_h)),$$

Par exemple, pour  $\beta=90\%$ ,  $t_\beta=1.645$ ; pour  $\beta=95\%$ ,  $t_\beta=1.960$ . En multipliant par  $N_h$  les extrêmes de cet intervalle, on obtient un intervalle de confiance à 95% ( $Z_h^-, Z_h^+$ ) pour  $Z_h$ .

**Avertissement** : Les formules pour le calcul des intervalles de confiance à 95% ( $\bar{z}_h^-, \bar{z}_h^+$ ), ( $\hat{R}_h^-, \hat{R}_h^+$ ), etc. s'appuient sur des procédés statistiques standard qui supposent que la distribution des différences  $z_{hi} = y_{hi} - x_{hi}$  ne s'écarte pas de façon très marquée d'une distribution normale. Une étude des données 1998-2001 avait montré que ce calcul était adéquat même si un nombre modéré de ces différences étaient nulles. Dans les validations plus récentes, le nombre de différences nulles a toutefois beaucoup augmenté. En outre, certaines de ces différences s'écartent de façon importante par rapport aux autres. Pour les hôpitaux où le nombre de différences non nulles est très faible ou en présence de différences atypiques, les formules ne sont donc plus adéquates. Des formules alternatives sont à l'étude.

4. Pour  $d$  et  $\alpha$  donnés (p.ex.  $d=0.05$ ,  $\alpha=0.05$ ) on peut déterminer  $n_h$  tel que la probabilité que l'erreur d'estimation de  $\bar{Z}_h$  dépasse  $d$  soit inférieure à  $\alpha$ , c'est-à-dire,

$$P(|\bar{z}_h - \bar{Z}_h| \geq d) = \alpha$$

Il faut donc résoudre l'équation

$$d = k \frac{s(z_h)}{\sqrt{n_h}} \sqrt{1 - f_h}$$

et on obtient

$$n_h = C_h / (1 + C_h / N_h)$$

avec  $C_h = (k s(z_h) / d)^2$ . Les valeurs de  $n_h$  qui figurent dans les tables des résultats ont été calculées selon cette formule avec  $k = 1.96$  et  $d = 0.05$ .

5. Une estimation de  $R_h$  est  $\hat{R}_h = \bar{z}_h / \bar{x}_h$ . Une mesure de l'écart-type de  $\hat{R}_h$  est

$$s(\hat{R}_h) = \frac{\sqrt{1 - f_h}}{\sqrt{n_h \bar{x}_h}} \left( \frac{\sum z_{hi}^2 - 2\hat{R}_h \sum z_{hi} x_{hi} + \hat{R}_h^2 \sum x_{hi}^2}{n_h - 1} \right)^{1/2}$$

et un intervalle de confiance à 95% de couverture approximative  $\beta$  pour  $R_h$  est  $(R_h^-, R_h^+)$  avec  $R_h^- = \hat{R}_h - t_{\beta} s(\hat{R}_h)$  et  $R_h^+ = \hat{R}_h + t_{\beta} s(\hat{R}_h)$ .

### 7.1.1.3 Estimation des paramètres globaux

Pour estimer les paramètres globaux, nous utilisons l'ensemble des échantillons décrits au paragraphe 1, qui constituent un échantillon stratifié.

1. On pose  $w_h = N_h / N$ . Les estimations stratifiées de  $\bar{X}$ ,  $\bar{Y}$ ,  $\bar{Z}$  et  $R$  sont:

$$\bar{x} = \sum w_h \bar{x}_h, \bar{y} = \sum w_h \bar{y}_h$$

$$\bar{z} = \sum w_h \bar{z}_h, \hat{R} = \bar{z} / \bar{x},$$

et celles de  $X$ ,  $Y$  et  $Z$  sont  $\hat{X} = N\bar{x}$ ,  $\hat{Y} = N\bar{y}$  et  $\hat{Z} = N\bar{z}$ .

2. L'écart-type de  $\bar{z}$  est ([1], p.95 "Cochran, W. G., Sampling Techniques, third edition, Wiley, 1977")

$$s(\bar{z}) = \left[ \frac{1}{N^2} \sum_{h=1}^H N_h (N_h - n_h) \frac{s(z_h)^2}{n_h} \right]^{1/2}$$

On obtient l'intervalle de confiance à 95% ( $\bar{z} \pm t_{\beta} s(\bar{z})$ ) pour  $\bar{Z}$  et l'intervalle de confiance à 95% ( $\bar{z} N \pm t_{\beta} s(\bar{z}) N$ ) pour le total  $Z$ .

3. La variance de  $\hat{R}$  est approximativement

$$v(\hat{R}) \approx \frac{1}{\bar{x}^2} \sum_{h=1}^H w_h^2 v(\bar{z}_h - R\bar{x}_h),$$

où

$$v(\bar{z}_h - R\bar{x}_h) = \frac{1}{n_h} (1 - f_h) v(d_h), \quad v(d_h) = \frac{1}{n_h - 1} \sum_{i=1}^{n_h} (d_{hi} - \bar{d}_h)^2,$$

$$d_{hi} = z_{hi} - \hat{R} x_{hi}, \quad \bar{d}_h = \text{moyenne}_i(d_{hi}).$$

On en dérive un intervalle de confiance à 95% pour  $R$ : ( $\hat{R} \pm t_{\beta} s(\hat{R})$ ) avec  $s(\hat{R}) = v(\hat{R})^{1/2}$ .

### 7.1.1.4 Explication des symboles utilisés

---

$N_h$	: nombre de séjours de l'hôpital $h$
$n_h$	: nombre de dossiers de l'hôpital $h$ inclus dans l'échantillon sans les APDRG non facturables
$\bar{x}_h$	: estimation de l'indice de casemix $\bar{X}_h$ de $h$ avant correction
$\bar{y}_h$	: estimation de l'indice de casemix $\bar{Y}_h$ de $h$ après correction
$\bar{z}_h$	: différence $\bar{y}_h - \bar{x}_h$ , estimation de $\bar{Z}_h = \bar{Y}_h - \bar{X}_h$
$\bar{z}_h^-$	: limite inférieure de l'intervalle de confiance à 95% pour $\bar{Z}_h$
$\bar{z}_h^+$	: limite supérieure de l'intervalle de confiance à 95% pour $\bar{Z}_h$
$\hat{R}_h = \bar{z}_h / \bar{x}_h$	: estimation de $R_h = \bar{Z}_h / \bar{X}_h$
$R_h^-$	: limite inférieure de l'intervalle de confiance à 95% pour $R_h$
$R_h^+$	: limite supérieure de l'intervalle de confiance à 95% pour $R_h$
$s(z_h)$	: écart-type de la variation du cost-weight (individuelle)
$\hat{X}_h$	: estimation du casemix $X_h$ de $h$ avant correction
$\hat{Y}_h$	: estimation du casemix $Y_h$ de $h$ après correction
$\hat{Z}_h$	: différence $\hat{Y}_h - \hat{X}_h$ , estimation de $Z_h = Y_h - X_h$
$Z_h^-$	: limite inférieure de l'intervalle de confiance à 95% de $Z_h$
$Z_h^+$	: limite supérieure de l'intervalle de confiance à 95% de $Z_h$
$N = \sum_{h=1}^H N_h$	: nombre total de séjours de l'ensemble des hôpitaux
$n = \sum_{h=1}^H n_h$	: taille totale de l'échantillon stratifié
$\bar{x} = \sum_h w_h \cdot \bar{x}_h$	: estimation de l'indice de casemix global $\bar{X}$ avant correction
$\bar{y} = \sum_h w_h \bar{y}_h$	: estimation de l'indice de casemix global $\bar{Y}$ après correction
$\bar{z}$	: différence $\bar{y} - \bar{x}$ , estimation de $\bar{Z} = \bar{Y} - \bar{X}$
$\hat{X}$	: estimation du casemix global $X$ avant correction
$\hat{Y}$	: estimation du casemix global $Y$ après correction
$\hat{Z}$	: estimation de la différence totale $Z = Y - X$
$Z^-$	: limite inférieure de l'intervalle de confiance à 95% de $Z$
$Z^+$	: limite supérieure de l'intervalle de confiance à 95% de $Z$
$\hat{R} = \bar{z} / \bar{x}$	: estimation de $R = \bar{Z} / \bar{X}$
$R^-$	: limite inférieure de l'intervalle de confiance à 95% pour $R$
$R^+$	: limite supérieure de l'intervalle de confiance à 95% pour $R$

---

## 7.2 Taille des échantillons, nombre de visites et déplacements

### Canton du Valais

Etablissements	N - Nombre de sorties	n - nombre d'échantillons	v- Nombre de visites
<b>SZO</b>	10'113	240	5
<b>CHCVs</b>	20'853	88	3
<b>HDC</b>	9'415	75	3
<b>Total VS</b>	40'902	403	11
<b>Total VD</b>	86'191	1'045	35
<b>Total HUG</b>	36'431	115	7
<b>Total NE</b>	19'949	290	9

- N** : représente le nombre de lettres de sortie en 2005, pour chaque hôpital.
- n** : Les tailles des échantillons ont été fixées selon les critères figurant au point 7.1.1.1, le but étant de déterminer avec une précision adéquate la différence entre l'indice de casemix basé sur les codes originaux ( $\bar{x}_h$ ) et l'indice de casemix après validation ( $\bar{y}_h$ ). Plus précisément, on détermine la taille de l'échantillon pour l'hôpital  $h$  telle que la probabilité que l'erreur d'estimation de la différence  $\bar{x}_h - \bar{y}_h$  dépasse 0.05 soit inférieure à 0.05. Nous utilisons la valeur de l'écart-type de la variation du cost-weight de l'année précédente (données 2004).
- v** : représente le nombre de visites nécessaire, pour chaque hôpital, sachant qu'on peut vérifier en moyenne 35 cas par jour.

### 7.3 Nombre de dossiers échantillonnés et nombre de dossiers non trouvés par établissement Canton du Valais

Etablissements	Dossiers échantillonnés			Dossiers non trouvés		
	1998	2003	2004	1998	2003	2004
<b>Brigue</b>	68	180	185	3	3	6
<b>Viège</b>	92	181	182	4	21	7
<b>Sierre</b>	91	181	187	1	15	2
<b>CVP</b>	-	137	152	-	0	9
<b>Sion</b>	90	185	191	0	2	3
<b>Martigny</b>	91	182	187	2	0	16
<b>HDC</b>	185	185	189	11	0	0

<b>Etablissements 2005</b>	Dossiers Echantillonnés	Dossiers Non trouvés
<b>SZO</b>	245	5
<b>CHCVs</b>	89	1
<b>HDC</b>	75	0

L'échantillonnage se base, entre autre, sur la valeur de l'écart-type de la variation du cost-weight de l'année précédente. Comme la qualité du codage s'est améliorée la formule de calcul des échantillons, qui tient compte de l'écart-type de la variation du cost-weight, propose de diminuer la taille de l'échantillon tout en gardant la même fiabilité. C'est pour cette raison que la taille de l'échantillon a fortement diminué cette année. De plus nous avons convenu d'un échantillon minimal de 70 dossier plus 5 de réserve. Cette taille a permis de faire, sur les données 2005, une double révision sans augmenter le budget de révision.

## 7.4 Abréviations

APDRG	All Patient Diagnosis Related Groups
CDP	Complément au diagnostic principal
Chir	Chirurgie (type APDRG P)
CVP	Centre Valaisan de Pneumologie
Diag	Diagnostic
DP	Diagnostic Principal
DS	Diagnostic Supplémentaire
GynObst	Gynécologie-Obstétrique (MDC 13 & 14)
HDC	Hôpital du Chablais (Aigle et Monthey)
Med	Médecine (type APDRG M)
Non fact	Hospitalisations non-facturables (MDC 28)
OFS	Office Fédéral de la Statistique
OMS	Organisation Mondiale de la Santé
OVS	Observatoire valaisan de la Santé
RSV	Réseau Santé Valais
SCRIS	Service Cantonal de Recherche et d'Information Statistiques (Vaud)