



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

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

Données 2006

Rapport final

à

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

Réviseurs

Mme Carmen Bouchard
Mme Ines Zimmermann

M. Jan Eriksson
M. Stephan Seewer
M. Patrick Weber

2007

Table des matières

1	Introduction	3
2	Méthodologie	4
2.1	Base de données	4
2.2	Déroulement des travaux	4
2.2.1	Phase préparatoire	4
2.2.2	Phase opérationnelle	4
2.2.3	Analyse des dossiers	4
2.2.4	Critères d'évaluation	5
2.2.5	Codes superflus	5
3	Comparaisons cantonales en 2006	7
3.1	Cohérence	7
4	Sommaire des constats	10
5	Résultats détaillés	11
5.1	Comparaison avec l'évaluation précédente	11
5.2	Analyse détaillée par établissement	12
5.2.1	Diagnostic principal	12
5.2.2	Complément au diagnostic principal	13
5.2.3	Diagnostics supplémentaires	14
5.2.4	Interventions	15
5.3	Constats par établissement	17
5.3.1	RSV-CHCVs (Sierre, Sion, CVP, Martigny)	17
5.3.2	GNW-SZO (Hôpitaux de Brigue et Viège)	20
5.3.3	HDC Hôpital du Chablais	24
6	Analyse des casemix	27
7	Annexes	34
7.1	Variation de la valeur du casemix	34
7.1.1	Méthodes	34
7.2	Taille des échantillons, nombre de visites et déplacements	38
7.3	Nombre de dossiers échantillonnés et nombre de dossiers non trouvés par établissement	39
7.4	Abréviations	39

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
5	2006 (ED06)	2007

Le protocole de vérification est resté le même que dans le 1^{er} 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) , les établissements neuchâtelois et jurassiens.

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.

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 le 1^{er} janvier et le 31 décembre 2006.

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.

2.2 Déroulement 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 juillet et septembre 2007.

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,
- 10 interventions.

Le codage s'appuie sur les réglementations suivantes :

- Classification statistique internationale des maladies et des problèmes de santé connexes – 10^{ème} révision (CIM10)
- Classification suisse des interventions chirurgicales – 8^{ème} révision (CHOP 8.0)

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

- 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
Précis	☺☺☺.☺☺	☺☺.☺☺
Imprécis	☺☺☺.☺- ou ☺☺☺.-☺	☺☺.☺- ou ☺☺.-☺
Faux	☺☺-.☺☺ ou ☺-☺.☺☺	☺-.☺☺
Faux grave	---.---	--.---
Absent	Code absent malgré le diagnostic décrit dans la lettre de sortie	Code absent malgré l'intervention décrite dans la lettre de sortie
Superflu	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 4ème ou la 5ème position est erronée ou manquante;
- “ Faux ”, si la 2ème ou la 3ème 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 3ème ou la 4ème position est erronée ou manquante;
- “ Faux ”, si la 2ème position est erronée ou manquante;
- “ Faux grave ”, si toutes les positions sont erronées.

Remarque :

- l'utilisation de la 5^e 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 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 2006

Ce chapitre présente les conclusions de l'analyse des données 2006 réalisée en 2007. 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	%	
Valais	412	96.6%	6	1.1%	6	1.2%	5	1.1%	429
Neuchâtel	407	94.2%	13	3.1%	3	1.0%	8	1.7%	431
Vaud	1564	95.2%	40	1.5%	58	1.8%	60	1.5%	1722
Genève	186	91.6%	3	1.5%	9	4.4%	5	2.5%	203
Jura	107	73.8%	11	7.6%	17	11.7%	10	6.9%	145
Berne	1788	88.0%	119	4.1%	122	4.1%	103	3.7%	2132

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	%	
Valais	78	97.3%	0	0.0%	1	0.8%	0	0.0%	1	0.8%	1	1.1%	81
Neuchâtel	60	92.9%	0	0.0%	4	5.9%	0	0.0%	0	0.0%	2	1.1%	66
Vaud	241	93.2%	1	0.0%	11	1.6%	6	0.6%	5	2.7%	51	1.9%	315
Genève	20	74.1%	1	3.7%	3	11.1%	0	0.0%	0	0.0%	3	11.1%	27
Jura	18	66.7%	1	3.7%	4	14.8%	0	0.0%	1	3.7%	3	11.1%	27
Berne	289	84.4%	15	2.0%	14	2.4%	6	0.9%	2	0.5%	52	10.0%	378

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	%	
Valais	1176	98.3%	14	1.0%	4	0.3%	0	0.0%	2	0.1%	5	0.3%	1201
Neuchâtel	1204	92.6%	31	2.1%	9	0.7%	4	0.3%	18	1.2%	33	3.1%	1299
Vaud	3668	92.9%	61	1.2%	83	1.2%	20	0.4%	70	1.6%	170	2.8%	4072
Genève	654	84.9%	22	2.9%	19	2.5%	3	0.4%	35	4.5%	37	4.8%	770
Jura	262	75.7%	26	7.5%	13	3.8%	3	0.9%	20	5.8%	22	6.4%	346
Berne	6504	85.9%	240	2.3%	292	2.2%	85	0.8%	356	3.8%	633	5.0%	8110

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	%	
Valais	1176	98.4%	14	1.0%	4	0.3%	0	0.0%	5	0.3%	1199
Vaud	3668	94.3%	61	1.3%	83	1.2%	20	0.4%	170	2.9%	4002
Neuchâtel	1204	93.7%	31	2.1%	9	0.7%	4	0.3%	33	3.1%	1281
Genève	654	89.0%	22	3.0%	19	2.6%	3	0.4%	37	5.0%	735
Jura	262	80.4%	26	8.0%	13	4.0%	3	0.9%	22	6.7%	326
Berne	6504	89.1%	240	2.5%	292	2.3%	85	0.9%	633	5.2%	7754

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	514	97.0%	3	0.5%	5	0.8%	1	0.2%	5	0.9%	4	0.6%	532
Neuchâtel	940	94.6%	14	2.1%	7	1.1%	3	0.5%	10	0.9%	9	0.9%	983
Vaud	1928	92.5%	34	0.9%	20	0.2%	4	0.1%	116	3.6%	89	2.6%	2191
Genève	301	85.5%	13	3.7%	1	0.3%	1	0.3%	3	0.9%	33	9.4%	352
Jura	104	71.7%	8	5.5%	2	1.4%	1	0.7%	4	2.8%	26	17.9%	145
Berne	5386	92.8%	137	2.0%	59	0.6%	25	0.2%	167	2.0%	161	2.3%	5935

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	514	98.0%	3	0.5%	5	0.8%	1	0.2%	4	0.6%	527
Neuchâtel	940	95.4%	14	2.1%	7	1.1%	3	0.5%	9	0.9%	973
Vaud	1928	95.8%	34	1.0%	20	0.3%	4	0.1%	89	2.8%	2075
Genève	301	86.2%	13	3.7%	1	0.3%	1	0.3%	33	9.5%	349
Jura	104	73.8%	8	5.7%	2	1.4%	1	0.7%	26	18.4%	141
Berne	5386	94.7%	137	2.1%	59	0.6%	25	0.2%	167	2.3%	5935

Le tableau ci-dessous reprend les chiffres de l'OFS sur le nombre de diagnostics et d'interventions codés en moyenne par canton en 2006 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 diagnostiques et 10 codes d'interventions et porte sur les hospitalisations terminées en 2006 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	3.9	1.6	1711	3.99	531	1.24	429
Neuchâtel	3.9	2.2	1796	4.17	983	2.28	431
Vaud	3.3	1.7	6109	3.55	2191	1.27	1722
Genève	2.5	1.4	1000	4.93	357	1.76	203
Jura	4.1	1.3	518	3.57	145	1.00	145

4 Sommaire des constats

Lors de notre visite de révision, nous avons de nouveau constaté l'intérêt et le souci constant des codificatrices pour coder juste dans le respect des directives et des règles émises par l'Office fédéral de la statistique. De même qu'une bonne communication entre la responsable de l'équipe des codificatrices et ses membres favorisant ainsi une codification uniforme dans les établissements concernés.

Dans les dossiers sélectionnés pour la révision des données 2006, plusieurs erreurs étaient des erreurs d'inattention. Une lecture attentive des codes devra être apportée pour assurer la justesse du code retenu. Néanmoins, les personnes qui codent sont soucieuses de coder correctement et n'hésitent pas à communiquer avec les médecins en cas de doute. Par ailleurs, les lettres de sorties sont généralement bien documentées de même que les protocoles opératoires.

L'organisation des codificatrices en Valais permet d'accéder à un codage d'excellente qualité.

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		Données 2006	
	Précis %	Imprécis %	Précis %	Imprécis %	Précis %	Imprécis %	Précis %	Imprécis %
Diagnostic principal	81.6	6.5	93.3	2.8	94.5	2.5	96.6	1.1
Complément au Diagnostic principal	73.1	13.1	92.8	2.1	96.5	1.2	97.3	0.0
Diagnostics supplémentaires	82.6	3.6	90.8	1.6	94.2	0.7	98.3	1.0
Interventions	90.3	2.7	92.9	0.9	95.1	0.5	97.0	0.5

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		
	2005	2006	Ecart
CHCVS	94.3%	98.6%	4.3%
SZO	93.3%	91.4%	-2.0%
HDC	98.7%	97.9%	-0.7%
MOYENNE VS	95.1%	96.6%	1.5%
MOYENNE NE	96.2%	94.2%	-1.9%
MOYENNE VD	95.3%	95.2%	-0.1%
MOYENNE GE	87.2%	91.6%	4.5%
MOYENNE JU		73.8%	
MOYENNE BE		88.0%	

Codes imprécis		
2005	2006	Ecart
3.4%	0.0%	-3.4%
2.5%	3.6%	1.1%
1.3%	0.7%	-0.6%
2.7%	1.1%	-1.6%
1.1%	3.1%	2.1%
1.0%	1.5%	0.5%
0.9%	1.5%	0.6%
	7.6%	
	4.1%	

Etablissements	Codes faux		
	2005	2006	Ecart
CHCVS	2.3%	0.7%	-1.6%
SZO	1.7%	2.9%	1.2%
HDC	0.0%	0.7%	0.7%
MOYENNE VS	1.6%	1.2%	-0.3%
MOYENNE NE	2.3%	1.0%	-1.3%
MOYENNE VD	1.6%	1.8%	0.3%
MOYENNE GE	10.1%	4.4%	-5.7%
MOYENNE JU		11.7%	
MOYENNE BE		4.1%	

Codes faux graves		
2005	2006	Ecart
0.0%	0.7%	0.7%
2.5%	2.2%	-0.3%
0.0%	0.7%	0.7%
0.6%	1.1%	0.4%
0.5%	1.7%	1.2%
2.2%	1.5%	-0.7%
1.8%	2.5%	0.6%
	6.9%	
	3.7%	

5.2.2 Complément au diagnostic principal

Etablissements	Codes précis			Codes imprécis			Codes faux		
	2005	2006	Ecart	2005	2006	Ecart	2005	2006	Ecart
CHCVS	100.0%	100.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%
SZO	95.5%	93.5%	-2.0%	1.5%	0.0%	-1.5%	0.0%	3.2%	3.2%
HDC	100.0%	95.2%	-4.8%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%
MOYENNE VS	98.9%	97.3%	-1.6%	0.4%	0.0%	-0.4%	0.0%	0.8%	0.8%
MOYENNE NE	100.0%	92.9%	-7.1%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	5.9%	5.9%
MOYENNE VD	95.9%	93.2%	-2.6%	0.5%	0.0%	-0.5%	1.8%	1.6%	-0.2%
MOYENNE GE	25.0%	74.1%	49.1%	0.0%	3.7%	3.7%	0.0%	11.1%	11.1%
MOYENNE JU		66.7%			3.7%			14.8%	
MOYENNE BE		84.4%			2.0%			2.4%	

Etablissements	Codes faux graves			Codes superflus			Codes absents		
	2005	2006	Ecart	2005	2006	Ecart	2005	2006	Ecart
CHCVS	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%
SZO	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	3.2%	3.2%	3.0%	0.0%	-3.0%
HDC	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	4.8%	4.8%
MOYENNE VS	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.8%	0.8%	0.7%	1.1%	0.3%
MOYENNE NE	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	1.1%	1.1%
MOYENNE VD	0.6%	0.6%	-0.1%	0.0%	2.7%	2.7%	1.1%	1.9%	0.7%
MOYENNE GE	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	75.0%	11.1%	-63.9%
MOYENNE JU		0.0%			3.7%			11.1%	
MOYENNE BE		0.9%			0.5%			10.0%	

Complément au diagnostic principal sans les codes superflus

Etablissements	Codes précis			Codes imprécis			Codes faux		
	2005	2006	Ecart	2005	2006	Ecart	2005	2006	Ecart
CHCVS	100.0%	100.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%
SZO	95.5%	96.7%	1.1%	1.5%	0.0%	-1.5%	0.0%	3.3%	3.3%
HDC	100.0%	95.2%	-4.8%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%
MOYENNE VS	98.9%	98.1%	-0.8%	0.4%	0.0%	-0.4%	0.0%	0.8%	0.8%
MOYENNE NE	100.0%	92.9%	-7.1%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	5.9%	5.9%
MOYENNE VD	95.9%	95.8%	0.0%	0.5%	0.0%	-0.5%	1.8%	1.7%	-0.1%
MOYENNE GE	25.0%	74.1%	49.1%	0.0%	3.7%	3.7%	0.0%	11.1%	11.1%
MOYENNE JU		69.2%			3.8%			15.4%	
MOYENNE BE		84.8%			2.0%			2.4%	

Etablissements	Codes faux graves			Codes absents		
	2005	2006	Ecart	2005	2006	Ecart
CHCVS	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%
SZO	0.0%	0.0%	0.0%	3.0%	0.0%	-3.0%
HDC	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	4.8%	4.8%
MOYENNE VS	0.0%	0.0%	0.0%	0.7%	1.1%	0.3%
MOYENNE NE	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	1.1%	1.1%
MOYENNE VD	0.6%	0.6%	0.0%	1.1%	1.9%	0.7%
MOYENNE GE	0.0%	0.0%	0.0%	75.0%	11.1%	-63.9%
MOYENNE JU		0.0%			11.5%	
MOYENNE BE		0.9%			10.0%	

5.2.3 Diagnostics supplémentaires

Etablissements	Codes précis			Codes imprécis			Codes faux		
	2005	2006	Ecart	2005	2006	Ecart	2005	2006	Ecart
CHCVS	97.9%	99.5%	1.7%	0.4%	0.5%	0.0%	0.4%	0.0%	-0.4%
SZO	92.8%	95.3%	2.5%	0.8%	2.0%	1.2%	0.8%	1.0%	0.2%
HDC	98.8%	98.9%	0.1%	0.0%	1.1%	1.1%	1.2%	0.0%	-1.2%
MOYENNE VS	96.8%	98.3%	1.5%	0.4%	1.0%	0.6%	0.7%	0.3%	-0.4%
MOYENNE NE	98.0%	92.6%	-5.4%	0.7%	2.1%	1.4%	0.7%	0.7%	-0.1%
MOYENNE VD	95.7%	92.9%	-2.8%	1.2%	1.2%	0.0%	1.0%	1.2%	0.2%
MOYENNE GE	84.0%	84.9%	0.9%	6.2%	2.9%	-3.3%	4.9%	2.5%	-2.4%
MOYENNE JU		75.7%			7.5%			3.8%	
MOYENNE BE		85.9%			2.3%			2.2%	

Etablissements	Codes faux graves			Codes superflus			Codes absents		
	2005	2006	Ecart	2005	2006	Ecart	2005	2006	Ecart
CHCVS	0.0%	0.0%	0.0%	0.8%	0.0%	-0.8%	0.4%	0.0%	-0.4%
SZO	0.0%	0.0%	0.0%	4.6%	0.5%	-4.1%	1.1%	1.2%	0.1%
HDC	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%
MOYENNE VS	0.0%	0.0%	0.0%	1.6%	0.1%	-1.5%	0.5%	0.3%	-0.2%
MOYENNE NE	0.0%	0.3%	0.3%	0.1%	1.2%	1.1%	0.4%	3.1%	2.7%
MOYENNE VD	0.2%	0.4%	0.2%	0.9%	1.6%	0.7%	1.1%	2.8%	1.7%
MOYENNE GE	0.3%	0.4%	0.1%	2.6%	4.5%	1.9%	2.0%	4.8%	2.9%
MOYENNE JU		0.9%			5.8%			6.4%	
MOYENNE BE		0.8%			3.8%			5.0%	

Diagnostics supplémentaires sans les codes superflus

Etablissements	Codes précis			Codes imprécis			Codes faux		
	2005	2006	Ecart	2005	2006	Ecart	2005	2006	Ecart
CHCVS	98.7%	99.5%	0.8%	0.4%	0.5%	0.0%	0.4%	0.0%	-0.4%
SZO	97.2%	95.8%	-1.4%	0.8%	2.0%	1.2%	0.8%	1.0%	0.2%
HDC	98.8%	98.9%	0.1%	0.0%	1.1%	1.1%	1.2%	0.0%	-1.2%
MOYENNE VS	98.4%	98.4%	0.1%	0.4%	1.0%	0.6%	0.7%	0.3%	-0.5%
MOYENNE NE	98.1%	93.7%	-4.4%	0.7%	2.1%	1.4%	0.8%	0.7%	0.0%
MOYENNE VD	96.5%	94.3%	-2.3%	1.2%	1.3%	0.0%	1.0%	1.2%	0.2%
MOYENNE GE	86.3%	89.0%	2.7%	6.4%	3.0%	-3.4%	5.0%	2.6%	-2.4%
MOYENNE JU		80.4%			8.0%			4.0%	
MOYENNE BE		89.1%			2.5%			2.3%	

Etablissements	Codes faux graves			Codes absents		
	2005	2006	Ecart	2005	2006	Ecart
CHCVS	0.0%	0.0%	0.0%	0.4%	0.0%	-0.4%
SZO	0.0%	0.0%	0.0%	1.2%	1.2%	0.1%
HDC	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%
MOYENNE VS	0.0%	0.0%	0.0%	0.5%	0.3%	-0.2%
MOYENNE NE	0.0%	0.3%	0.3%	0.4%	3.1%	2.7%
MOYENNE VD	0.2%	0.4%	0.2%	1.1%	2.9%	1.8%
MOYENNE GE	0.3%	0.4%	0.1%	2.0%	5.0%	3.0%
MOYENNE JU		0.9%			6.7%	
MOYENNE BE		0.9%			5.2%	

5.2.4 Interventions

Etablissements	Codes précis			Codes imprécis			Codes faux		
	2005	2006	Ecart	2005	2006	Ecart	2005	2006	Ecart
CHCVS	98.4%	99.1%	0.7%	0.8%	0.0%	-0.8%	0.8%	0.0%	-0.8%
SZO	93.6%	92.6%	-1.0%	0.4%	1.2%	0.9%	0.7%	1.9%	1.1%
HDC	98.7%	97.3%	-1.4%	0.0%	0.7%	0.7%	1.3%	1.3%	0.0%
MOYENNE VS	97.3%	97.0%	-0.2%	0.5%	0.5%	0.0%	0.9%	0.8%	-0.1%
MOYENNE NE	98.0%	94.6%	-3.4%	0.5%	2.1%	1.6%	0.0%	1.1%	1.1%
MOYENNE VD	94.3%	92.5%	-1.7%	1.8%	0.9%	-0.9%	0.3%	0.2%	-0.1%
MOYENNE GE	84.2%	84.3%	0.1%	2.2%	3.6%	1.5%	4.3%	0.3%	-4.1%
MOYENNE JU		71.7%			5.5%			1.4%	
MOYENNE BE		92.8%			2.0%			0.6%	

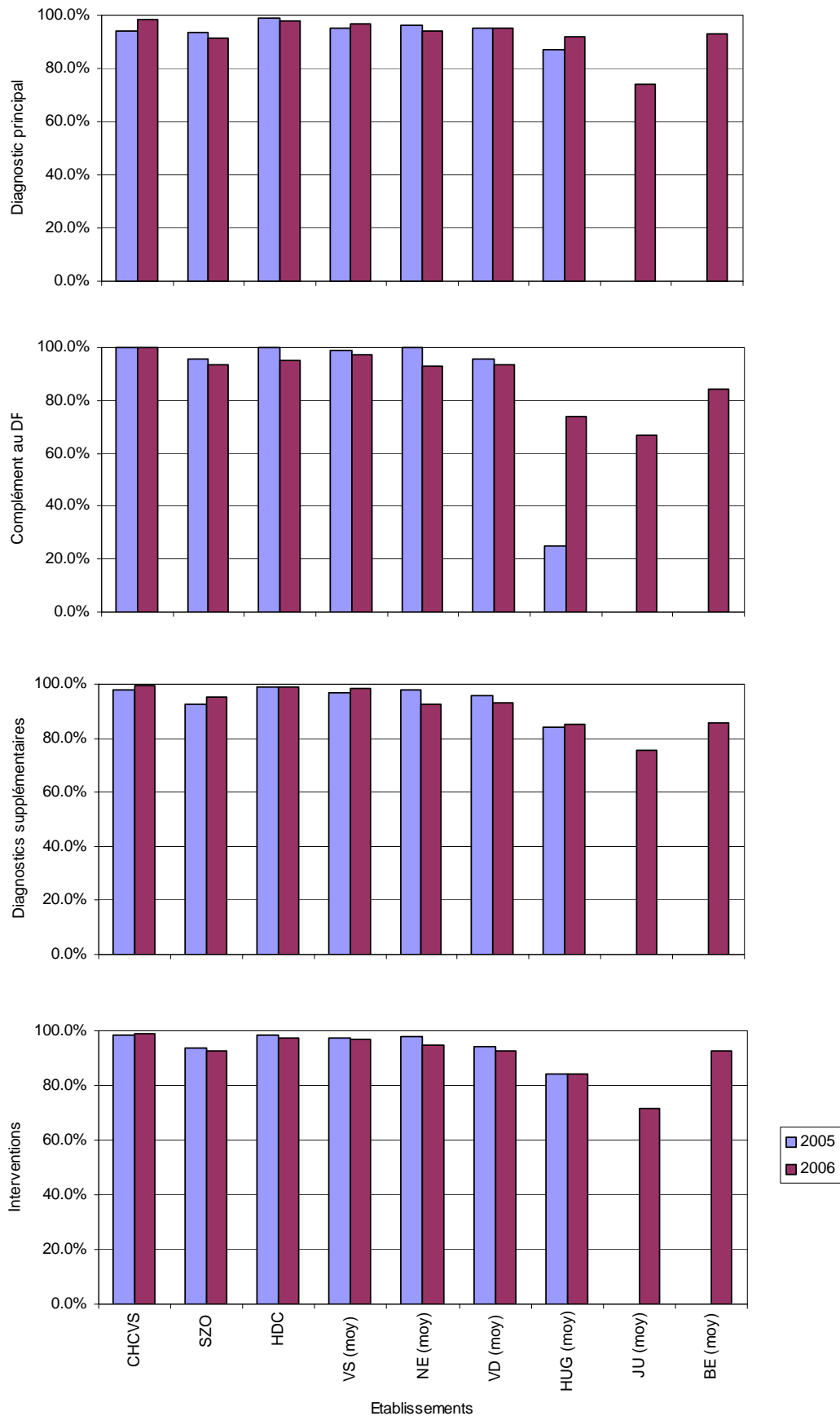
Etablissements	Codes faux graves			Codes superflus			Codes absents		
	2005	2006	Ecart	2005	2006	Ecart	2005	2006	Ecart
CHCVS	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.9%	0.9%	0.0%	0.0%	0.0%
SZO	0.0%	0.6%	0.6%	2.5%	1.2%	-1.2%	2.8%	2.5%	-0.4%
HDC	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.7%	0.7%	0.0%	0.0%	0.0%
MOYENNE VS	0.0%	0.2%	0.2%	0.6%	0.9%	0.3%	0.7%	0.6%	-0.1%
MOYENNE NE	0.0%	0.5%	0.5%	1.5%	0.9%	-0.7%	0.0%	0.9%	0.9%
MOYENNE VD	0.3%	0.1%	-0.2%	2.3%	3.6%	1.3%	1.0%	2.6%	1.5%
MOYENNE GE	0.0%	0.3%	0.3%	6.5%	0.8%	-5.7%	2.7%	10.6%	7.9%
MOYENNE JU		0.7%			2.8%			17.9%	
MOYENNE BE		0.2%			2.0%			2.3%	

Interventions sans les codes superflus

Etablissements	Codes précis			Codes imprécis			Codes faux		
	2005	2006	Ecart	2005	2006	Ecart	2005	2006	Ecart
CHCVS	98.4%	100.0%	1.6%	0.8%	0.0%	-0.8%	0.8%	0.0%	-0.8%
SZO	96.0%	93.8%	-2.3%	0.4%	1.3%	0.9%	0.7%	1.9%	1.2%
HDC	98.7%	98.0%	-0.7%	0.0%	0.7%	0.7%	1.3%	1.4%	0.0%
MOYENNE VS	97.9%	98.0%	0.1%	0.5%	0.5%	0.0%	0.9%	0.8%	-0.1%
MOYENNE NE	99.5%	95.4%	-4.1%	0.5%	2.1%	1.6%	0.0%	1.1%	1.1%
MOYENNE VD	96.5%	95.8%	-0.6%	1.8%	1.0%	-0.9%	0.4%	0.3%	-0.1%
MOYENNE GE	90.1%	85.0%	-5.1%	2.3%	3.7%	1.3%	4.7%	0.3%	-4.4%
MOYENNE JU		73.8%			5.7%			1.4%	
MOYENNE BE		94.7%			2.1%			0.6%	

Etablissements	Codes faux graves			Codes absents		
	2005	2006	Ecart	2005	2006	Ecart
CHCVS	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%
SZO	0.0%	0.6%	0.6%	2.9%	2.5%	-0.4%
HDC	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%
MOYENNE VS	0.0%	0.2%	0.2%	0.7%	0.6%	-0.1%
MOYENNE NE	0.0%	0.5%	0.5%	0.0%	0.9%	0.9%
MOYENNE VD	0.3%	0.1%	-0.1%	1.1%	2.8%	1.7%
MOYENNE GE	0.0%	0.3%	0.3%	2.9%	10.7%	7.8%
MOYENNE JU		0.7%			18.4%	
MOYENNE BE		0.2%			2.3%	

Evolution entre 2005 et 2006 du nombre de codes précis dans chaque établissement.



5.3 Constats par établissement

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

Lors de notre visite de révision, nous avons de nouveau constaté l'intérêt et le souci constant des codificatrices pour coder juste dans le respect des directives et des règles émises par l'Office fédéral de la statistique. De même qu'une bonne communication entre la responsable de l'équipe des codificatrices et ses membres favorisant ainsi une codification uniforme dans les établissements concernés.

5.3.1.1 Fracture du rein

Une fracture du rein se code S37.00 « Lésion traumatique du rein, sans plaie pénétrante de la cavité pelvienne » et non pas à S36.00 « Lésion traumatique de la rate ».

5.3.1.2 Atélectasie pulmonaire

Une atélectasie pulmonaire se code à J98.1 « Collapsus pulmonaire » plutôt qu'à J98.2 « Emphysème interstitiel ».

5.3.1.3 Etat anxieux

Un état anxieux se code à F41.1 « Anxiété généralisée » au lieu de F41.9 « Trouble anxieux, sans précision » tel que cela apparaît dans l'Index de la classification statistique internationale des maladies (CIM-10).

5.3.1.4 Poids à la naissance de 2460 grammes

Un bébé dont le poids à la naissance était de 2460 gr. Cet état se code à P07.1 « Autres poids faibles à la naissance » et non pas Z38.0 « Enfant unique, né à l'hôpital »

5.3.1.5 Fracture récente

Une fracture distale intra-articulaire du radius droit à la suite d'une chute doit être codée S52.50 « Fracture fermée de l'extrémité inférieure du radius » au lieu de à M84.03 « Fracture mal consolidée, avant-bras, radius et cubitus » en diagnostic principal. Dans ce cas, le code W19.9 « Chute, sans précision, dans un lieu, sans précision » doit être ajouté en diagnostic complémentaire.

5.3.1.6 Chimiothérapie

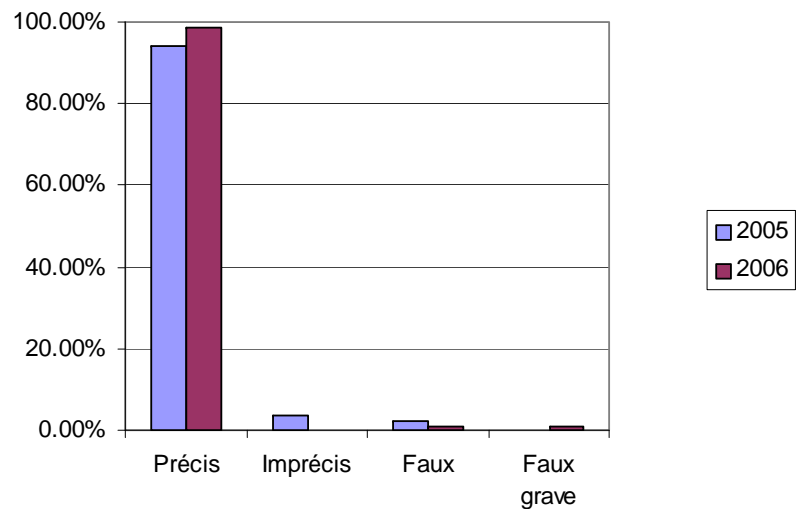
Une prise en charge pour une séance de chimiothérapie pour une tumeur se code à Z51.1 « Prise en charge pour séance de chimiothérapie pour tumeur » et non à Z51.8 « Prise en charge pour d'autres formes précisées de soins médicaux ». L'administration d' une injection de substance chimiothérapique anticancéreuse" se code à 99.25 « Injection ou perfusion de substance chimiothérapique anticancéreuse » plutôt qu'à 99.29 « Injection ou perfusion d'autre substance thérapeutique ou prophylactique »

5.3.1.7 Autre assistance manuelle de l'accouchement 73.59

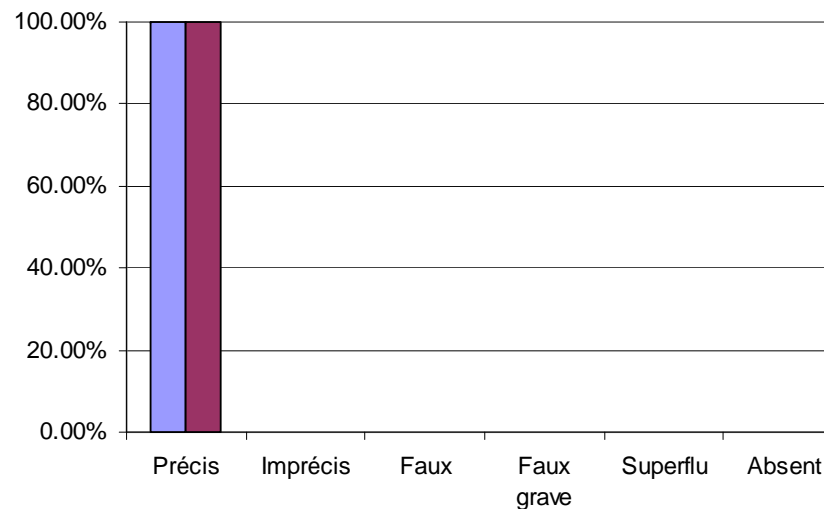
Le code 73.59 « Autre assistance manuelle de l'accouchement » est superflu. Ce code doit être utilisé seulement lorsqu'il n'y a aucune mention d'intervention chirurgicale, d'induction (73.4) ou d'épisiotomie (73.6). Cette directive apparaît dans le "Manuel de codage, le manuel des directives de codage en Suisse", version 1.0, à la page 40, A noter que cette pratique est maintenant corrigée.

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

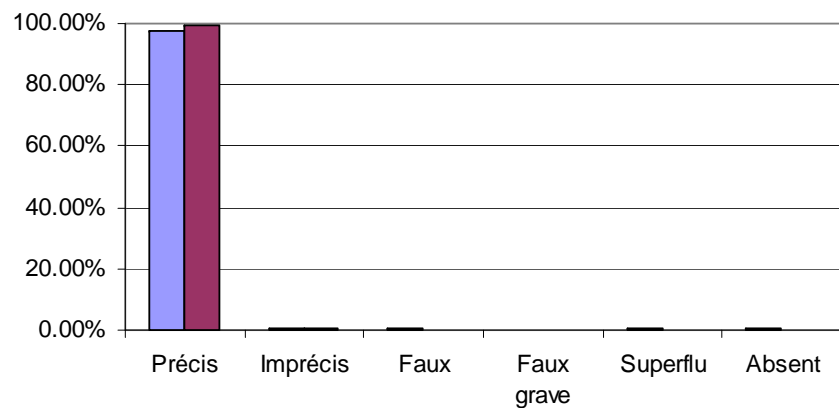
Diag. Principal



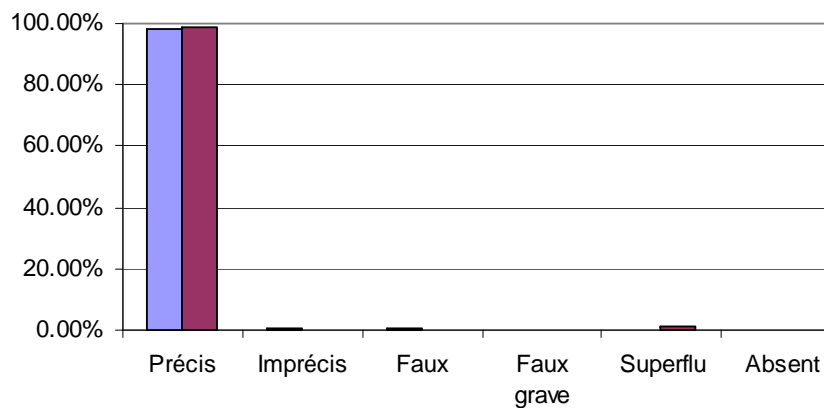
Complément au DP



Diag Supplémentaires



Ens. des Interventions



5.3.2 GNW-SZO (Hôpitaux de Brigue et Viège)

Pour faciliter la révision, tous les dossiers disponibles étaient prêts lors de la venue de la personne chargée de la révision. Sur les 145 dossiers prévus, un dossier n'a pas pu être monté dans le programme de révision. Et sur les 144 restants, 139 dossiers étaient disponibles et 5 n'étaient pas disponibles pour la révision.

Quelques rappels généraux. Lorsque le rapport de pathologie est disponible il est nécessaire de systématiquement le consulter pour préciser le codage. Par exemple lors d'une appendicectomie, le rapport habituellement indique si l'appendice est perforé ou non et peut ainsi guider le codage.

Comme il est recommandé mais pas obligatoire de coder à la 5^{ème} position, il est utile comme cela se fait, de préciser. Nous rappelons ici que dans le chapitre M. le fémur se code avec Mxx.x5

5.3.2.1 Codage de diagnostic supplémentaire

Comme déjà relevé l'année passée, des questions se posent sur la pertinence du codage des diagnostics supplémentaires indiqués dans la lettre de sortie. Selon le manuel de codage à la page 26 voici les directives :

*Sont considérées 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.*

Dans un certain nombre de lettres de sorties en tant que codificatrice ou réviseur il y a lieu de se poser la question sur l'influence des diagnostics supplémentaires indiqués sur le séjour actuel. Les informations devraient être plus clairement libellées

5.3.2.2 Infiltrations épidurales

Dans un situation ou un patient présente des problèmes majeur du dos et qu'il reçoit des infiltrations périurales, ces dernières doivent être codées avec 03.92 « Injection d'autre agent dans le canal rachidien ».

5.3.2.3 Parkinson

Lorsqu'un patient atteint d'une maladie de Parkinson et qu'il présente des dyskinésies ces dernières font partie du tableau pathologique de la maladie de Parkinson. Ainsi en diagnostic principal mettre G20 « Maladies de Parkinson » et non pas G24.9 « Dystonie, sans précision » qui est ici superflu.

5.3.2.4 Status post

Lorsque dans la lettre de sortie sont mentionnés des status post CA du sein et CA intestinal les deux doivent être codés. Ici il manquait Z85.0 « Antécédents personnels de tumeur maligne des organes digestifs »

5.3.2.5 Angine de poitrine, insuffisance cardiaque

Lorsque dans la lettre de sortie il est uniquement fait mention d'un angine de poitrine sans autre précision, il faut coder I20.9 « Angine de poitrine, sans précision » et non pas avec I20.0 « Angine de poitrine instable ».

La même logique doit être appliquée lorsque dans la lettre de sortie il n'est fait mention que d'une insuffisance cardiaque, celle-ci doit être codée à I50.9 « Insuffisance cardiaque, sans précision » et non pas à I50.0 « Insuffisance cardiaque congestive ».

5.3.2.6 Globe vésical post opératoire

Lors de l'apparition d'un globe vésical post opératoire pour lequel un sondage aller retour a du être fait, il est nécessaire de coder et le globe R33 « Rétentions d'urine » et la raison Y83.8 « Réactions anormales ou complications ultérieures lors d'autres interventions chirurgicales, sans accident opératoire »

5.3.2.7 Lipome

Lors d'un lipome du thorax, il est meilleur de le coder à D17.1 « Tumeur lipomateuse bénigne de la peau et du tissu sous-cutané du tronc » qu'à D17.9 « Tumeur lipomateuse bénigne, sans précision ». La précision est toujours meilleure que les généralités.

5.3.2.8 Problèmes à sièges multiples

Lorsqu'un patient présente une première poussée arthrosique de l'articulation Scaphoïdo, trapèzo trapézoïdale et radio carpienne. Il y a lieu d'utiliser le code multiple M19.00 « Arthrose primaire d'autres articulations, sièges multiples » à la place des deux codes M19.03 « Arthrose primaire d'autres articulations, articulation du poignet » et M19.04 « Arthrose primaire d'autres articulations, articulations entre les os du carpe, du métacarpe et des doigts de la main, à l'exclusion de la première articulation carpo-métacarpienne »

5.3.2.9 Péritonite sur dialyse péritonéale

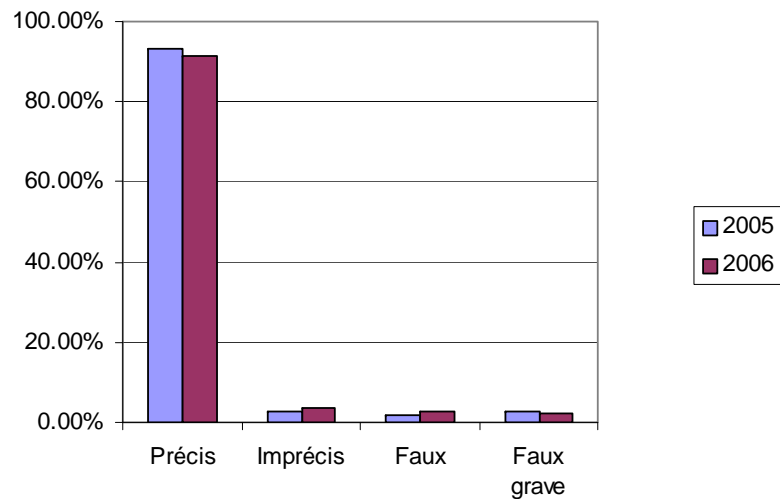
Un patient admis pour une péritonite aiguë suite à l'introduction d'un germe lors d'une dialyse péritonéale se code avec K65.0 « Péritonite aiguë » avec Y62.8 « Asepsie insuffisante au cours d'autres actes médicaux et chirurgicaux » ne pas coder avec T85.7 « Infection et réaction inflammatoire dues à d'autres prothèses, implants et greffes internes » et Y84.1 « Réactions anormales ou complications ultérieures lors d'une dialyse rénale, sans accident au cours de l'intervention » Cette réponse est issue d'une confirmation demandée auprès de l'OFS.

5.3.2.10 Code dague étoile

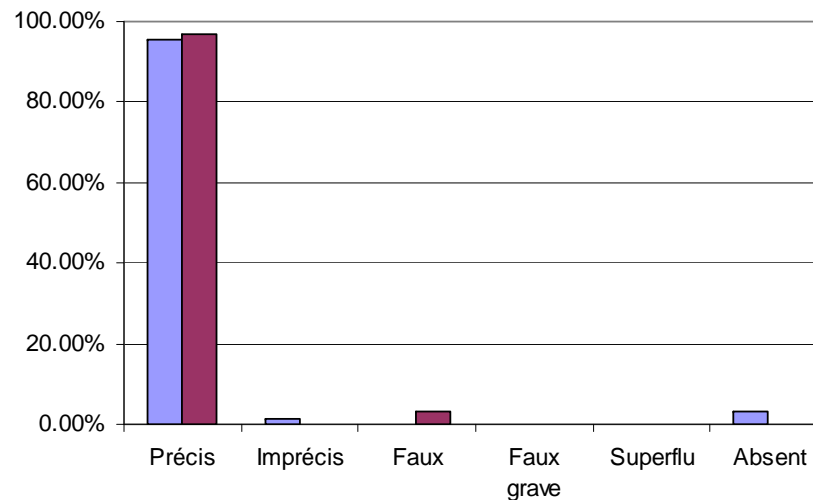
Lors d'une anémie consécutive à une tumeur le code D63.0* « Anémie au cours de maladies tumorales » doit être accompagné de son code dague pris dans les chapitres « 02 (C00-D48) Tumeurs »

GNW-SZO Spital Brig und Visp

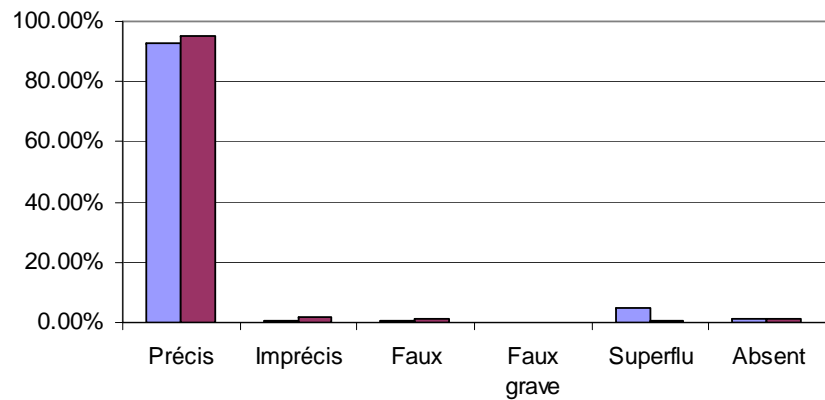
Diag. Principal



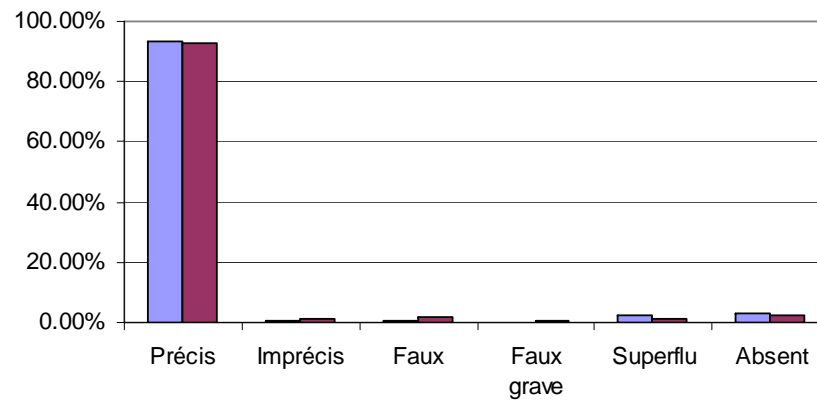
Complément au DP



Diag Supplémentaires



Ens. des Interventions



5.3.3 HDC Hôpital du Chablais

Dans les dossiers sélectionnés pour la révision des données 2006, plusieurs erreurs étaient des erreurs d'inattention. Une lecture attentive des codes devra être apportée pour assurer la justesse du code retenu. Néanmoins, les personnes qui codent sont soucieuses de coder correctement et n'hésitent pas à communiquer avec les médecins en cas de doute. Par ailleurs, les lettres de sorties sont généralement bien documentées de même que les protocoles opératoires.

5.3.3.1 Etat anxieux

Un état anxieux se code F41.1 « Anxiété généralisée » au lieu de F41.9 « Trouble anxieux, sans précision ». Apparaît tel quel dans l'Index de la classification statistique internationale des maladies (CIM-10).

5.3.3.2 Insuffisance mitrale

Une insuffisance mitrale se code I34.0 « Insuffisance (de la valvule) mitrale (non rhumatismale) » au lieu de I34.1 « Prolapsus (de la valvule) mitral(e) ».

5.3.3.3 Diabète non insulino-dépendant, type II avec complications

Un diabète de type II avec complications multiples se code à E11.7 « Diabète sucré non insulino-dépendant, avec complications multiples » plutôt qu'à E11.9 « Diabète sucré non insulino-dépendant, type 2, sans complication ».

5.3.3.4 Hypercholestérolémie

Une hypercholestérolémie se code E78.0 « Hypercholestérolémie essentielle » à la place de E78.8 « Autres anomalies du métabolisme des lipoprotéines »

5.3.3.5 Fracture du radius distal

Une fracture distale intra-articulaire du radius droit à la suite d'une chute doit être codée S52.50 « Fracture fermée de l'extrémité inférieure du radius » en diagnostic principal et W19.9 « Chute, sans précision, dans un lieu, sans précision » en diagnostic complémentaire et non pas M84.03 « Fracture mal consolidée, avant-bras, radius et cubitus »

5.3.3.6 Bursite genou gauche infectée post-traumatique

Une bursite du genou gauche post-traumatique infectée se code à S89.8 « Lésion traumatique de la jambe, sans précision » à la place de S59.8 « Autres lésions traumatiques précisées de l'avant-bras »

5.3.3.7 Chimiothérapie

Une prise en charge pour une chimiothérapie pour une tumeur se code à Z51.1 « Prise en charge pour séance de chimiothérapie pour tumeur » et non pas à Z51.8 « Prise en charge pour d'autres formes précisées de soins médicaux ».

L'administration par injection de substance chimiothérapique anticancéreuse se code à 99.25 « Injection ou perfusion de substance chimiothérapique anticancéreuse » plutôt qu'à 99.29 « Injection ou perfusion d'autre substance thérapeutique ou prophylactique »

5.3.3.8 Réduction de fracture du radius

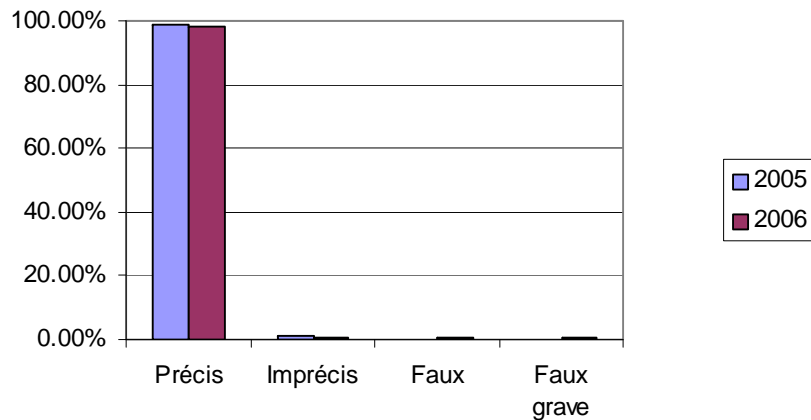
La réduction de la fracture du radius distal droit avec mise en place d'un fixateur interne se code à 79.12 « Réduction fermée de fracture avec fixation interne, radius et cubitus » plutôt qu'à 78.13 « Application de fixateur externe, radius et cubitus ».

5.3.3.9 Autre assistance manuelle de l'accouchement

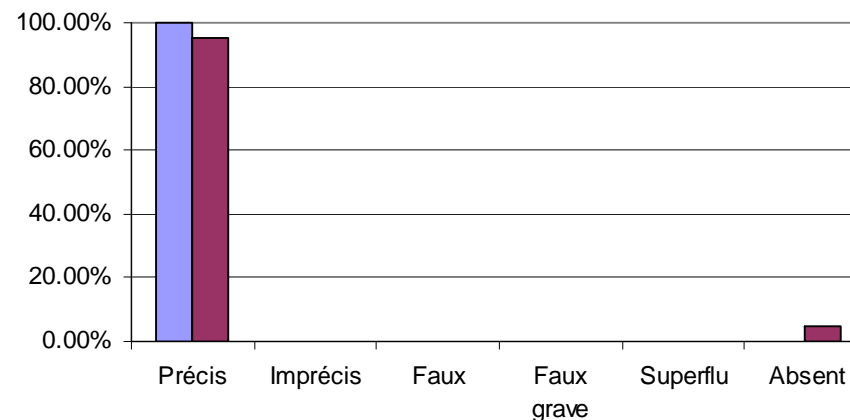
73.59 « Autre assistance manuelle de l'accouchement » codée alors qu'il y a eu une rupture artificielle des membranes (73.09), une réparation de déchirure (75.69) et une épidurale (03.91). Or, dans le manuel de codage, version 1.0 à la page 40, il est écrit que 73.59 se code uniquement dans le cas d'un accouchement spontané, sans intervention médicale, sans induction et sans épisiotomie. En conséquence, le code 73.59 est en trop selon la règle émise par l'OFS à cet effet.

HDC

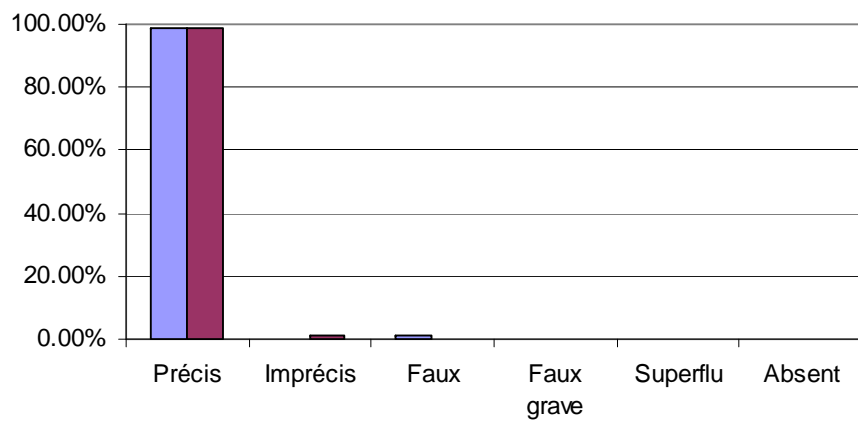
Diag. Principal



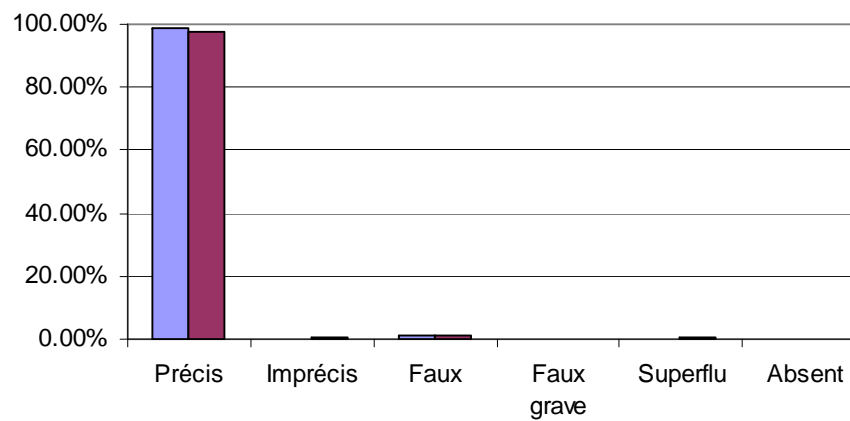
Complément au DP



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). 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 varient 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 du diagnostic principal, le code du diagnostic complémentaire, les huit premiers codes des diagnostics supplémentaires,

le code d'intervention principal et les neuf premiers codes des interventions 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 leurs 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
CHCVS	145	0.7%
SZO	138	8.0%
HDC	144	0.7%
Total Valais	427	2.5%
Total Neuchâtel	431	2.7%
Total Vaud	1711	3.6%
Total Genève	200	9.5%
Total Jura	145	14.5%
Total Berne	2122	12.1%

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^+	$s(z_h)$
CHCVS	0.903	0.902	-0.002	-0.001	0.001	-0.25	-0.08	0.08	0.009
SZO	0.763	0.759	-0.033	-0.004	0.026	-4.37	-0.5	3.36	0.178
HDC	0.738	0.739	-0.001	0.001	0.002	-0.1	0.1	0.31	0.009
MOYENNE VS	0.83	0.829	-0.009	-0.001	0.006	-1.05	-0.14	0.76	
MOYENNE NE	0.845	0.839	-0.032	-0.006	0.021	-3.83	-0.70	2.43	
MOYENNE VD	0.921	0.926	-0.003	0.005	0.013	-0.30	0.58	1.46	
MOYENNE GE	0.898	0.902	-0.033	0.004	0.041	-3.63	0.45	4.52	
MOYENNE JU	0.753	0.773	-0.023	0.019	0.062	-3.06	2.57	8.21	
MOYENNE BE	1.041	1.038	-0.018	-0.002	0.013	-1.69	-0.23	1.22	

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
CHCVS	18959	18943	-47.02	-15.92	15.18	20990	145
SZO	7820	7781	-342.01	-39.36	263.28	10249	138
HDC	6808	6815	-6.66	7.05	20.76	9228	144
MOYENNE VS	33588	33539	-352.78	-48.24	256.31	40467	427
MOYENNE NE	14733	14630	-565.92	-103.03	359.86	17433	431
MOYENNE VD	77001	77448	-230.99	446.82	1124.62	83617	1711
MOYENNE GE	33869	34020	-1226.44	150.80	1528.03	37699	200
MOYENNE JU	5446	5586	-167.55	140.09	447.55	7229	145
MOYENNE BE	104487	104243	-1765.93	-243.36	1279.21	100413	2122

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

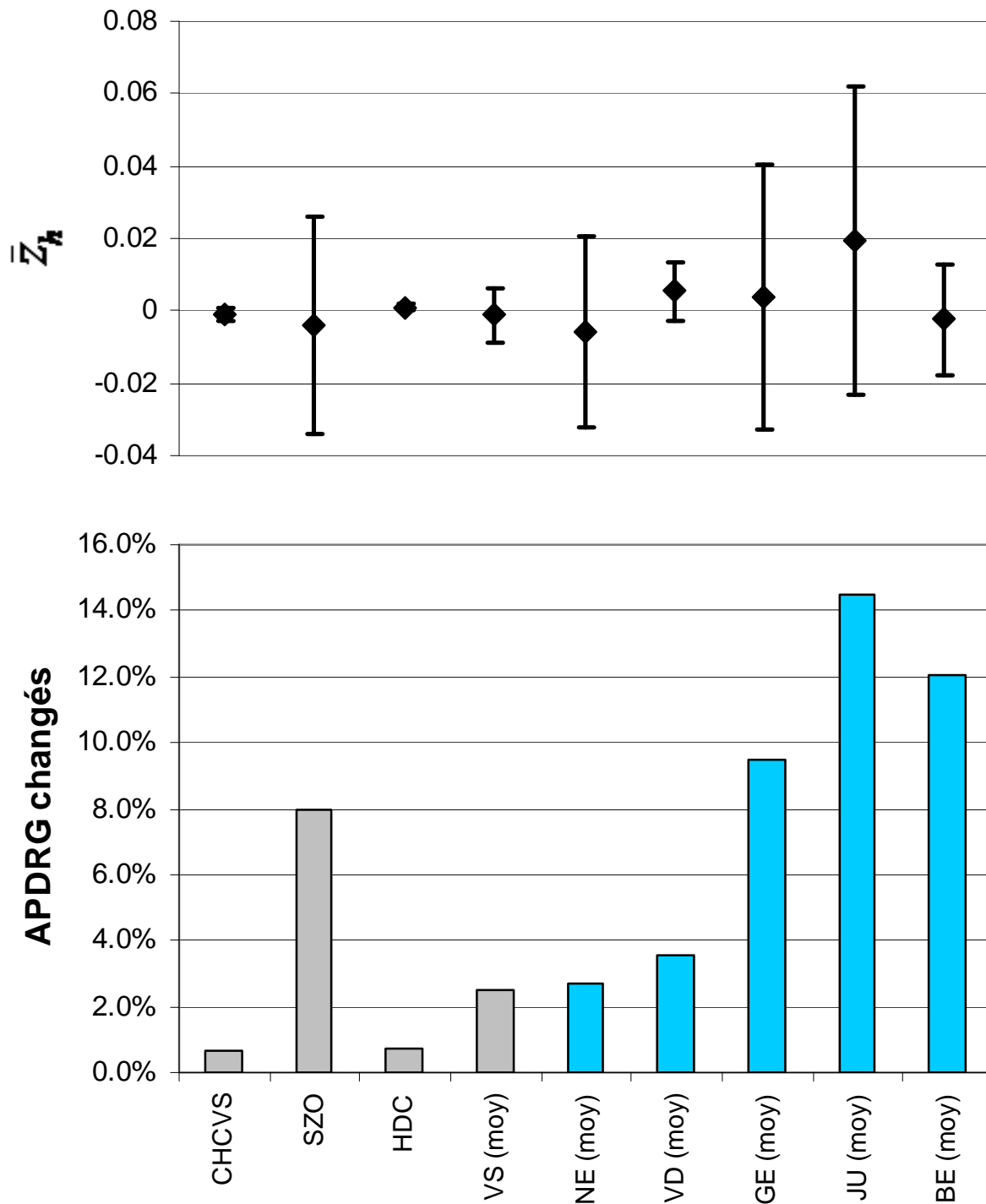
La colonne \hat{Y}_h est l'estimation du casemix de l'hôpital **après la révision**.

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 d' 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 écarts-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-types 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 β 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 était nul. 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 α 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 α , 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 β 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
CHCVS	20'990	145	4
SZO	10'249	145	4
HDC	9'228	145	4
Total Valais	40'467	435	12
Total Neuchâtel	17'733	435	12
Total Vaud	83'617	1740	45
Total Genève	37'699	205	7
Total Jura	7'229	145	4
Total Berne	100'413	2122	58

N : représente le nombre de lettres de sorties en 2006, pour chaque hôpital.

n : Les tailles des échantillons ont été fixées arbitrairement supérieures au calcul statistique. Ce dernier se calcule en principe 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 2005).

v : représente le nombre de visites nécessaires, pour chaque hôpital, sachant qu'on peut vérifier en moyenne 35 cas par jour.

L'augmentation de la taille de l'échantillon a été faite pour rassurer les répondants des hôpitaux et les codificatrices. Même si une taille d'échantillons est statistiquement suffisante, elle peut inspirer une crise de confiance si elle est trop basse.

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

Etablissements	Dossiers échantillonnés	Dossiers non trouvés
CHCVS	145	0
SZO	145	6
HDC	145	0

L'expérience sur la révision des données 2005 a démontré qu'un échantillonnage trop faible n'inspire pas confiance, raison pour laquelle le choix s'est porté sur une taille d'échantillon arbitrairement supérieure à la valeur calculée

7.4 Abréviations

APDRG	All Patient Diagnosis Related Groups
CDP	Complément au diagnostic principal
CVP	Centre Valaisan de Pneumologie
Diag	Diagnostic
DP	Diagnostic Principal
DS	Diagnostic Supplémentaire
HDC	Hôpital du Chablais (Aigle et Monthey)
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)