



**Validation du codage  
des diagnostics et des interventions  
dans les établissements médicaux neuchâtelois**

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

**Données 2007**

Rapport final

au

Centre d'Information, de Gestion et d'Economie de Santé S.A.  
(CIGES)

**Réviseur**

M. Mario Morissette

M. Krimo Bouslami: Informatique  
M. Gianmarco Arrigo: Administration  
M. Patrick Weber: Direction

2008

---

## Table des matières

<b>1</b>	<b>Introduction</b>	<b>3</b>
<b>2</b>	<b>Méthodologie</b>	<b>4</b>
2.1	Base de données	4
2.2	Déroulement des travaux	4
<b>3</b>	<b>Comparaisons cantonales</b>	<b>7</b>
3.1	Cohérence	7
<b>4</b>	<b>Sommaire des constats</b>	<b>9</b>
<b>5</b>	<b>Résultats détaillés</b>	<b>10</b>
5.1	Analyse détaillée par établissement	10
5.2	DRG modifiés 2007	12
5.3	Hôpital Neuchâtelois	14
5.4	Hôpital de la Providence	16
<b>6</b>	<b>Analyse des casemix</b>	<b>18</b>
<b>7</b>	<b>Annexes</b>	<b>25</b>
7.1	Variation de la valeur du casemix	25
7.2	Taille des échantillons, nombre de visites et déplacements	29
7.3	Nombre de dossiers échantillonnés et nombre de dossiers non trouvés par établissement	30
7.4	Abréviations	31

---

# 1 Introduction

---

L'évaluation du codage statistique des hôpitaux a déjà son histoire puisque commencée en 1998 elle a été renouvelée régulièrement chaque année. Le canton de Neuchâtel participe depuis quelques années au processus d'évaluation de la validation du codage.

Le protocole de vérification 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;
- le re-codage du diagnostic principal et le contrôle des diagnostics supplémentaires et des traitements de ces échantillons lors de la révision ;
- la comparaison du codage original avec celui de la révision, 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 aussi la variation du casemix entre les 2 codages de chaque hôpital.

---

## 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<sup>er</sup> janvier et le 31 décembre 2007.

L'échantillonnage aléatoire des dossiers, stratifié par établissement, a été réalisé selon les critères de l'Annexe 7.1.1. La liste des établissements, la taille des strates ainsi que le nombre de jours de révision effectués lors de la révision, hormis le temps pour le rapport, sont présentés dans l'Annexe 7.2.

### 2.2 Déroulement des travaux

#### 2.2.1 Phase préparatoire

La coordination et la préparation de la révision ont été faites avec le responsable et la personne chargée de la révision. Un planning de travail sur le site fut planifié. L'accueil ainsi que les conditions de travail étaient optimales.

#### 2.2.2 Phase opérationnelle

Le travail de révision s'est déroulé en décembre 2007.

A la fin de la vérification des établissements, 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 dans la lettre de sortie par la codificatrice de l'hôpital et ceux établis lors de la révision concernant :

- le diagnostic principal,
- le complément au diagnostic principal,
- 8 ou 28 diagnostics supplémentaires,
- 10 ou 30 interventions.

---

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

Les codifications s'appuient 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 – 9<sup>ème</sup> révision (CHOP 9)
- 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 les mêmes que ceux des révisions faites sur Vaud en 1998 et 1999:

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>Code manquant</b>	Le code n'est pas indiqué, bien que le diagnostic ait un lien avec l'hospitalisation actuelle et qu'il soit mentionné dans les documents essentiels pour le codage	Le code n'est pas indiqué, bien que le traitement soit mentionné dans les documents essentiels pour le codage
<b>Code abusif</b>	Le code est indiqué, alors qu'il n'est pas mentionné dans les documents essentiels pour le codage et ou n'a aucun lien avec l'hospitalisation actuelle	Le code est indiqué, alors qu'il n'est pas mentionné dans les documents essentiels pour le codage et ou n'a aucun lien avec l'hospitalisation actuelle

Les codes de diagnostics 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 révision, 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'interventions se composent seulement de 3 ou 4 chiffres. La signification des signes du tableau ci-dessus est la même pour les codes d'interventions.

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>ème</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 inutiles**

Selon un accord passé avec le l'OFS (Office Fédéral de la Statistique) les codes inutiles ne sont pas pris en compte dans les calculs présentés ici. L'information est saisie dans la base de données mais n'est pas prise en compte dans les calculs. Les codificatrices sont informées verbalement des codes inutiles qui ont été trouvés.

### 3 Comparaisons cantonales

Ce chapitre présente les conclusions de l'analyse des données 2007 réalisée en 2008. Il démontre la cohérence des données pour l'ensemble des hôpitaux.

Au chapitre 6, l'analyse de la valeur du casemix de l'hôpital 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 le canton 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  $\bar{x} = \sum w_h \bar{x}_h$ .

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

Cantons	Précis		Imprécis		Faux		Abs. faux		Total
	Nb	%	Nb	%	Nb	%	Nb	%	
Neuchâtel	286	98.76%	1	0.62%	1	0.62%	0	0.00%	288
Valais	423	97.85%	4	0.72%	2	0.36%	6	1.08%	435
Vaud	1598	96.56%	36	1.54%	26	0.93%	27	0.97%	1687
Genève	139	96.53%	3	2.08%	2	1.39%	0	0.00%	144
Jura	131	93.57%	6	4.29%	1	0.71%	2	1.43%	140
Berne	1266	91.11%	37	2.57%	49	3.80%	32	2.52%	1384

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

Cantons	Précis		Imprécis		Faux		Abs. Faux		Abusifs		Manquants		Total
	Nb	%	Nb	%	Nb	%	Nb	%	Nb	%	Nb	%	
Neuchâtel	34	100.00%	0	0.00%	0	0.00%	0	0.00%	0	0.00%	0	0.00%	34
Valais	82	100.00%	0	0.00%	0	0.00%	0	0.00%	0	0.00%	0	0.00%	82
Vaud	286	92.97%	8	0.76%	15	1.93%	7	1.67%	3	0.31%	13	2.36%	332
Genève	18	94.74%	0	0.00%	0	0.00%	1	5.26%	0	0.00%	0	0.00%	19
Jura	25	89.29%	0	0.00%	1	3.57%	1	3.57%	0	0.00%	1	3.57%	28
Berne	224	95.93%	1	0.43%	2	0.33%	1	0.22%	0	0.00%	6	3.09%	234

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

Cantons	Précis		Imprécis		Faux		Abs. faux		Abusifs		Manquants		Total
	Nb	%	Nb	%	Nb	%	Nb	%	Nb	%	Nb	%	
Neuchâtel	1087	99.14%	0	0.00%	3	0.23%	0	0.00%	0	0.00%	5	0.63%	1095
Valais	1210	98.71%	4	0.25%	2	0.13%	0	0.00%	2	0.13%	11	0.77%	1229
Vaud	4354	96.42%	56	0.50%	31	0.40%	9	0.08%	18	0.19%	263	2.41%	4731
Genève	531	98.15%	1	0.18%	2	0.37%	0	0.00%	2	0.37%	5	0.92%	541
Jura	434	92.54%	2	0.43%	8	1.71%	0	0.00%	1	0.21%	24	5.12%	469
Berne	4602	94.01%	60	1.12%	52	1.14%	20	0.44%	65	1.65%	119	1.64%	4918

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

Cantons	Précis		Imprécis		Faux		Abs. faux		Abusifs		Manquants		Total
	Nb	%	Nb	%	Nb	%	Nb	%	Nb	%	Nb	%	
Neuchâtel	733	99.72%	1	0.28%	0	0.00%	0	0.00%	0	0.00%	0	0.00%	734
Valais	554	97.78%	5	0.79%	1	0.16%	1	0.16%	1	0.16%	6	0.95%	568
Vaud	2062	98.69%	4	0.13%	7	0.73%	1	0.01%	1	0.04%	15	0.41%	2090
Genève	200	99.50%	1	0.50%	0	0.00%	0	0.00%	0	0.00%	0	0.00%	201
Jura	127	98.45%	2	1.55%	0	0.00%	0	0.00%	0	0.00%	0	0.00%	129
Berne	2545	91.97%	45	1.83%	7	0.46%	1	0.04%	21	0.93%	93	4.77%	2712

---

## 4 Sommaire des constats

---

Les dossiers médicaux numérisés étaient documentés de la lettre de sortie et du protocole opératoire le cas échéant. Les rapports de pathologie sont absents des dossiers cependant les diagnostics pathologiques sont notés sur les lettres de sortie. Le travail de codification médicale est d'excellente qualité.

Il est important de toujours se rappeler que les éléments consignés aux dossiers des patients doivent permettre à la codificatrice de justifier en tout temps les codes de diagnostics et de traitements attribués pour chaque séjour-patient. Pour ce faire il est important de réaliser que les codificatrices ont besoin du temps nécessaire pour effectuer un travail le plus exhaustif possible. Ceci permettrait d'optimiser l'attribution d'un APDRG le plus correctement possible amenant une facturation adéquate.

L'Hôpital Neuchâtelois comprend les sites de Neuchâtel et de la Chaux-de-Fonds. Les années précédentes nous avons révisé séparément les données de chacun des hôpitaux. Depuis cette année de révision il ne s'agit que d'une seule entité. Dans les données mises en tableau ci-après il n'est pas possible de comparer 2006 avec 2007, raison pour laquelle il n'y a pas de données pour l'hôpital Neuchâtelois en 2006.

## 5 Résultats détaillés

### 5.1 Analyse détaillée par établissement

Les pourcentages pour le canton 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  $\bar{x} = \sum w_h \bar{x}_h$ . Ainsi les valeurs pour les cantons du Valais, de Vaud, de Neuchâtel et de Berne nous indiquons les moyennes pondérées. Pour Genève et Jura il n'y a qu'un établissement.

#### 5.1.1 Diagnostic principal

Etablissements	Codes précis		
	2006	2007	Ecart
Neuchâtel H		<b>98.60%</b>	
Providence	94.44%	<b>100.00%</b>	5.56%
Neuchâtel	94.23%	<b>98.76%</b>	4.54%
Valais	96.63%	<b>97.85%</b>	1.22%
Vaud	95.16%	<b>96.56%</b>	1.41%
Genève	91.63%	<b>96.53%</b>	4.90%
Jura	73.79%	<b>93.57%</b>	19.78%
Berne	88.03%	<b>91.11%</b>	3.08%

Codes imprécis		
2006	2007	Ecart
	<b>0.70%</b>	
2.78%	<b>0.00%</b>	-2.78%
3.14%	<b>0.62%</b>	-2.52%
1.07%	<b>0.72%</b>	-0.35%
1.51%	<b>1.54%</b>	0.04%
1.48%	<b>2.08%</b>	0.61%
7.59%	<b>4.29%</b>	-3.30%
4.11%	<b>2.57%</b>	-1.54%

Etablissements	Codes faux		
	2006	2007	Ecart
Neuchâtel H		<b>0.70%</b>	
Providence	0.00%	<b>0.00%</b>	0.00%
Neuchâtel	0.97%	<b>0.62%</b>	-0.35%
Valais	1.24%	<b>0.36%</b>	-0.88%
Vaud	1.81%	<b>0.93%</b>	-0.88%
Genève	4.43%	<b>1.39%</b>	-3.04%
Jura	11.72%	<b>0.71%</b>	-11.01%
Berne	4.11%	<b>3.80%</b>	-0.31%

Codes absolument faux		
2006	2007	Ecart
	<b>0.00%</b>	
2.78%	<b>0.00%</b>	-2.78%
1.67%	<b>0.00%</b>	-1.67%
1.06%	<b>1.08%</b>	0.02%
1.53%	<b>0.97%</b>	-0.56%
2.46%	<b>0.00%</b>	-2.46%
6.90%	<b>1.43%</b>	-5.47%
3.74%	<b>2.52%</b>	-1.22%

### 5.1.2 Complément au diagnostic principal

Etablissements	Codes précis			Codes imprécis			Codes faux		
	2006	2007	Ecart	2006	2007	Ecart	2006	2007	Ecart
Neuchâtel H		<b>100.00%</b>			<b>0.00%</b>			<b>0.00%</b>	
Providence	86.36%	<b>100.00%</b>	13.64%	0.00%	<b>0.00%</b>	0.00%	4.55%	<b>0.00%</b>	-4.55%
Neuchâtel	92.93%	<b>100.00%</b>	7.07%	0.00%	<b>0.00%</b>	0.00%	5.94%	<b>0.00%</b>	-5.94%
Valais	97.28%	<b>100.00%</b>	2.72%	0.00%	<b>0.00%</b>	0.00%	0.82%	<b>0.00%</b>	-0.82%
Vaud	93.24%	<b>92.97%</b>	-0.28%	0.02%	<b>0.76%</b>	0.75%	1.61%	<b>1.93%</b>	0.32%
Genève	74.07%	<b>94.74%</b>	20.66%	3.70%	<b>0.00%</b>	-3.70%	11.11%	<b>0.00%</b>	-11.11%
Jura	66.67%	<b>89.29%</b>	22.62%	3.70%	<b>0.00%</b>	-3.70%	14.81%	<b>3.57%</b>	-11.24%
Berne	84.37%	<b>95.93%</b>	11.56%	1.98%	<b>0.43%</b>	-1.55%	2.37%	<b>0.33%</b>	-2.04%

Etablissements	Codes absolument faux			Codes abusifs			Codes manquants		
	2006	2007	Ecart		2007		2006	2007	Ecart
Neuchâtel H		<b>0.00%</b>			<b>0.00%</b>			<b>0.00%</b>	
Providence	0.00%	<b>0.00%</b>	0.00%		<b>0.00%</b>		9.09%	<b>0.00%</b>	-9.09%
Neuchâtel	0.00%	<b>0.00%</b>	0.00%		<b>0.00%</b>		1.13%	<b>0.00%</b>	-1.13%
Valais	0.00%	<b>0.00%</b>	0.00%		<b>0.00%</b>		1.09%	<b>0.00%</b>	-1.09%
Vaud	0.58%	<b>1.67%</b>	1.09%		<b>0.31%</b>		1.86%	<b>2.36%</b>	0.50%
Genève	0.00%	<b>5.26%</b>	5.26%		<b>0.00%</b>		11.11%	<b>0.00%</b>	-11.11%
Jura	0.00%	<b>3.57%</b>	3.57%		<b>0.00%</b>		11.11%	<b>3.57%</b>	-7.54%
Berne	0.85%	<b>0.22%</b>	-0.63%		<b>0.00%</b>		9.97%	<b>3.09%</b>	-6.88%

### 5.1.3 Diagnostics supplémentaires

Etablissements	Codes précis			Codes imprécis			Codes faux		
	2006	2007	Ecart	2006	2007	Ecart	2006	2007	Ecart
Neuchâtel H		<b>99.11%</b>			<b>0.00%</b>			<b>0.22%</b>	
Providence	93.62%	<b>99.38%</b>	5.76%	2.71%	<b>0.00%</b>	-2.71%	0.58%	<b>0.31%</b>	-0.27%
Neuchâtel	92.57%	<b>99.14%</b>	6.56%	2.07%	<b>0.00%</b>	-2.07%	0.70%	<b>0.23%</b>	-0.47%
Valais	98.15%	<b>98.71%</b>	0.56%	0.96%	<b>0.25%</b>	-0.71%	0.33%	<b>0.13%</b>	-0.19%
Vaud	92.86%	<b>96.42%</b>	3.56%	1.23%	<b>0.50%</b>	-0.73%	1.16%	<b>0.40%</b>	-0.76%
Genève	85.06%	<b>98.15%</b>	13.09%	2.86%	<b>0.18%</b>	-2.67%	2.47%	<b>0.37%</b>	-2.10%
Jura	75.72%	<b>92.54%</b>	16.81%	7.51%	<b>0.43%</b>	-7.09%	3.76%	<b>1.71%</b>	-2.05%
Berne	85.86%	<b>94.01%</b>	8.15%	2.35%	<b>1.12%</b>	-1.23%	2.22%	<b>1.14%</b>	-1.08%

Etablissements	Codes absolument faux			Codes abusifs			Codes manquants		
	2006	2007	Ecart		2007		2006	2007	Ecart
Neuchâtel H		<b>0.00%</b>			<b>0.00%</b>			<b>0.67%</b>	
Providence	0.19%	<b>0.00%</b>	-0.19%		<b>0.00%</b>		1.16%	<b>0.31%</b>	-0.85%
Neuchâtel	0.34%	<b>0.00%</b>	-0.34%		<b>0.00%</b>		3.10%	<b>0.63%</b>	-2.47%
Valais	0.00%	<b>0.00%</b>	0.00%		<b>0.13%</b>		0.41%	<b>0.77%</b>	0.37%
Vaud	0.37%	<b>0.08%</b>	-0.29%		<b>0.19%</b>		2.76%	<b>2.41%</b>	-0.35%
Genève	0.39%	<b>0.00%</b>	-0.39%		<b>0.37%</b>		4.81%	<b>0.92%</b>	-3.88%
Jura	0.87%	<b>0.00%</b>	-0.87%		<b>0.21%</b>		6.36%	<b>5.12%</b>	-1.24%
Berne	0.82%	<b>0.44%</b>	-0.38%		<b>1.65%</b>		4.98%	<b>1.64%</b>	-3.34%

## 5.1.4 Interventions

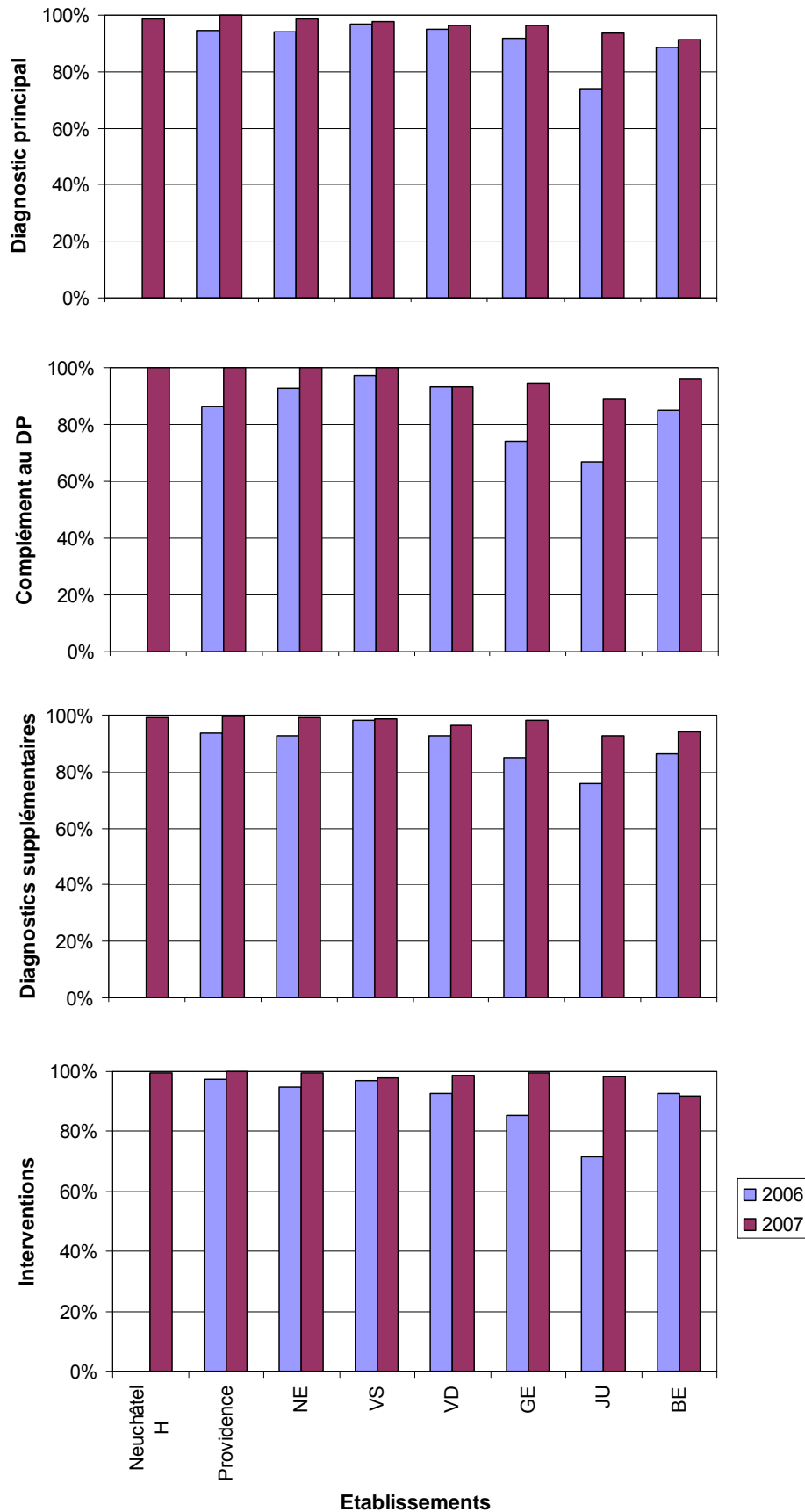
Etablissements	Codes précis			Codes imprécis			Codes faux		
	2006	2007	Ecart	2006	2007	Ecart	2006	2007	Ecart
Neuchâtel H		<b>99.69%</b>			<b>0.31%</b>			<b>0.00%</b>	
Providence	97.36%	<b>100.00%</b>	2.64%	0.53%	<b>0.00%</b>	-0.53%	0.26%	<b>0.00%</b>	-0.26%
Neuchâtel	94.62%	<b>99.72%</b>	5.10%	2.09%	<b>0.28%</b>	-1.82%	1.07%	<b>0.00%</b>	-1.07%
Valais	97.04%	<b>97.78%</b>	0.74%	0.47%	<b>0.79%</b>	0.33%	0.78%	<b>0.16%</b>	-0.62%
Vaud	92.55%	<b>98.69%</b>	6.15%	0.92%	<b>0.13%</b>	-0.79%	0.24%	<b>0.73%</b>	0.48%
Genève	85.51%	<b>99.50%</b>	13.99%	3.69%	<b>0.50%</b>	-3.20%	0.28%	<b>0.00%</b>	-0.28%
Jura	71.72%	<b>98.45%</b>	26.73%	5.52%	<b>1.55%</b>	-3.97%	1.38%	<b>0.00%</b>	-1.38%
Berne	92.81%	<b>91.97%</b>	-0.84%	2.05%	<b>1.83%</b>	-0.22%	0.62%	<b>0.46%</b>	-0.16%

Etablissements	Codes absolument faux			Codes abusifs			Codes manquants		
	2006	2007	Ecart		2007		2006	2007	Ecart
Neuchâtel H		<b>0.00%</b>			<b>0.00%</b>			<b>0.00%</b>	
Providence	0.00%	<b>0.00%</b>	0.00%		<b>0.00%</b>		0.53%	<b>0.00%</b>	-0.53%
Neuchâtel	0.46%	<b>0.00%</b>	-0.46%		<b>0.00%</b>		0.88%	<b>0.00%</b>	-0.88%
Valais	0.16%	<b>0.16%</b>	0.00%		<b>0.16%</b>		0.63%	<b>0.95%</b>	0.33%
Vaud	0.10%	<b>0.01%</b>	-0.09%		<b>0.04%</b>		2.56%	<b>0.41%</b>	-2.15%
Genève	0.28%	<b>0.00%</b>	-0.28%		<b>0.00%</b>		9.38%	<b>0.00%</b>	-9.38%
Jura	0.69%	<b>0.00%</b>	-0.69%		<b>0.00%</b>		17.93%	<b>0.00%</b>	-17.93%
Berne	0.22%	<b>0.04%</b>	-0.18%		<b>0.93%</b>		2.26%	<b>4.77%</b>	2.51%

## 5.2 DRG modifiés 2007

	Quantité	Pourcentage
Pas d'incidence sur le costweight (CW)	285	98.96%
CW après révision moins élevé	1	0.35%
CW après révision plus élevé	2	0.69%
Total	288	100%

Evolution entre 2006 et 2007 du nombre de codes précis dans chaque établissement.



## **5.3 Hôpital Neuchâtelois**

---

### **5.3.1 Coxarthrose bilatérale**

Selon la lettre de sortie, il y a une coxarthrose bilatérale, nous suggérons d'inscrire en DP le code M16.0 « Coxarthrose primaire, bilatérale » au lieu de M16.1 « Autres coxarthroses primaires ».

### **5.3.2 Globe vésical iatrogène**

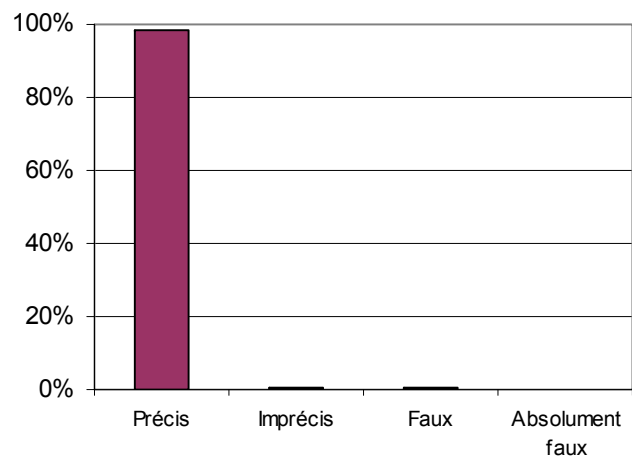
Nous recommandons d'ajouter en diagnostic complémentaire le code Y83.4 « Réactions anormales ou complications ultérieures lors d'autres interventions chirurgicales réparatrices, sans accident opératoire ». Ce code vient préciser le diagnostic codé à R33 « Rétentions d'urine ».

### **5.3.3 Entérocoques faecalis**

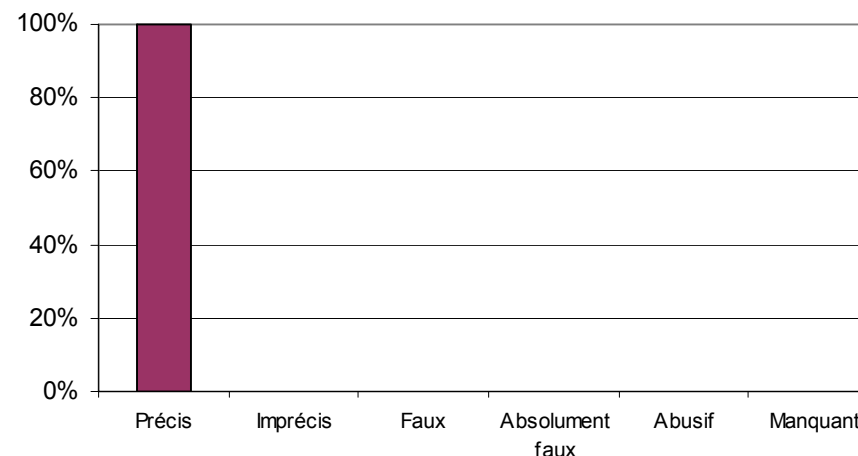
Une septicémie à Entérocoques faecalis = Streptocoques faecalis doit se coder à A40.2 « Septicémie à streptocoques, groupe D ».

## Hôpital Neuchâtelois

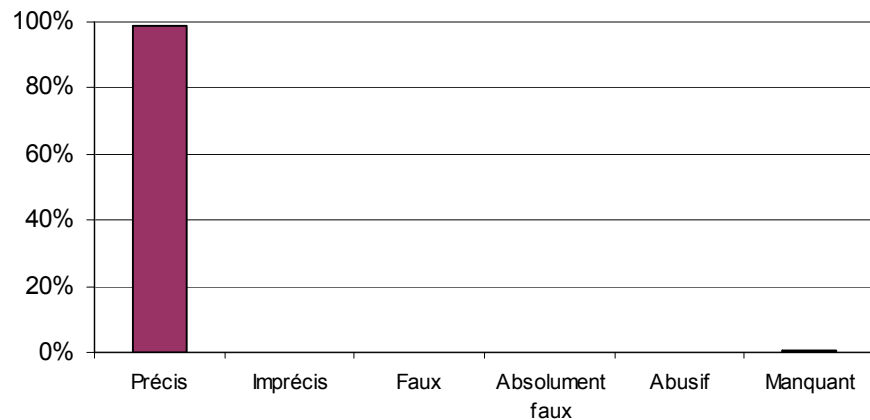
**Diag. Principal**



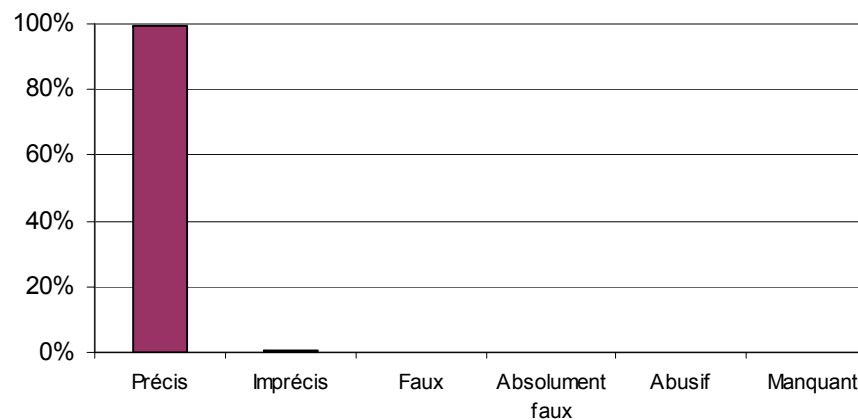
**Complément au DP**



**Diag Supplémentaires**



**Ens. des Interventions**



## 5.4 Hôpital de la Providence

---

### 5.4.1 Pseudomonas

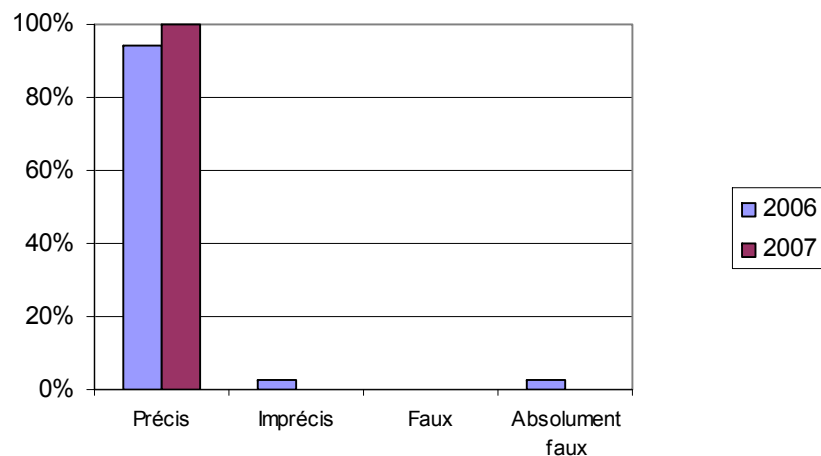
Lorsque l'information est disponible, nous recommandons de préciser la bactérie Pseudomonas en ajoutant le code B96.5 « Pseudomonas (P. aeruginosa) (P. mallei) (P. pseudomallei), cause de maladies classées dans d'autres chapitres », selon les indications de la lettre de sortie et Evolution –Discussion.

### 5.4.2 Insuffisance cardiaque hypertensive

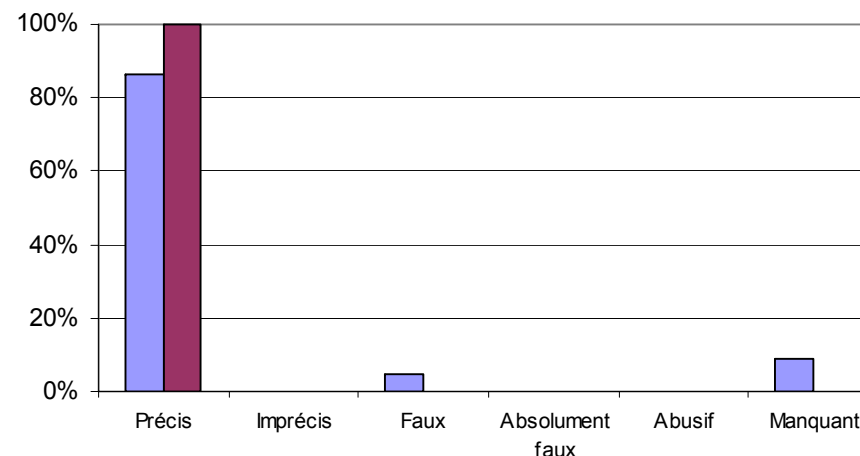
Ici au lieu de coder I10 « Hypertensions essentielles (primitives) » nous devons coder I11.0 « Cardiopathie hypertensive, avec insuffisance cardiaque (congestive) ». Selon la lettre de sortie, il y a insuffisance cardiaque hypertensive.

## La Providence

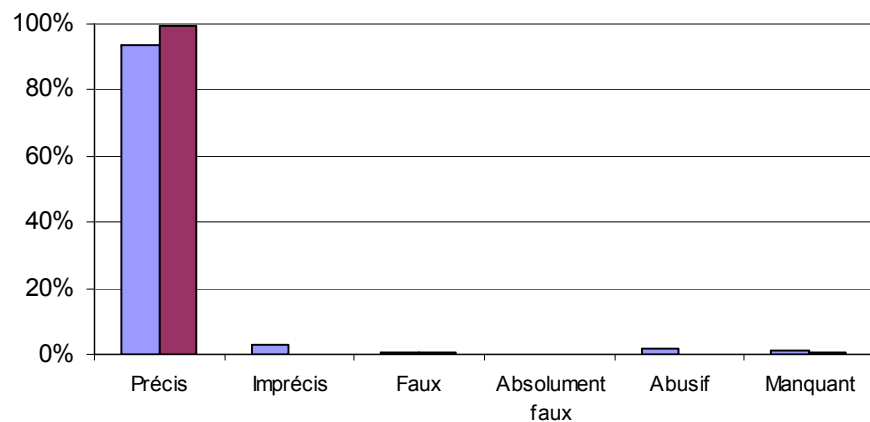
**Diag. Principal**



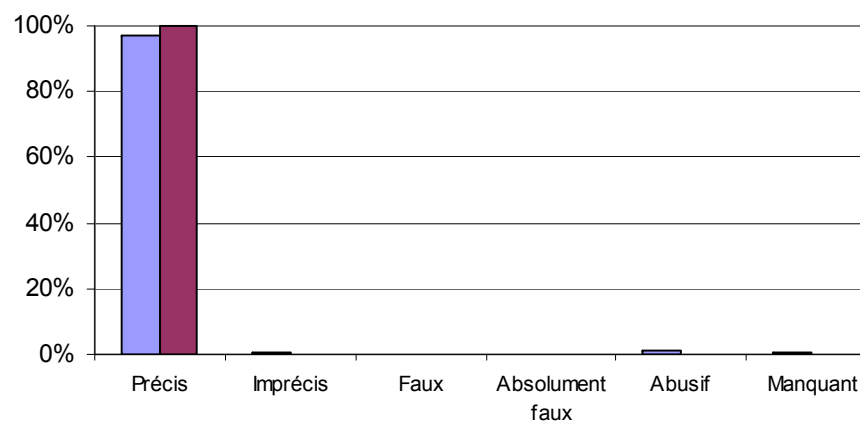
**Complément au DP**



**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.apdrgsuisse.ch](http://www.apdrgsuisse.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'interventions 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 des codes suivants: le diagnostic principal (DP), le diagnostic complémentaire (DC), 28 codes de diagnostics supplémentaires (DS1 à DS28) et 30 codes d'interventions chirurgicales (OP1 à OP30).

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 lors de la révision (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 à 95% 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 d'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
Neuchâtel H	143	1.4%
Providence	145	0.7%
Neuchâtel	288	1.3%
Valais	435	1.8%
Vaud	1'687	1.5%
Genève	144	1.4%
Jura	140	3.6%
Berne	1'384	5.7%

Rappel : ce tableau prend dans  $n_h$  le nombre de dossiers de l'hôpital  $h$  inclus dans l'échantillon. Comme nous ne recevons pas les APDRG de facturation, nous nous efforçons lors de la révision de corriger les APDRG non facturables et nous vérifions l'APDRG forcé de l'hôpital.

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

Etablissements	$\bar{x}_h$	$\bar{y}_h$	$\bar{z}_h^-$	$\bar{z}_h$	$\bar{z}_h^+$	$\hat{R}_h^-$	$\hat{R}_h$	$\hat{R}_h^+$	$s(z_h)$
Neuchâtel H	0.859	0.862	-0.004	0.003	0.011	-0.52	0.4	1.32	0.048
Providence	1.03	1.039	-0.008	0.009	0.025	-0.75	0.84	2.43	0.104
Neuchâtel	0.879	0.883	-0.003	0.004	0.011	-0.370	0.460	1.280	
Valais	0.852	0.849	-0.008	-0.003	0.002	-0.910	-0.350	0.220	
Vaud	0.980	0.981	-0.001	0.001	0.003	-0.090	0.130	0.360	
Genève	1.112	1.111	-0.004	-0.001	0.002	-0.35	-0.08	0.19	
Jura	0.831	0.833	-0.004	0.002	0.008	-0.440	0.250	0.950	
Berne	1.062	1.060	-0.010	-0.002	0.006	-0.980	-0.200	0.570	

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	$\hat{X}_h$	$\hat{Y}_h$	$Z_h^-$	$\hat{Z}_h$	$Z_h^+$	$N_h$	$n_h$
Neuchâtel H	15063	15123	-77.86	59.84	197.54	17535	143
Providence	2366	2386	-17.79	19.83	57.46	2297	145
Neuchâtel	17429.53	17509.20	-63.08	79.67	222.42	19832	288
Valais	34789.82	34669.48	-316.01	-120.34	75.33	40837	435
Vaud	82849.18	82960.60	-70.80	111.42	293.64	84543	1687
Genève	45184.20	45148.07	-160.21	-36.13	87.95	40648	144
Jura	5839.52	5854.39	-25.72	14.87	55.46	7032	140
Berne	122311.40	122065.40	-1196.02	-246.02	703.98	115161	1384

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

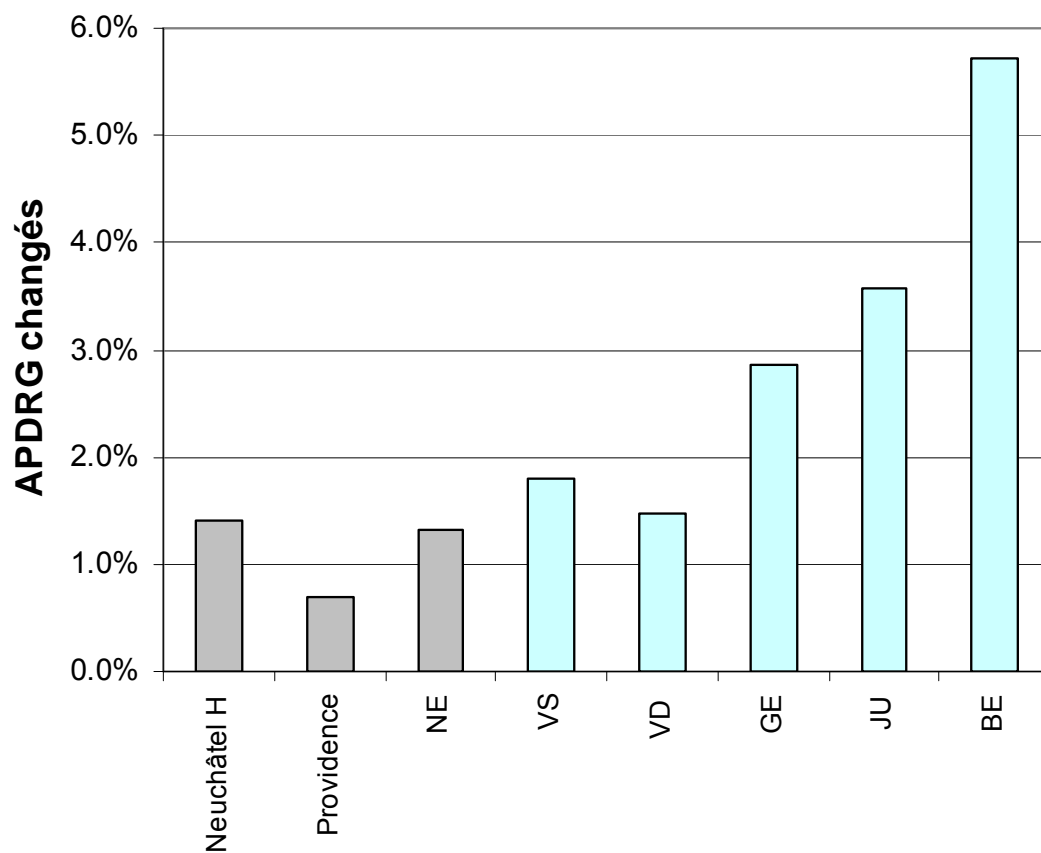
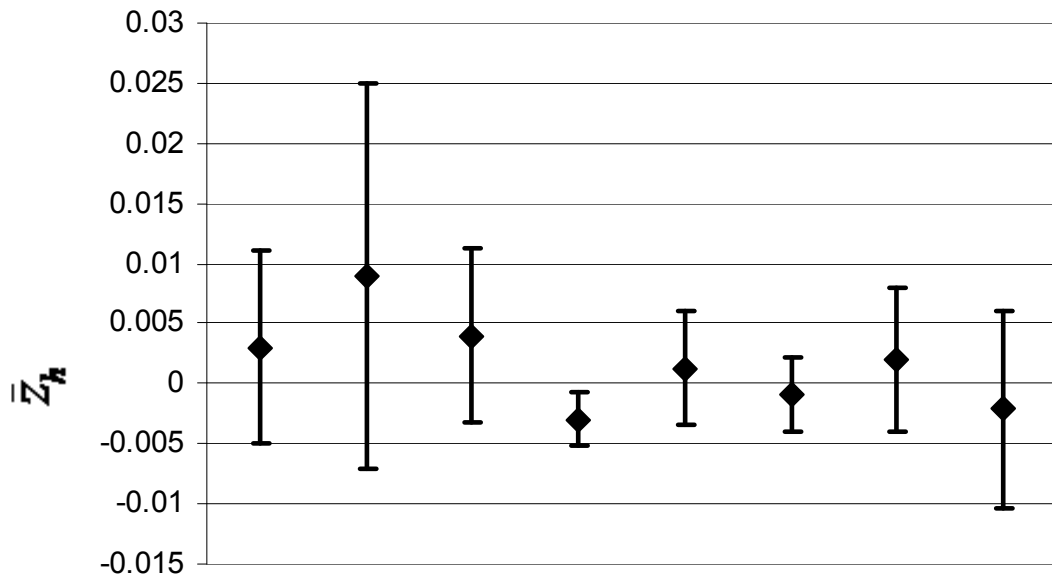
La colonne  $\hat{Y}_h$  est l'estimation du casemix de l'hôpital **après la révision**.

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 (B) le pourcentage d' APDRG changés par hôpital.



## 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

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

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  $Z_h$

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

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  $\beta$  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 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  $\alpha$  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 de Neuchâtel

Etablissements	N - Nombre de sorties	n - nombre d'échantillons	v- Nombre de visites
Neuchâtel H	17'535	143	5
Providence	2'297	145	4
<b>Neuchâtel</b>	<b>19'832</b>	<b>288</b>	<b>9</b>
Valais	40'837	435	10
Vaud	84'543	1'687	41
Genève	40'648	144	5
Jura	7'032	140	4
Berne	115'161	1'410	41

**N** : représente le nombre de lettres de sortie en 2007, pour chaque hôpital.

**n** : Les tailles des échantillons ont été fixées arbitrairement supérieures au calcul statistique. Ce dernier se calcule 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 de Neuchâtel

Etablissements	Dossiers échantillonnés	Dossiers non trouvés
Neuchâtel H	145	2
La Providence	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
DAP	Dossier anatomo-pathologique
Diag	Diagnostic
DP	Diagnostic Principal
DS	Diagnostic Supplémentaire
OFS	Office Fédéral de la Statistique
OMS	Organisation Mondiale de la Santé
SCRIS	Service Cantonal de Recherche et d'Information Statistiques (Vaud)