



HAL
open science

Analyse descriptive et comparative de la consommation d'imagerie médicale entre les CHU, les CH et le Centre hospitalier de Mulhouse

Katell Mellac

► **To cite this version:**

Katell Mellac. Analyse descriptive et comparative de la consommation d'imagerie médicale entre les CHU, les CH et le Centre hospitalier de Mulhouse. *Méthodologie [stat.ME]*. 2012. dumas-00728931

HAL Id: dumas-00728931

<https://dumas.ccsd.cnrs.fr/dumas-00728931v1>

Submitted on 7 Sep 2012

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

Comparaison du nombre d'acte d'imagerie médicale effectués centre hospitalier de Mulhouse avec ceux effectués dans les centres hospitaliers universitaires et dans les centres hospitaliers de plus de 16 000 séjours par an.

Rapport de stage

Service des Etudes et Applications de l'Information Médicale du centre hospitalier de Mulhouse

Stage réalisé sous la direction du docteur Arnaud ETIENNE, médecin de santé publique et de Benoît LESQUERBAULT, statisticien.

Mellac Katell
M1 Statistiques
Mai-Août 2012

Résumé

Le but du stage est d'étudier le nombre d'acte d'imagerie médicale effectués au sein du centre hospitalier de Mulhouse pour un groupement homogène de malade donné : Oedèmes pulmonaires et détresse respiratoire et de le comparer au nombre d'actes d'imagerie médicale effectués au sein des centres hospitaliers universitaires de la France entière ainsi qu'au sein des centres hospitaliers de plus de 16000 séjours par an.

On effectue cette comparaison pour quatre actes d'imagerie médicale différents : les IRM, les scanographies, les radiographies et les échographies.

On essaie d'expliquer les différences obtenues entre les établissements en comparant les durées de séjour entre les hôpitaux, puis on met en avant un lien entre durée de séjour et nombre d'acte d'imagerie médicale effectués au cours du séjour.

Mots-clefs : Imagerie médicale, durée de séjour, test de comparaison de moyennes, test du khi-deux.

Remerciements :

Je tiens à remercier le docteur ETIENNE, chef de service du SEAIM, de m'avoir permis d'effectuer mon stage au sein de celui-ci,

Je remercie mon maître de stage, Benoît LESQUERBAULT, pour toute l'aide et le soutien qu'il m'a apporté au cours des deux mois que j'ai passé au centre hospitalier de Mulhouse, ainsi que pour sa patience et sa gentillesse.

Je remercie enfin tous les membres du SEAIM pour leur accueil chaleureux, ainsi que pour la facilité avec laquelle ils m'ont intégrée au sein de l'équipe, me donnant ainsi un avant-goût de ce qu'est le travail de groupe, ceci toujours dans la bonne humeur.

Table des matières :

résumé.....	2
remerciements.....	3
I) Contexte du stage.....	6
1) présentation de l'établissement d'accueil.....	6
a) présentation du centre hospitalier de Mulhouse.....	6
b) présentation du SEAIM et du PMSI.....	7
2) objectifs du stage.....	9
a) problématique du stage.....	9
b) moyens mis en œuvre.....	9
c) informations complémentaires.....	10
II) Déroulement du stage.....	11
1) première approche du sujet.....	11
a) première méthode.....	11
b) deuxième méthode.....	23
c) conclusion.....	26
2) comparaison du nombre d'acte d'imagerie entre les CHU, les CH et le CHM.....	27
a) importation, retraitement et exploitation des données.....	27
b) résultat de la comparaison de la répartition des actes d'imagerie entre les CHU, les CH et le CHM.....	45
c) conclusion.....	55
d) début d'explication.....	55
3) mise en évidence du lien entre durée de séjour et nombre d'acte d'imagerie effectués au cours du séjour.....	62

a) importation, retraitement et exploitation des données.....	62
b) conclusion.....	78
III)Conclusion du stage.....	79
Annexe.....	81
Sommaire de l'annexe.....	82
bibliographie.....	115

I) Contexte du stage

1) Présentation le l'établissement d'accueil

a) Présentation du CHM

Le centre hospitalier de Mulhouse se situe aux abords du quartier du Reberg à Mulhouse et s'étend sur deux sites : celui du Moenschberg et celui du Hasenrain, où se trouve le service des études et applications de l'information médicale, dans le pôle santé publique.

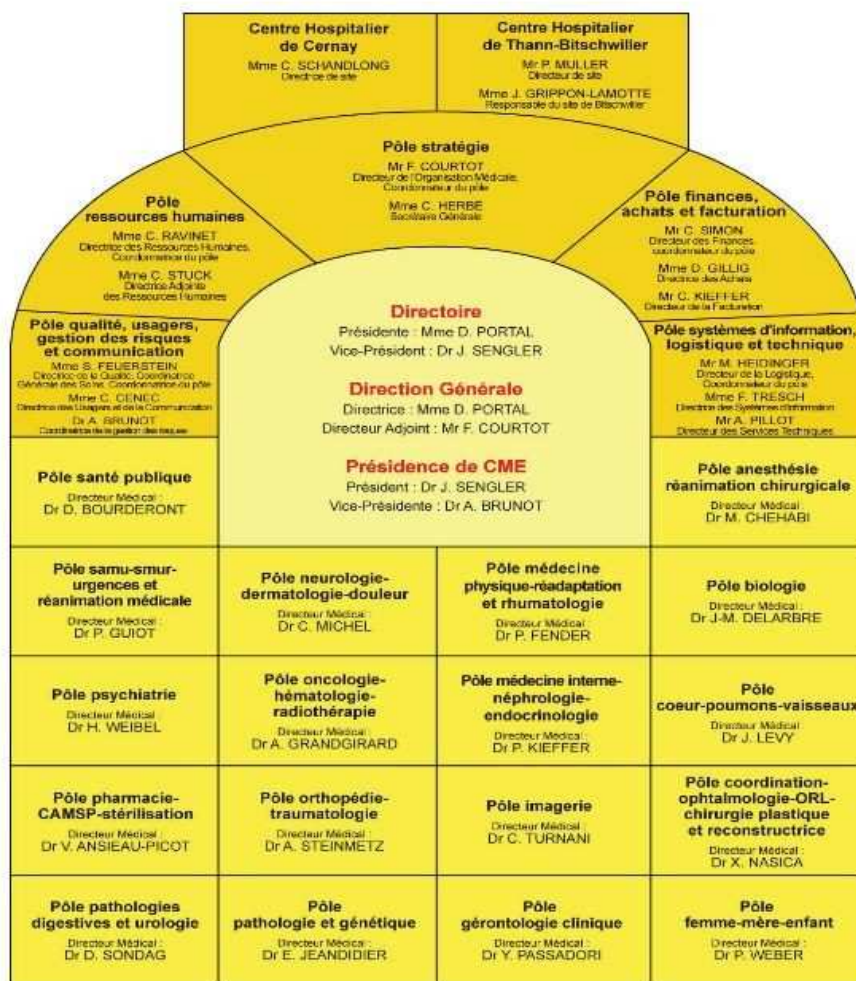


Fig.1 : Organigramme du CHM

b) présentation du SEAIM et du PMSI

Le service des études et analyses de l'information médicale(SEAIM) du centre hospitalier de Mulhouse œuvre dans le contexte du programme de médicalisation des systèmes d'information (PMSI).

Il est tout d'abord nécessaire de présenter le PMSI, qui crée relativement récemment(son projet de création ayant été lancé en 1982) succède à d'autres modes de gestion de l'enveloppe allouée chaque année aux établissements sanitaires de santé Français. Avant 1983, les hôpitaux étaient financés selon les prix des journées d'hospitalisation. Dès 1983, le système de budget global est mis en place,. Chaque hôpital se alors voit attribuer une certaine somme, un budget annuel, recalculé chaque année. Cependant, ce mode de fonctionnement a induit la pérennisation des inégalités entre hôpitaux.

En 1991, suite à une nouvelle réforme hospitalière, les hôpitaux se voient désormais dans l'obligation de procéder à l'analyse de leur activité, c'est la naissance du PMSI . Dès 1989, on assiste à la création des départements d'information médicale(DIM, appelé SEAIM à Mulhouse) au sein des hôpitaux Français, c'est eux qui traitent les données extraites des dossiers médicaux des patients. Leur fonctionnement mérite quelques éclaircissements.

L'admission d'un patient dans un établissement de santé induit l'ouverture d'un ou plusieurs résumés d'unité médicale (RUM) selon qu'il a séjourné dans un ou plusieurs services. Ces RUM sont ensuite regroupés en résumé standardisé de sortie (RSS) , chaque séjour étant lié à la création d'un nouveau RSS. Le RUM contient des informations administratives, comme la date de naissance et le sexe du patient, ainsi que des informations d'ordre médical, telles que les diagnostics ou les actes médicaux effectués sur le patient. Ces informations sont par la suite exploitées au sein des DIM, par un travail en plusieurs étapes.

Tout d'abord, on extrait du dossier les pathologies prises en charge et les moyens mis en œuvre pour y remédier (actes médicaux). On définit un diagnostic principal (DP), éventuellement des diagnostics associés (DA) à l'aide du Guide Méthodologique de production des informations relatives à l'activité médicale et à sa facturation en médecine, chirurgie, obstétrique et odontologie. Ces diagnostics principaux sont alors codés à l'aide d'un recueil de classification internationale des maladies (CIM10). Au sein du CHM, ces codages sont réalisés par des technicien(ne)s d'information médicale(TIM). Les actes médicaux effectués sont eux codés à l'aide de la classification commune des actes médicaux(CCAM).

Une fois ces informations codées et hiérarchisées, elles sont saisies dans le système d'information de l'hôpital, qui grâce à un logiciel de groupage, produit des groupes homogènes de maladies(GHM) qui décrivent la prise en charge d'un séjour.

L'information est ensuite extraite, anonymisée et envoyée sous forme d'un fichier de

résumé de sortie anonymisé (RSA) sur la plateforme de l'agence technique de l'information sur l'hospitalisation(ATIH).

Ces GHM, parmi de nombreux avantages, permettent une meilleure représentation du panel de soins effectués au sein de l'hôpital et facilitent le calcul de la recette de l'hôpital, puisque la valeur de chaque GHM est fixée par un arrêté.

Ce sont donc là les principaux rôles du DIM, dans le cadre du PMSI.

Le PMSI est une spécificité française, chaque pays ayant son propre mode de gestion du budget alloué aux hôpitaux.

2) Objectifs du stage

a) Problématique du stage

Le but de mon stage est de comparer le nombre d'actes d'imagerie médicale effectués au sein de trois populations d'hôpitaux, similaires du point de vue du nombre de RSA produits. On a entrepris pour cette étude de comparer les centres hospitaliers universitaires et les centres hospitaliers de plus de 16000 RSA au centre hospitalier de Mulhouse pour un GHM bien précis, le O4M13 correspondant aux patients atteints d'œdème pulmonaire et de détresse respiratoire. Un organisme de santé suspecte en effet une surconsommation d'actes d'imagerie médicale au sein de ce GHM pour le CHM et veut donc savoir, tout d'abord si leurs suspicions sont avérées, et si tel est le cas, de quels actes l'hôpital est le plus consommateur.

b) Moyens mis en œuvre

L'avancée de ce projet s'est effectuée en trois temps:

En effet, on a tout d'abord réalisé une comparaison des durées de séjour entre les 3 hôpitaux Alsaciens générant le plus de RSA : Les hôpitaux civils de Colmar, les hôpitaux universitaires de Strasbourg et l'hôpital du Hasenrain à Mulhouse. Ce travail s'est étalé sur deux semaines. Pour mener celui-ci à bien, plusieurs sources d'informations propres à l'hôpital ont été exploitées, il s'agit de PMSI pilot présent sur l'intranet de l'hôpital et du site de l'ATIH où j'ai pu trouver les données sur les durées de séjour pour le GHM étudié.

Dans un deuxième temps, on a étudié le nombre ainsi que la répartition selon la sévérité présentée par le patient des actes d'imagerie médicale entre les CHU, les CH et le centre hospitalier de Mulhouse, toujours pour le même GHM. La sévérité représente le niveau auquel la pathologie atteint le patient. Elle s'échelonne sur 4 niveaux, allant de 1 à 4, il existe un niveau spécial, noté T pour les séjours courts.

On a ensuite comparé les durées de séjour entre les 3 populations, après avoir à nouveau comparé, par une autre méthode, les durées de séjours des hôpitaux de Colmar, Mulhouse et Strasbourg. Ce travail a nécessité environ 3 semaines.

Après avoir mis en évidence la présence ou l'absence de différences entre le

comportement des 3 populations d'hôpitaux au niveau du nombre d'actes d'imagerie effectués, on a entrepris de mettre en exergue un lien entre le nombre d'actes médicaux effectués au cours du séjour d'un patient et la durée de son séjour. Ceci a nécessité une semaine de travail. Cependant, un travail préliminaire bibliographique a été nécessaire, afin de me familiariser avec le vocabulaire médical et le mode de fonctionnement de l'hôpital. Les données exploitées sont anonymisées pour des raisons évidentes de confidentialité

c) Informations complémentaires

L'intégralité des analyses a été effectuée sous SAS 9.2, les données ont été importées via Excel et Word, certains graphiques sont extraits du site PMSI-pilot.

Les procédures les plus utilisées ont été les procédures freq et univariate, j'ai également eu recours de nombreuses fois à des étapes data. J'ai utilisé dans une moindre mesure les procédures GLM, means, SQL, npar1way, boxplot et sort.

Tous les tests ont été réalisés avec un seuil critique de 5%

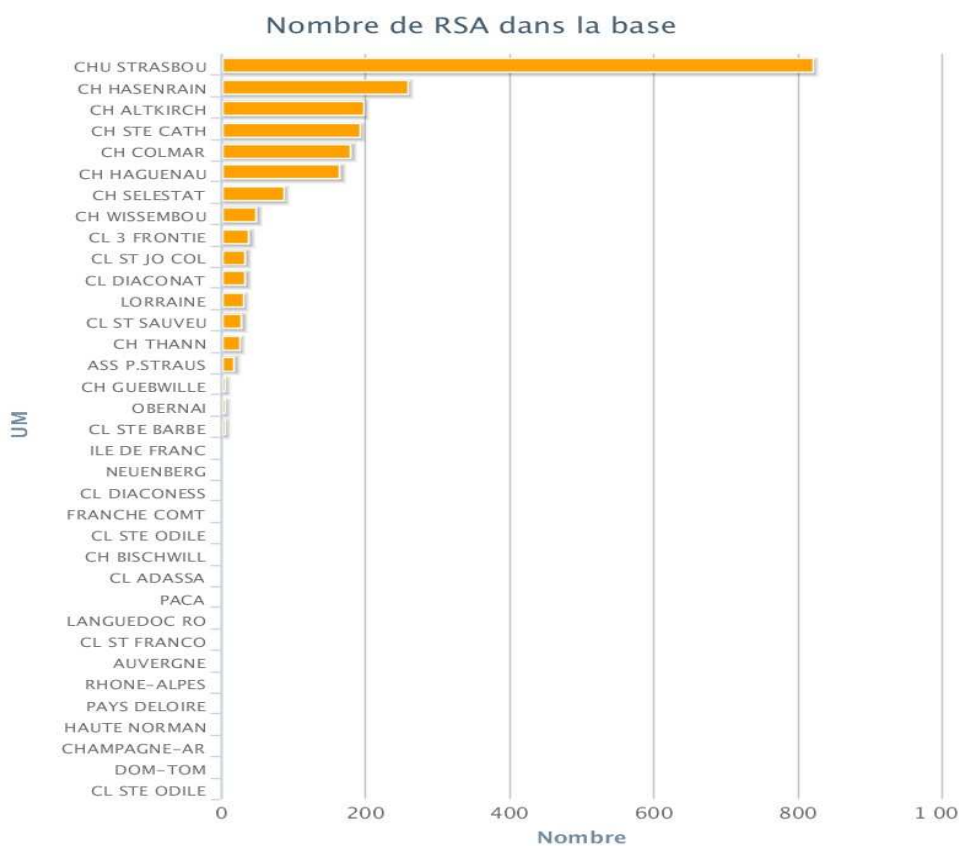
II) II) Déroulement du stage

1) Première approche du sujet: La comparaison des durées de séjours entre hôpitaux alsaciens.

a) Première méthode

On compare les durées de séjour de l'année 2010 au niveau régional afin de s'assurer que l'hôpital de Mulhouse n'a pas un comportement atypique par rapport à des hôpitaux générant un nombre similaire de RSA. On supposera qu'elles sont comparables à celles de l'année 2011, Si cette hypothèse est vérifiée au niveau régional, on l'étendra au niveau national. On ne peut pas faire cette comparaison au niveau national, car on n'a pas les données nécessaires, en effet PMSI pilot est une base régionale d'informations. On n'a accès à aucune base d'information nationale.

Le premier travail a consisté en la recherche des données nécessaires à la comparaison dans PMSI pilot. On a tout d'abord repéré, sur un graphique, les hôpitaux générant le plus de RSA.



Il s'agissait des hôpitaux de Strasbourg, Mulhouse, Altkirch, de l'hôpital sainte Catherine(Saverne), des hôpitaux de Colmar et de l'hôpital de Haguenau. On en a retenu trois pour la comparaison: les hôpitaux de Mulhouse, Colmar et Strasbourg.

La répartition des durées de séjour a été extraite de PMSI_{pilot} par hôpital et sévérité. On a ensuite importé les tables dans SAS via Excel par trois instructions « libname ». On a en effet créé une bibliothèque par hôpital. Les séjours de Mulhouse sont placés dans la bibliothèque CHM, ceux de Colmar dans la bibliothèque HCC et ceux de Strasbourg dans la bibliothèque HUS. Les tables importées nécessitent quelques modifications, car certaines variables sont inutiles.

Variation au fil des mois de la DMS

RÉPARTITION PAR DURÉE DE SÉJOUR				
Durée de séjour PMSI	Effectif	Fréq. cumulée	CA T2A	
1	18	35 %	23 228,64	
2	14	62 %	21 465,58	
3	9	79 %	15 313,43	
4	4	87 %	5 900,08	
5	1	88 %	1 475,02	
7	1	90 %	1 475,02	
9	2	94 %	3 493,88	
10	1	96 %	1 882,90	
12	1	98 %	2 154,82	
14	1	100 %	2 426,74	
TOTAL	52		78 816,11	

Table de durée de séjour dans PMSI_{pilot}

VIEWTABLE: Hcc.Hcc1				
	duree	effectif	frequence	T2A
1	1	18	0.35	23228.64
2	2	14	0.62	21465.58
3	3	9	0.79	15313.43
4	4	4	0.87	5900.08
5	5	1	0.88	1475.02
6	7	1	0.9	1475.02
7	9	2	0.94	3493.88
8	10	1	0.96	1882.9
9	12	1	0.98	2154.82
10	14	1	1	2426.74
11
12	.	.	.	78816.11

Le même table, une fois importée dans SAS

On pourrait supprimer les variables « fréquence » et « T2A » par une instruction Drop, mais les deux dernières lignes resteraient. Comme elles sont inutiles, on effectue une procédure freq qui permet de ne garder que les durées de séjour et les effectifs qui leurs sont associés .On ajoute également une colonne « ville » .

VIEWTABLE: Hcc.Hccnou2			
	ville	duree	Nombre d'occurrences
1	c	3	11
2	c	4	3
3	c	5	3
4	c	6	1
5	c	7	3
6	c	8	3
7	c	9	3
8	c	10	2
9	c	11	5
10	c	12	4
11	c	13	3
12	c	14	1
13	c	15	4
14	c	16	2
15	c	17	1
16	c	19	2
17	c	20	2
18	c	22	2
19	c	25	1
20	c	26	1
21	c	27	1
22	c	39	1

Table SAS telle qu'on va l'exploiter.

A chacune des tables crée, on ajoute une colonne « sévérité », puis, par une étape data et une instruction « set » entre deux tables, on joint toutes les tables présentant la même sévérité:

VIEWTABLE: Severite.Sev4				
	ville	severite	duree	Nombre d'occurrences
65	s		4	45
66	s		4	46
67	s		4	48
68	s		4	50
69	s		4	52
70	s		4	55
71	s		4	56
72	s		4	59
73	s		4	66
74	s		4	69
75	s		4	71
76	s		4	72
77	s		4	77
78	s		4	79
79	s		4	80
80	s		4	81
81	s		4	96
82	s		4	98
83	s		4	99
84	s		4	103
85	s		4	104
86	s		4	118
87	s		4	128
88	s		4	131
89	s		4	180
90	m		4	6
91	m		4	8
92	m		4	9
93	m		4	10
94	m		4	11
95	m		4	13
96	m		4	14
97	m		4	15
98	m		4	16
99	m		4	19
100	m		4	21
101	m		4	23
102	m		4	24
103	m		4	25

Exemple de jointure entre les tables avec les tables de sévérité 4.

On pense dans un premier temps à effectuer une analyse par sévérité, en procédant table par table, en prenant pour variable explicative la durée de séjour et pour variable à expliquer, la ville. Cependant, cette manière de procéder induit une troncature des données, et risque de générer des résultats erronés.

On choisit donc de joindre les 5 tables créées, en procédant d'une manière similaire aux premières jointures. On obtient la table suivante:

VIEWTABLE: Hcc.Hccnouv2			
	ville	duree	Nombre d'occurrences
1	c	3	11
2	c	4	3
3	c	5	3
4	c	6	1
5	c	7	3
6	c	8	3
7	c	9	3
8	c	10	2
9	c	11	5
10	c	12	4
11	c	13	3
12	c	14	1
13	c	15	4
14	c	16	2
15	c	17	1
16	c	19	2
17	c	20	2
18	c	22	2
19	c	25	1
20	c	26	1
21	c	27	1
22	c	39	1

On en a exclu les sévérité. C'est la table sur laquelle on va effectuer la comparaison de la durée de séjour entre le trois hôpitaux. On va dans un premier temps effectuer une analyse de la variance à un facteur et trois modalités(Mulhouse, Colmar, Strasbourg) dont le modèle sera le suivant:

Durée de séjour= Ville

« Durée de séjour » est la variable à expliquer, elle est quantitative.
 « Ville » est la variable explicative, elle est qualitative.

On aura, au préalable, vérifié l'homoscédasticité et la normalité des résidus, conditions essentielles à la réalisation d'un test de la moyenne.

Si l'on obtient, à l'issue de l'ANOVA1, un résultat significatif, on procédera à une analyse stratifiée afin de déterminer l'hôpital dont les durées de séjours sont les plus importantes.

Tout d'abord, testons la normalité de la variable « duree », grâce à une procédure Univariate associée à l'option « normal », et à un graphique obtenu grâce à l'instruction « probplot ».

On obtient les résultats suivants:

test de normalité

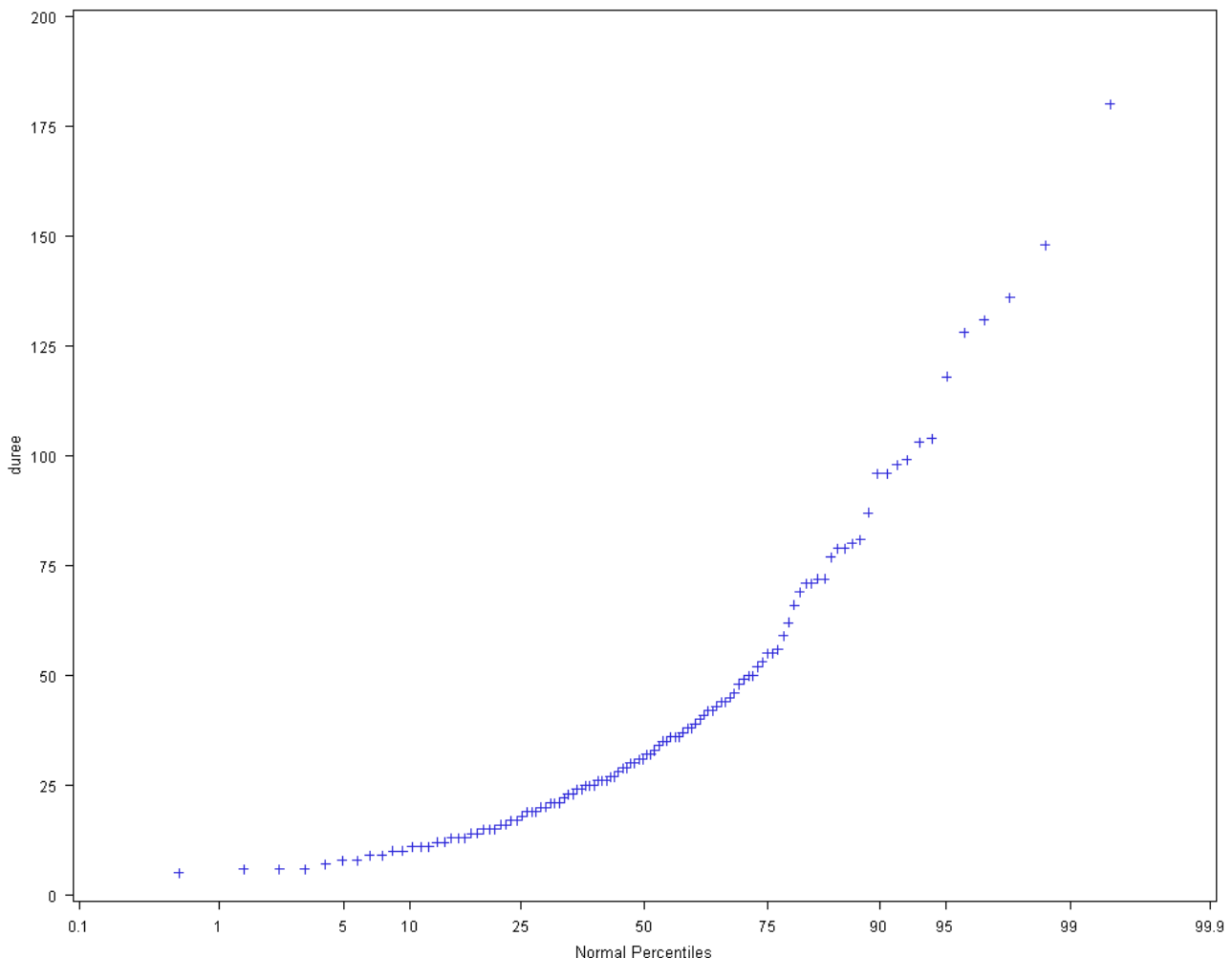


Diagramme probability-plot d'adéquation des résidus de la variable « duree » à une loi normale

Le graphique seul permet de penser que la variable durée ne suit pas une distribution normale. Pour étayer cette hypothèse, analysons le résultat du test de normalité de Shapiro Wilk. On a plus de 30 observations, choisir ce test a un donc un sens.

Tests de normalité

Test	-Statistique--	-----p Value-----
Shapiro-Wilk	W 0.84527	Pr < W <0.0001
Kolmogorov-Smirnov	D 0.153947	Pr > D <0.0100
Cramer-von Mises	W-Sq 0.91418	Pr > W-Sq <0.0050
Anderson-Darling	A-Sq 5.248037	Pr > A-Sq <0.0050

Test de normalité de Shapiro-Wilk

La faiblesse de la p-valeur nous confirme donc l'hypothèse effectuée précédemment, la variable ne suit pas une distribution normale.

On tente donc d'appliquer sur cette dernière une transformation normalisante. Dans un premier temps, on applique le logarithme à « duree+1 »(non pas à « duree », car on a des séjours de durée nulle, correspondant à zéro nuits passées dans l'établissement).

On réitère le test de normalité effectué précédemment sur la nouvelle variable, nommée « duree2 »

on obtient les résultats suivants:

test de normalité

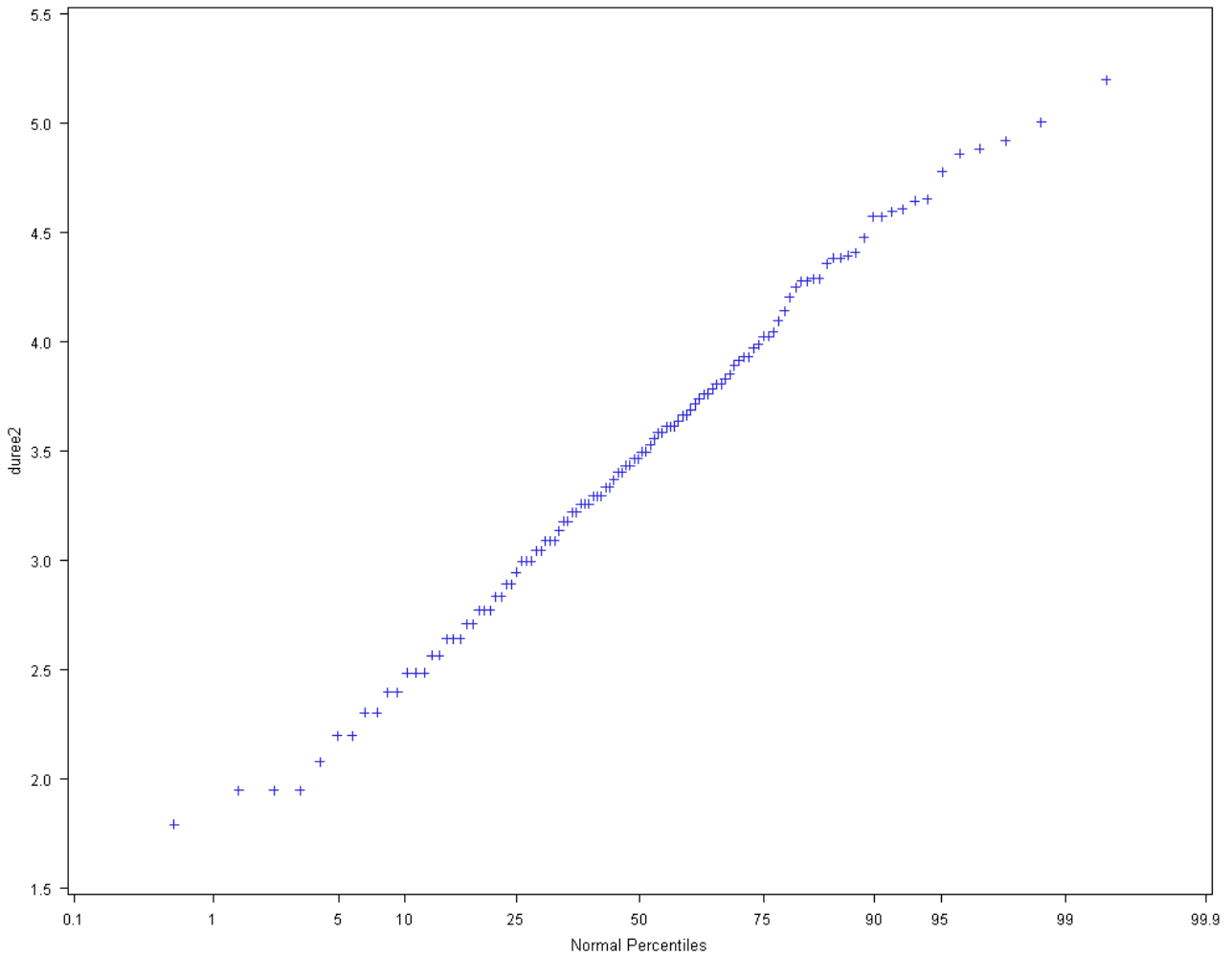


Diagramme probability plot d'adéquation des résidus de la variable « duree2 » à une loi normale

Le graphique nous invite à penser que « duree2 » peut-être en adéquation avec une loi normale. Reste à vérifier le test de Shapiro-Wilk.

Tests de normalité

Test	-Statistique--	-----p Value-----
Shapiro-Wilk	W 0.990425	Pr < W 0.6101
Kolmogorov-Smirnov	D 0.042187	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.017417	Pr > W-Sq >0.2500
Anderson-Darling	A-Sq 0.1671	Pr > A-Sq >0.2500

Test de normalité des résidus de la variable « duree2 »

La p-valeur supérieure à 0.05 nous confirme que les résidus de la variable « duree2 » suivent une loi normale.

On vérifie alors l'homoscédasticité des résidus, grâce à une procédure GLM dans laquelle on fera un test de Bartlett.
Le test nous renvoie le résultat suivant:

The GLM Procedure

Bartlett's Test for Homogeneity of *duree2* Variance

Source	DDL	Khi-2	Pr > Khi-2
ville	2	0.4097	0.8148

Résultat du test de Bartlett

La p-valeur est très supérieure à 0.05, on conclut donc à l'homoscédasticité des résidus.

D'autre part, les observations sont indépendantes les unes des autres, puisqu'elles correspondent à un RSS donné, et que les RSS sont indépendants les un des autres. A chaque nouveau séjour correspond un nouveau RSS, même si le patient a déjà fréquenté l'hôpital précédemment.

Les conditions essentielles de l'ANOVA étant vérifiées, on peut procéder à l'analyse proprement dite. On utilise une procédure GLM, puisqu'on n'a pas des données équilibrées. Il en ressort le résultat suivant:

The GLM Procedure

Dependent Variable: duree2

Weight: count Nombre d'occurrences

Source	DDL	Somme des carrés	Moyenne quadratique	Valeur F	Pr > F
Model	2	0.2070040	0.1035020	0.10	0.9082
Error	111	119.1858421	1.0737463		
Corrected Total	113	119.3928461			

R-carré	Coef de Var	Racine MSE	duree2 Moyenne
0.001734	31.81689	1.036217	3.256815

Résultat de la procédure GLM

Le test de Fisher nous donne une p-valeur très supérieure à 0.05, qui nous invite à conserver l'hypothèse H_0 selon laquelle il n'existe aucune différence entre les durées de séjour des trois hôpitaux Alsaciens. Il est donc inutile d'aller plus loin et de chercher, par une analyse stratifiée, l'hôpital qui se démarque des autres. Cependant, la très faible valeur du R^2 et de F peuvent nous permettre de douter de la fiabilité du test effectué. Nous présenterons, dans la partie b), une autre méthode aboutissant à une conclusion similaire.

b) seconde méthode

Dans cette partie, choisit d'utiliser certaines propriétés du théorème limite, dont la démonstration se trouve en annexe.

Le théorème dit que pour $X_1 \dots X_n$ n variables aléatoires indépendantes et identiquement distribuées, telles que $E(X_i) = \mu$ et $Var(X_i) = \sigma^2$, on a

$$\frac{S_n - n\mu}{\sigma\sqrt{n}} \rightarrow_{\text{en loi}} N(0,1) \quad \text{avec } N(0,1) \text{ loi normale centrée réduite.}$$

On va appliquer ceci aux durées de séjour de la manière suivante :

Soient $X_1 \dots X_n$ les durées des n séjours d'un hôpital A, μ et σ^2 la moyenne et la variance des durées de séjour dans un hôpital B.

On crée la variable suivante :

$$Y_i = \frac{X_i - \mu}{\sigma}$$

Comme on a un grand nombre d'observation pour chaque hôpital, on peut considérer que :

$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Y_i \text{ suit une loi normale.}$$

Afin de déterminer si la moyenne de cette variable aléatoire est significativement différente de zéro, on effectue un test de Student dont les hypothèses sont les suivantes :

$$- H_0 \quad v=0$$

$$- H_1 \quad v \neq 0$$

Avec $v = E(Y_i)$

Dans une table SAS contenant les durées de séjour et leurs effectifs associés, on crée trois nouvelles variables Y_{i1}, Y_{i2}, Y_{i3} , crée de la même manière que Y_i

Pour la première variable, on prend pour $X_1 \dots X_n$ les durées de séjour de l'hôpital de Mulhouse et pour μ et σ^2 les durées moyennes de séjour et variances des séjours des hôpitaux universitaires de Strasbourg.

Pour la seconde variable, $X_1 \dots X_n$ représentent les durées de séjour de l'hôpital de Mulhouse et μ et σ^2 les durées moyennes de séjour et variances des séjours des hôpitaux civils de Colmar.

Pour la troisième variable, $X_1 \dots X_n$ représentent les durées de séjour de l'hôpital de Strasbourg et μ et σ^2 les durées moyennes de séjour et variances des séjours des hôpitaux civils de Colmar.

en exploitant les données suivantes :

Données 2010	CHM	HUS	HCC
Moyenne	18,87	17,97	13,98
Variance	4539	1622	1148

Moyennes et variances des durées de séjour pour les hôpitaux de Colmar, Mulhouse et Strasbourg à l'issue de l'année 2010.

En utilisant le code SAS suivant :

```
data groupepage.colmulhoustras;
  set groupepage.colmulhoustras;
  if ville='S' then Y3=(duree-13.9888268)/ 33.81 ;
run;
```

Dans SAS, on applique une procédure « Univariate » aux trois données créées :

```
proc univariate data=groupepage.colmulhoustras /*comparaison
de durées de séjour par un test t de Student*/
  class ville;
  var Y2;
  weight count;

run
```

On obtient les résultats suivants :

Tests pondérés de tendance centrale : $\mu_0=0$				
Test	Statistique	p-Value		
t de Student	t	0.04186	Pr > t	0.9668

Résultat du test pour Y1

On obtient une p-value supérieure à 0.05. On conserve donc l'hypothèse nulle selon laquelle $\mu=0$

Il n'y a donc pas de différence entre les durées moyennes de séjour des hôpitaux de Mulhouse et de Strasbourg.

Tests pondérés de tendance centrale : $\mu_0=0$				
Test	Statistique	p-Value		
t de Student	t	1.630814	Pr > t	0.1091

Résultat du test pour Y2

On obtient une p-value supérieure à 0.05. On conserve donc l'hypothèse nulle selon laquelle $\mu=0$

Il n'y a donc pas de différence entre les durées moyennes de séjour des hôpitaux de Mulhouse et Colmar

Tests pondérés de tendance centrale : $\mu_0=0$			
Test	Statistique	p-Value	
t de Student	t	1.674559	Pr > t 0.0982

Résultat du test pour Y3

On obtient une p-value supérieure à 0.05. On conserve donc l'hypothèse nulle selon laquelle $\mu=0$

Il n'y a donc pas de différence entre les durées moyennes de séjour des hôpitaux de Strasbourg et Colmar.

c) conclusion

On obtient les mêmes résultats à partir des deux méthodes : Les hôpitaux de Mulhouse, Colmar et Strasbourg ne présentent pas de différences concernant leurs durées de séjour pour l'année 2010. On suppose donc que l'hôpital de Mulhouse n'a pas un comportement atypique au niveau des durées de séjour, ce qu'on vérifiera dans la seconde partie du travail.

II)

2) Comparaison du nombre d'actes d'imagerie médicale entre les CHU, les CH et l'hôpital de Mulhouse.

a) Importation, retraitement et exploitation des données

Le second travail a consisté en la comparaison du nombre d'acte d'imagerie médicale entre les CHU, les CH de plus de 16 000 RSA et le CHM (centre hospitalier de Mulhouse). On veut mettre en évidence le fait qu'un hôpital se démarque, ou pas, des autres. Si l'on obtient une différence entre les trois groupes, on procédera à une analyse stratifiée en les comparant en tenant de l'interaction entre l'établissement et les sévérités.

La toute première étape de ce travail sera d'importer la table regroupant tous les libellés des actes médicaux répertoriés, associés à un code. Cette table se trouve sur le site de la CCAM (Classification commune des actes médicaux) à l'adresse suivante:

<http://www.ameli.fr/accueil-de-la-ccam/telechargement/version-actuelle/index.php>

La CCAM est une table qui répertorie tous les actes médicaux existant, auxquels est associé un code de 7 lettres attribuées selon plusieurs critères.

Prenons par exemple le code AHQP002

La première lettre code l'endroit du corps sur lequel l'acte a été effectué
(A → système nerveux)

La seconde lettre code un détail supplémentaire par rapport à la première lettre
(AH → nerfs spinaux)

La troisième code le type d'acte effectué
(Q → enregistrement)

La quatrième code le mode d'accès, il s'agit de la technique utilisée pour accéder à la zone pathogène. (P → «autre»)

Les trois derniers caractères distinguent deux actes ayant les mêmes quatre premiers caractères (AHQP001 → électromygraphie [...], sans enregistrement vidéo, AHQP002 → électromygraphie [...], avec enregistrement vidéo)

Le code CCAM est présent dans chaque RUM.

Une fois importée dans SAS, elle est de la forme suivante:

VIEWTABLE: Ccam.Code										
	VAR1	VAR2	VAR3	VAR4	VAR5	VAR6	VAR7	VAR8	VAR9	VAR10
1	AHQP001		Électromyographie par électrode de surface, sans enregistrement vidéo	1	0	Non pris en charge				2 ATM
2	AHQP002		Électromyographie par électrode de surface, avec enregistrement vidéo	1	0	Non pris en charge				2 ATM
3	AHQB027		Électromyographie de 1 ou 2 muscles striés au repos et à l'effort sans stimulodétection, par électrode aiguille	1	0	51.84				2 ATM
4	[F, P, S, U]		Formation : spécifique à cet acte en plus de la formation initiale	.	.					.
5	AHQB025		Électromyographie de 1 ou 2 muscles striés au repos et à l'effort avec stimulodétection, par électrode aiguille	1	0	86.40				2 ATM
6	[F, P, S, U]		Formation : spécifique à cet acte en plus de la formation initiale	.	.					.
7	AHQB024		Électromyographie de 3 à 6 muscles striés au repos et à l'effort sans stimulodétection, par électrode aiguille	1	0	59.36				2 ATM
8	[F, P, S, U]		Formation : spécifique à cet acte en plus de la formation initiale	.	.					.
9	AHQB026		Électromyographie de 3 à 6 muscles striés au repos et à l'effort avec stimulodétection, par électrode aiguille	1	0	86.40				2 ATM
10	[F, P, S, U]		Formation : spécifique à cet acte en plus de la formation initiale	.	.					.
11	AHQB013		Électromyographie de 7 muscles striés ou plus au repos et à l'effort, par électrode aiguille	1	0	64.37				2 ATM
12			Formation : spécifique à cet acte en plus de la formation initiale	.	.					.
13	AHQB032		Électromyographie de 3 à 6 muscles striés au repos et à l'effort par électrode aiguille, avec mesure des vitesses de conduction motrice et de l'amplitude des réponses musculaires de 2 à 4 nerfs sans étude de la conduction proximale par électrode de surface, et mesure des vitesses de la conduction sensitive et de l'amplitude du potentiel sensitif de 2 à 4 nerfs	1	0	121.96				2 ATM
14			Exploration électrophysiologique d'une atteinte du nerf médian au canal carpien	.	.					.
15			Formation : spécifique à cet acte en plus de la formation initiale	.	.					.
16	AHQB033		Électromyographie de 7 muscles striés ou plus au repos et à l'effort par électrode aiguille, avec mesure des vitesses de conduction motrice et de l'amplitude des réponses musculaires de 5 nerfs ou plus avec étude de la conduction proximale par électrode de surface, et mesure des vitesses de la conduction sensitive et de l'amplitude du potentiel sensitif de 5 nerfs ou plus	1	0	134.49				2 ATM

Table SAS CCAM

On commence par renommer les variables dans une étape data. On a une colonne code,

libelle, activité, phase, tarif, remboursement, accord, exotm, et regroupement. On sélectionne les lignes qui nous intéressent grâce à une propriété du code CCAM. Celui-ci comporte en effet sept lettre, on garde donc les éléments de la colonne « code » dont la longueur est exactement égale à sept grâce à une option « where » dans une proc SQL.

```
proc sql; /* on ne garde que les variable dont le codage est de la
forme de ceux qui nous interessent dans la ccam*/
create table ccam.codeccam
as select *
from ccam.code
where length(code)=7; /* car les codes de la ccam contiennent 7
caractères*/
quit;
```

Seules les variables « code », « libellé » et « regroupement » nous intéressent. On supprime donc les autres par une instruction « drop » dans une étape data. La variable « regroupement » est très intéressante, car elle rassemble les actes en groupes. On trouve six grands groupes d'actes médicaux:

ADC: Actes de chirurgie

ADI: Acte d'imagerie

ACO: Actes d'obstétrique

ADE: Acte d'échographie

ADA: Actes d'anesthésie

ATM: Actes techniques

-

On va donc s'intéresser aux codes regroupement ADE et ADI, qui vont nous permettre de sélectionner beaucoup plus rapidement les actes d'imagerie médicale.

Grâce à une procédure SQL du même type que la précédente, on sélectionne ce type d'acte, qu'on stocke dans une nouvelle table(CCAMNOUV).

On aimerait décomposer les actes d'imagerie en plusieurs grands groupes, que l'on comparerait par la suite.

On est intéressé par l'étude du nombre de radiographies, de scanographies, d'IRM et d'échographies réalisés.

Avant de commencer à découper les actes en sous groupes, on importe les tables d'actes médicaux pour les CHU et les CH à partir du site de l'ATIH. Ces tables sont classées dans les bibliothèques CHU et CH.

Chaque table correspond à une sévérité. On va sélectionner les actes d'imagerie grâce à une procédure SQL :

```
proc SQL; /* création d'une table où l'on joint les données de
la ccam et des tables d'actes médicaux pour le GHM 04M13*/
  Create table imachu.chulac as
  ( Select *
    From chu.chulac left join ccam.codeccamnouv on
    actechm.ccam_code = codeccamnouv.code
  )
  ;
quit;
```

Ces nouvelles tables sont stockées dans des nouvelles bibliothèques nommés IMACHU et IMACH.

On regroupe ces tables par une instruction « set » dans une étape data. On obtient la table suivante, qui regroupe les actes des deux populations d'hôpitaux:

	etablissement	codant	sevente	rang	code	libelle	effectif	regroupement
1	CH	nc	4	303	EZMH001	CONTRÔLE RADIOLOGIQUE SECONDAIRE DE PERMÉABILITÉ ET/OU DE POSITION D'UN DISPOSITIF D'ACCÈS VASCULAIRE OU D'UNE ENDOPROTHÈSE VASCULAIRE, PA	3	ADI
2	CH	nc	1	255	AAQM002	ÉCHOGRAPHIE TRANSFONTANELLAIRE DE L'ENCÉPHALE	1	ADE
3	CH	nc	1	245	DAQM003	ÉCHOCARDIOGRAPHIE TRANSTHORACIQUE CONTINUE AVEC ÉPREUVE PHARMACOLOGIQUE DE STRESS, POUR ÉTUDE DE LA VIABILITÉ ET/OU DE L'ISCHÉMIE DU MYOCA	1	ADE
4	CH	nc	1	127	DAQM900	VIDÉODENSITOMÉTRIE POUR ANALYSE TISSULAIRE DU MYOCARDE, AU COURS D'UNE ÉCHOGRAPHIE DU CœUR ET DES VAISSEaux INTRATHORACIQUES	4	ADE
5	CH	nc	1	241	DHQM001	ÉCHOGRAPHIE-DOPPLER TRANSTHORACIQUE DE LA VEINE CAVE SUPÉRIEURE ET DE SES AFFLUENTS CHEZ L'ENFANT	1	ADE
6	CH	nc	1	186	DHQM002	ÉCHOGRAPHIE-DOPPLER DE LA VEINE CAVE INFÉRIEURE ET DE SES AFFLUENTS	2	ADE
7	CH	nc	1	157	DZQJ001	ÉCHOGRAPHIE-DOPPLER DU CœUR ET DES VAISSEaux INTRATHORACIQUES, PAR VOIE œSOPHAGIENNE [ÉCHOCARDIOGRAPHIE-DOPPLER TRANSCœSOPHAGIENNE]	3	ADE
8	CH	nc	1	94	DZQJ006	ÉCHOGRAPHIE-DOPPLER DU CœUR ET DES VAISSEaux INTRATHORACIQUES PAR VOIE œSOPHAGIENNE, AU LIT DU MALADE	9	ADE
9	CH	nc	1	185	DZQJ008	ÉCHOGRAPHIE-DOPPLER TRANSTHORACIQUE ET ÉCHOGRAPHIE-DOPPLER PAR VOIE œSOPHAGIENNE DU CœUR ET DES VAISSEaux INTRATHORACIQUES	2	ADE
10	CH	nc	1	140	DZQJ009	ÉCHOGRAPHIE-DOPPLER TRANSTHORACIQUE DU CœUR ET DES VAISSEaux INTRATHORACIQUES, AVEC INJECTION INTRAVEINEUSE DE PRODUIT DE CONTRASTE ULTRAS	4	ADE
11	CH	nc	1	240	DZQJ010	ÉCHOGRAPHIE-DOPPLER TRANSTHORACIQUE ET ÉCHOGRAPHIE-DOPPLER PAR VOIE œSOPHAGIENNE DU CœUR ET DES VAISSEaux INTRATHORACIQUES, AVEC INJECTION	1	ADE
12	CH	nc	1	239	DZQJ011	ÉCHOGRAPHIE-DOPPLER DU CœUR ET DES VAISSEaux INTRATHORACIQUES PAR VOIE œSOPHAGIENNE, AVEC INJECTION INTRAVEINEUSE DE PRODUIT DE CONTRASTE	1	ADE
13	CH	nc	1	20	DZQM005	ÉCHOGRAPHIE-DOPPLER TRANSTHORACIQUE DU CœUR ET DES VAISSEaux INTRATHORACIQUES, AU LIT DU MALADE	162	ADE

Libellé des actes d'imagerie pour les CH et les CHU

Il va maintenant falloir placer chaque acte dans un des quatre groupe qui nous intéressent, c'est à dire radiographie, scanographie, échographie ou IRM. Pour identifier ces derniers, on se sert d'un livre de terminologie médicale. Ceci fait, on crée une nouvelle variable « code2 » où l'on classe les actes en les identifiant par des mots-clefs, par l'intermédiaire d'une étape data, par ce type de code:

```
data groupepage.groupepage3;
  set groupepage.groupepage3;
  if scan(libelle,1,1)='RADIOGRAPHIE' then
code2='RADIO';
  /*if code4='ZBQK' then code2='RADIO'*/;
  /*if regroupement='ADE' then code2='ECHO'*/;
run;
```

Il est relativement aisé d'identifier les actes d'échographie, tous regroupés dans « ADE »

A l'issue de ce regroupement, on a dans la variable « code2 » quatre classes: « RADIO », « ECHO », « SCANO », « IRM ».

On obtient la table suivante, après avoir ôté la variable « libelle » et avoir effectué une procédure freq sur une table intermédiaire, afin d'obtenir l'effectif de chaque acte , par sévérité. Le nombre de RSS par sévérité a également été ajouté ultérieurement, il provient du site de l'ATIH.

VIEWTABLE: Groupage.ResidusIn					
	etablissement	sev	code2	Nombre d'occurrences	nombre_RSS
1	CH	1	ECHO	532	4413
2	CH	1	IRM	3	4413
3	CH	1	RADIO	3701	4413
4	CH	1	SCANO	560	4413
5	CH	1	SCINTI	16	4413
6	CH	2	ECHO	3669	9504
7	CH	2	IRM	68	9504
8	CH	2	RADIO	9713	9504
9	CH	2	RETINO	1	9504
10	CH	2	SCANO	2802	9504
11	CH	2	SCINTI	103	9504
12	CH	3	ECHO	4679	7495
13	CH	3	IRM	118	7495
14	CH	3	RADIO	8616	7495
15	CH	3	RETINO	5	7495
16	CH	3	SCANO	3850	7495
17	CH	3	SCINTI	117	7495
18	CH	4	ECHO	3157	3748
19	CH	4	IRM	141	3748
20	CH	4	RADIO	4901	3748
21	CH	4	RETINO	1	3748
22	CH	4	SCANO	3199	3748
23	CH	4	SCINTI	41	3748
24	CH	T	ECHO	55	792
25	CH	T	IRM	1	792
26	CH	T	RADIO	613	792
27	CH	T	SCANO	74	792
28	CH	T	SCINTI	3	792

Table des effectifs d'actes d'imagerie, par sévérité, pour les CH et les CHU.

La table est incomplète, car il manque les informations pour l'hôpital de Mulhouse. Celles-ci n'étant pas disponibles dans le site de l'ATIH, on les recherche dans PMSI-pilot. On importe la table des actes pour Mulhouse dans la bibliothèque « Mulhouse ». On effectue le même travail que celui réalisé précédemment, puis on joint la table obtenue pour Mulhouse à notre table globale.

La table est complète, on peut désormais l'analyser.

Ce qui nous intéresse, c'est de comparer les actes effectués par séjour effectués au sein des hôpitaux.

On crée, pour notre première analyse, une nouvelle colonne « acte_sejour » dans

notre table, qu'on obtient en divisant le nombre d'acte par le nombre de RSS.

On a la table suivante:

	etablissement	sev	code2	Nombre d'occurrences	nombre_RSS	ACTE_SEJOUR	taux_acte	acte_sejour2	taux_acte2
1	CH	1	ECHO	532	4413	0.1205529119	0.3052552671	-2.11566652	-0.822396119
2	CH	1	IRM	3	4413	0.0006798097	0.1500600107	-7.293697721	-1.734130461
3	CH	1	RADIO	3701	4413	0.838658509	0.1163948049	-0.175951677	-2.027022448
4	CH	1	SCANO	560	4413	0.1268978019	0.2792946108	-2.064373226	-0.947963262
5	CH	1	SCINTI	16	4413	0.0036256515	0.1855615674	-5.619721287	-1.479112109
6	CHM	1	ECHO	2	20	0.1	0.3452912685	-2.302585093	-0.639802135
7	CHM	1	RADIO	60	20	3	0.8721603001	1.0986122887	1.9201961031
8	CHM	1	SCANO	3	20	0.15	0.5378496584	-1.897119985	0.1516888228
9	CHU	1	ECHO	583	3828	0.1522988506	0.2794282883	-1.881910566	-0.947299253
10	CHU	1	IRM	19	3828	0.0049634274	0.2356705084	-5.305658773	-1.176564289
11	CHU	1	RADIO	2486	3828	0.6494252874	0.0732977108	-0.431667481	-2.537102981
12	CHU	1	SCANO	632	3828	0.1650992685	0.243716472	-1.801208358	-1.132410793
13	CHU	1	SCINTI	23	3828	0.0060083595	0.346561748	-5.114603537	-0.634187033
14	CH	2	ECHO	3669	9504	0.3860479798	0.3052552671	-0.951793617	-0.822396119
15	CH	2	IRM	68	9504	0.0071548822	0.1500600107	-4.939960336	-1.734130461
16	CH	2	RADIO	9713	9504	1.0219907407	0.1163948049	0.0217524318	-2.027022448
17	CH	2	RETINO	1	9504	0.0001052189	1.8319886E-7	-9.159468042	-15.51269342
18	CH	2	SCANO	2802	9504	0.2948232323	0.2792946108	-1.221379315	-0.947963262
19	CH	2	SCINTI	103	9504	0.0108375421	0.1855615674	-4.524739053	-1.479112109
20	CHM	2	ECHO	45	103	0.4368932039	0.3452912685	-0.828066498	-0.639802135
21	CHM	2	IRM	3	103	0.0291262136	0.5556731102	-3.5361167	0.2236196601
22	CHM	2	RADIO	559	103	5.427184466	0.8721603001	1.6914204849	1.9201961031
23	CHM	2	SCANO	43	103	0.4174757282	0.5378496584	-0.873528873	0.1516888228
24	CHM	2	SCINTI	1	103	0.0097087379	0.4678766805	-4.634728988	-0.128670508
25	CHU	2	ECHO	2674	6276	0.426067559	0.2794282883	-0.853157356	-0.947299253
26	CHU	2	IRM	78	6276	0.0124282983	0.2356705084	-4.387779287	-1.176564289
27	CHU	2	RADIO	5789	6276	0.9224028043	0.0732977108	-0.08077327	-2.537102981
28	CHU	2	RETINO	6	6276	0.0009560229	8.1632653E-7	-6.952728645	-14.01845059
29	CHU	2	SCANO	2252	6276	0.3588272785	0.243716472	-1.024914125	-1.132410793
30	CHU	2	SCINTI	182	6276	0.0289993627	0.346561748	-3.540481427	-0.634187033
31	CH	3	ECHO	4679	7495	0.6242828552	0.3052552671	-0.47115172	-0.822396119
32	CH	3	IRM	118	7495	0.0157438292	0.1500600107	-4.151306786	-1.734130461
33	CH	3	RADIO	8616	7495	1.1495663776	0.1163948049	0.1393848083	-2.027022448
34	CH	3	RETINO	5	7495	0.0006671114	1.8319886E-7	-7.312553498	-15.51269342
35	CH	3	SCANO	3850	7495	0.5136757839	0.2792946108	-0.666162983	-0.947963262
36	CH	3	SCINTI	117	7495	0.0156104069	0.1855615674	-4.159817476	-1.479112109
37	CHM	3	ECHO	70	82	0.8536585366	0.3452912685	-0.158224005	-0.639802135
38	CHM	3	IRM	2	82	0.0243902439	0.5556731102	-3.713572067	0.2236196601
39	CHM	3	RADIO	783	82	9.5487804878	0.8721603001	2.2564134487	1.9201961031
40	CHM	3	SCANO	94	82	1.1463414634	0.5378496584	0.136575535	0.1516888228
41	CHM	3	SCINTI	3	82	0.0365853659	0.4678766805	-3.308106959	-0.128670508
42	CHU	3	ECHO	3957	5462	0.7244599048	0.2794282883	-0.322328861	-0.947299253
43	CHU	3	IRM	258	5462	0.0472354449	0.2356705084	-3.052610717	-1.176564289
44	CHU	3	RADIO	5811	5462	1.0638960088	0.0732977108	0.06193765	-2.537102981
45	CHU	3	RETINO	9	5462	0.0016477481	8.1632653E-7	-6.408345725	-14.01845059
46	CHU	3	SCANO	3663	5462	0.6706334676	0.243716472	-0.399532539	-1.132410793

C'est la variable « acte_sejour » que l'on va tenter d'expliquer, par les variables « etablissement » « code2 » et « severite ».

Dans l'optique de réaliser un test de la moyenne, on teste la normalité des résidus liés au modèle:

acte_sejour=etablissement code2

On obtient le graphique suivant:

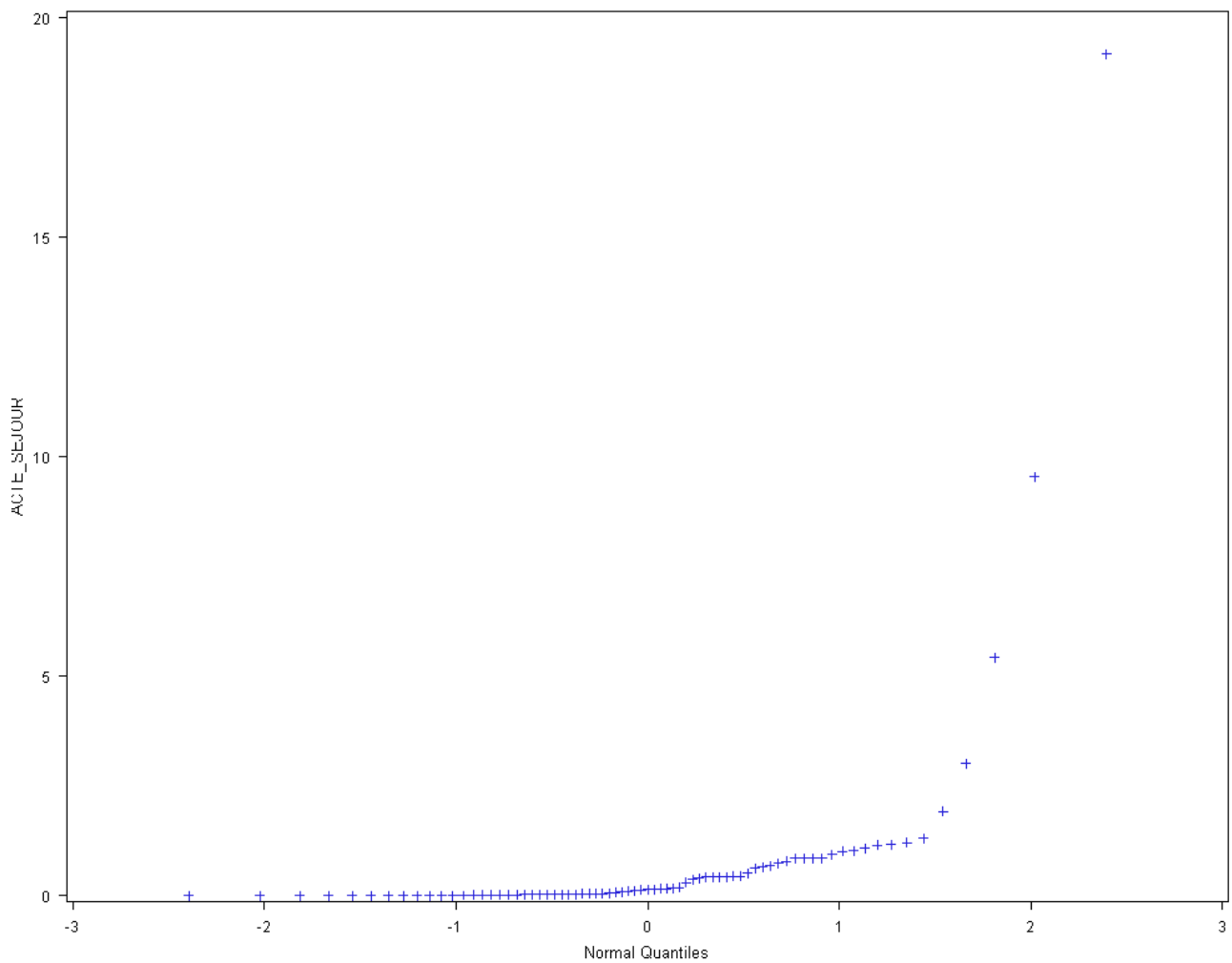


Diagramme quantile-quantile pour la variable « acte_sejour »

Le graphique permet de conclure à la non-normalité de la variable « acte_sejour ». On se fie également au degré de signification du test:

Tests de normalité

Test	-Statistique--	-----p Value-----
Shapiro-Wilk	W 0.312937	Pr < W <0.0001
Kolmogorov-Smirnov	D 0.374128	Pr > D <0.0100
Cramer-von Mises	W-Sq 3.550429	Pr > W-Sq <0.0050
Anderson-Darling	A-Sq 17.5685	Pr > A-Sq <0.0050

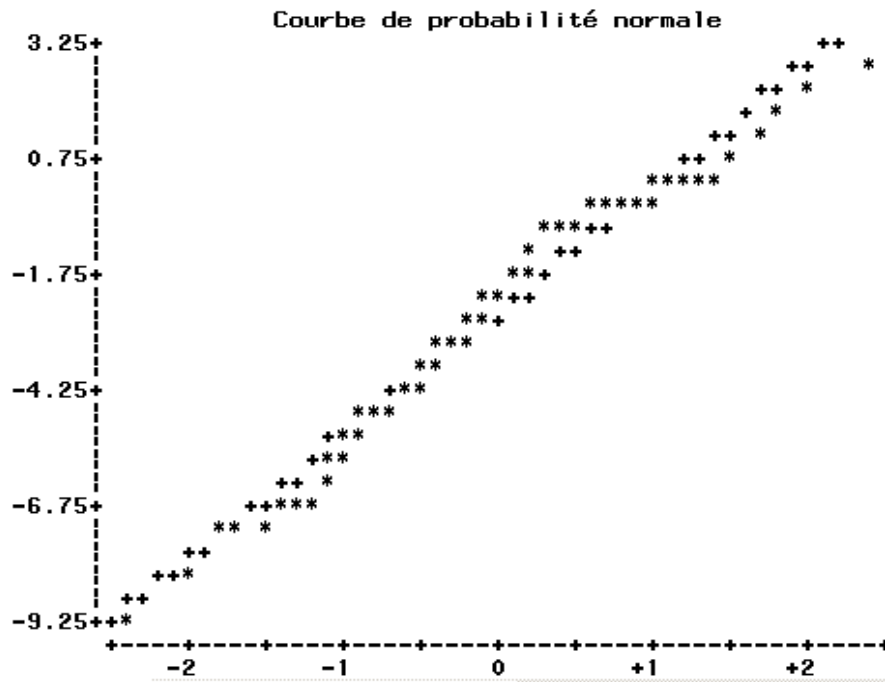
Test de normalité de
Shapiro-Wilk pour
« acte_sejour »

La p-valeur obtenue par le test de Shapiro-Wilk étant très inférieure à 0.05, on rejette l'hypothèse H_0 de normalité.

Après avoir essayé plusieurs transformations telles que la racine carré ou le logarithme, on n'obtient toujours pas la normalité des résidus.

Par exemple, pour le logarithme (qui est la transformation qui permet le mieux de se rapprocher d'une loi normale) on obtient le résultat suivant:

ustache.



Boite à moustache et diagramme quantile-quantile pour la variable « acte_sejour2 »

Les représentations graphiques nous invitent à penser que la variable ainsi transformée est en adéquation avec une loi normale, Malheureusement, les résultats du test...

Tests de normalité

Test	-Statistique--	-----p Value-----
Shapiro-Wilk	W 0.964182	Pr < W 0.0323
Kolmogorov-Smirnov	D 0.127879	Pr > D <0.0100
Cramer-von Mises	W-Sq 0.179278	Pr > W-Sq 0.0095
Anderson-Darling	A-Sq 1.076721	Pr > A-Sq 0.0079

Résultat du test de normalité de « acte_sejour2 »

...affirment le contraire(p-value inférieure à 0.05).

Le fait de ne pas pouvoir normaliser la variable qui nous intéresse est problématique, car il s'agit vraiment d'une donnée cruciale dans l'étude réalisée. Une ANOVA à deux facteurs a tout de même été réalisée, bien qu'il ne faille pas s'y fier.

ependent Variable: acte_sejour2

Source	DDL	Somme des carrés	Moyenne quadratique	Valeur F	Pr > F
Model	7	444.4685942	63.4955135	51.26	<.0001
Error	67	82.9998496	1.2388037		
Corrected Total	74	527.4684438			

R-carré	Coef de Var	Racine MSE	acte_sejour2 Moyenne
0.842645	-43.85511	1.113016	-2.537938

Source	DDL	Type I SS	Moyenne quadratique	Valeur F	Pr > F
etablissement	2	70.1012107	35.0506053	28.29	<.0001
code2	5	374.3673835	74.8734767	60.44	<.0001

Résultat de la procédure GLM sur la variable acte_sejour2

Le test indique qu'il y a un effet établissement et nature de l'acte effectué sur le nombre d'actes effectués.

On s'oriente donc vers un autre moyen de répondre à la question de la comparaison du nombre d'actes médicaux.

On choisit de travailler sur le taux d'acte par hôpital

On crée une nouvelle variable « taux_acte » dont les valeurs sont calculées de la

manière suivante:

Pour chaque établissement, on divise chaque acte effectué dans chaque sévérité par le nombre total d'acte effectué. Par exemple, au CHM, on a effectué en tout 2265 radiographies. On divise le nombre de radiographies effectués en sévérité 1, c'est à dire 60, par 2265. On fait cela pour chaque acte, pour chaque sévérité.

Les valeurs obtenues sont comprises entre zéro et un, et seront difficiles à rendre normales.

Cette variable a un comportement similaire à celui d'une distribution binômiale. On tente donc de la normaliser par une fonction « logit »

La fonction « logit » est principalement utilisée pour la régression logistique, sur laquelle nous ne nous attarderons que peu.

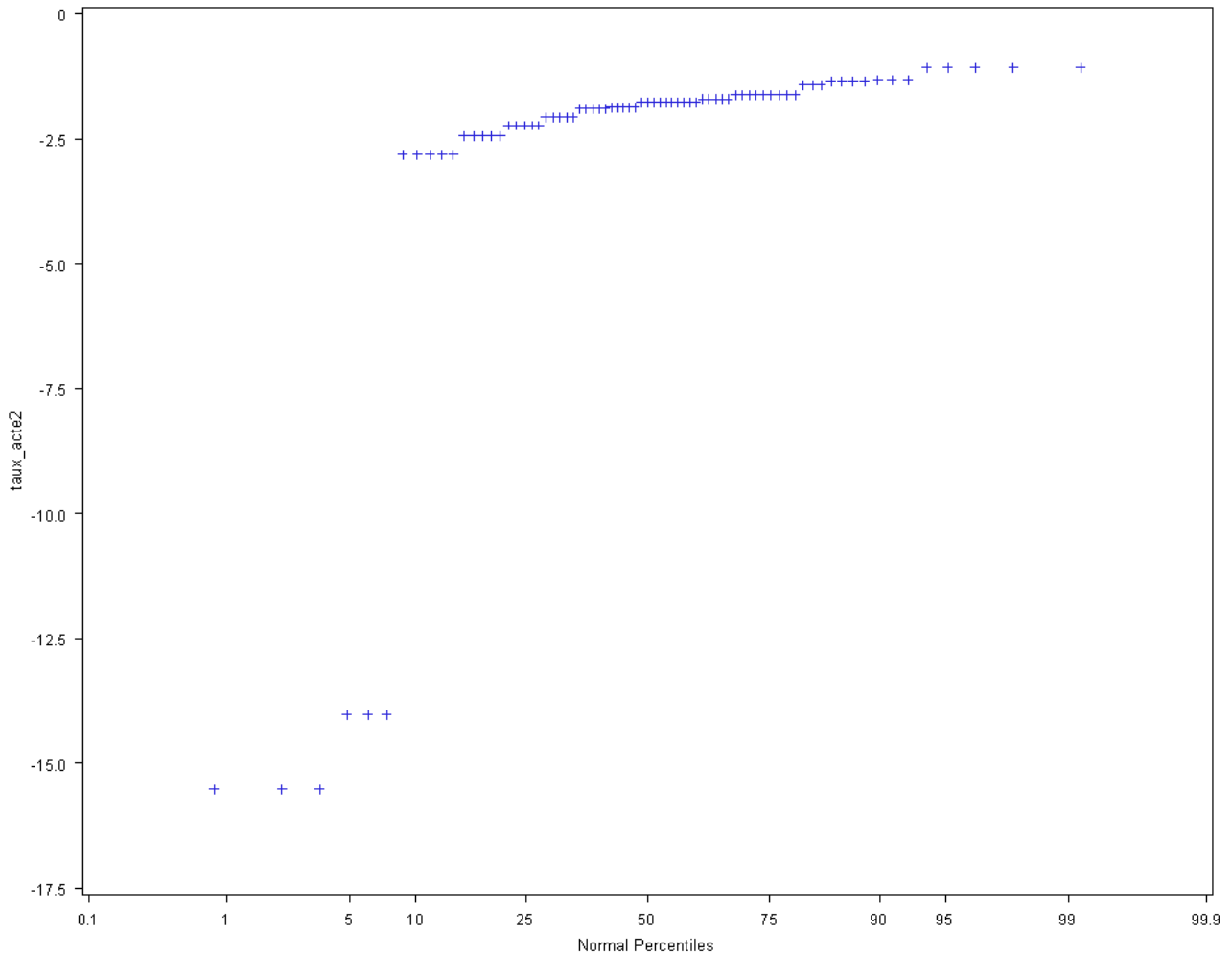
Le modèle logistique s'écrit de la manière suivante:

$$\ln \frac{p(1|X)}{1 - p(1|X)} = b_0 + b_1 x_1 + \dots + b_J x_J$$

avec $p(1|X)$ compris entre zéro et un. On applique donc cette fonction à notre variable, puis on teste la normalité grâce à une procédure univariante.

Le graphique obtenu permet déjà de conclure à la non-normalité.

test de normalité



Graphique de l'adéquation de la variable `taux_acte` transformée par la fonction « logit »

On se voit donc dans l'obligation d'abandonner l'idée d'expliquer les taux à partir d'un test de la moyenne.

N'ayant pas les conditions requises pour effectuer un test de la moyenne, on s'oriente vers un test non paramétrique.

Les tests non paramétriques, bien que ne requérant aucune hypothèse préalable, sont moins puissants que les tests paramétriques, c'est à dire qu'on a plus de risques d'accepter à tort l'hypothèse nulle H_0 . Dans notre cas, on aurait plus de risque de conclure à tort à l'homogénéité des hôpitaux au niveau du nombre d'actes d'imagerie effectués.

On choisit un test du Khi-deux d'association, afin de déterminer s'il existe un lien entre les établissements et la nature des actes réalisés qui influencerait sur le nombre d'actes d'imagerie effectués.

Bien que le test du khi-deux ne nécessite pas toutes les hypothèses exigées par le test de la moyenne, les effectifs théoriques présents par case de la table de contingence doivent tout de même être au moins égaux à 5. Le cas échéant, SAS le remarque et affiche un message d'erreur et indique, sous la table de contingence, que le test peut ne pas être fiable.

On peut obtenir les effectifs théoriques par l'option « expected » de la procédure « freq ».

On utilise une procédure « freq » associée à l'option « chisq », dans laquelle on pondère la variable afin d'avoir la statistique du Khi-deux de la table.

Procédure FREQ

Table de acte par etab

acte	etab			Total
	CH	CHM	CHU	
ECHO	8734	171	11250	20155
	9.74	0.19	12.54	22.47
	43.33	0.85	55.82	
	18.82	6.39	27.69	
IRM	330	13	663	1006
	0.37	0.01	0.74	1.12
	32.80	1.29	65.90	
	0.71	0.49	1.63	
RADIO	26931	2265	18254	47450
	30.02	2.52	20.35	52.89
	56.76	4.77	38.47	
	58.03	84.67	44.93	
SCAND	10411	226	10463	21100
	11.61	0.25	11.66	23.52
	49.34	1.07	49.59	
	22.43	8.45	25.75	
Total	46406	2675	40630	89711
	51.73	2.98	45.29	100.00

Statistiques pour la table de acte par etab

Statistique	DDL	Valeur	Proba.
Khi-2	6	2846.7447	<.0001
Test du rapport de vraisemblance	6	2975.2119	<.0001
Khi-2 de Mantel-Haenszel	1	461.3471	<.0001
Coefficient Phi		0.1781	
Coefficient de contingence		0.1754	
V de Cramer		0.1260	

Taille de l'échantillon = 89711

Table de contingence entre hôpitaux et nature des actes

Le test du khi-deux, par une p-value très en deçà de 0.05, montre qu'il existe un lien entre les établissements et le nombre d'acte effectués.

On va donc procéder à une analyse stratifiée afin de déterminer l'hôpital qui se démarque des autres, en identifiant les actes très pratiqués au sein de la sévérité qui le distingue des autres.

On procède à présent à plusieurs test du khi-deux de comparaison des pourcentages. Ces tests sont faits entre deux hôpitaux différents, pour un même acte, au sein d'une même sévérité. Pour stocker les tables sur lesquelles les test seront réalisés, on crée une nouvelle bibliothèque, nommée « compct »(comparaison de pourcentages). Par exemple, pour la comparaison entre les centres hospitaliers et les centre hospitaliers universitaires sur les échographies réalisées en sévérité1, on effectue le code suivant:

```
data compct.sevlechohochchu;
  input etab $ echo $ effectif;
  datalines;
  CH oui 530
  CH non 4217
  CHU oui 583
  CHU non 3160
  ;
run;
```

On obtient la table suivante:

	etab	echo	effectif
1	CH	oui	530
2	CH	non	4199
3	CHU	oui	583
4	CHU	non	3137

et le test du khi-deux de comparaison des pourcentages nous donne le résultat suivant:

procédure rncv

Table de etab par echo

etab	echo		Total
	non	oui	
Fréquence			
Ecart			
Pourcentage			
Pctage en ligne			
Pctage en col.			
CH	4199 92.959 49.70 88.79 57.24	530 -92.96 6.27 11.21 47.62	4729 55.97
CHU	3137 -92.96 37.13 84.33 42.76	583 92.959 6.90 15.67 52.38	3720 44.03
Total	7336 86.83	1113 13.17	8449 100.00

Statistiques pour la table de etab par echo

Statistique	DDL	Valeur	Proba.
Khi-2	1	36.2851	<.0001
Test du rapport de vraisemblance	1	36.0220	<.0001
Khi-2 continuité ajustée	1	35.8958	<.0001
Khi-2 de Mantel-Haenszel	1	36.2808	<.0001
Coefficient Phi		0.0655	
Coefficient de contingence		0.0654	
V de Cramer		0.0655	

il existe donc une différence entre le nombre d'échographies réalisées en sévérité 1 aux CH et aux CHU.

Ces tests étant réalisés en nombre important, nous en rapportons les résultats en annexe. Cependant, nous en faisons immédiatement l'analyse:

b) Résultat de la comparaison de la répartition des actes d'imagerie entre les CHU, CH et le CHM.

Lorsqu'on indique qu'un établissement fait plus d'acte qu'un autre, c'est un abus de langage, il s'agit en réalité d'une proportion d'acte qui est plus importante au sein de cet établissement qu'au sein de l'autre.

1) COMPARAISON CH-CHU

a) En sévérité1

Pour les échographies:

On obtient une p-value inférieure à 0.0001, on conclut donc à une différence de répartition. Après avoir regardé les effectifs dans les cases du tableau, on conclut que les CHU font plus d'échographies que les CH

Pour les IRM:

On obtient une p-value inférieure à 0.001. Les CHU font plus d'IRM.

Pour les radiographies:

On obtient une p-value inférieure à 0.001. Le tableau nous permet de voir que les CH font plus de radiographie que les CHU.

Pour les scanographies:

On obtient une p-value inférieure à 0.001. Le tableau nous permet de voir que les CHU font plus de scanographies.

b) En sévérité 2

Pour les échographies:

On obtient une p-valeur égale à 0.0037
Les CHU font plus d'échographies.

Pour les IRM

On obtient une p-valeur égale à 0.0009
Les CHU font plus d'IRM

Pour les radiographies

On obtient une p-value inférieure à 0.0001,
Les CH font plus de radiographies.

Pour les scanographies

on obtient une p-value inférieure à 0.0001
Les CHU font plus de scanographies.

c) En sévérité 3

Pour les échographies

On obtient une p-value égale à 0.2111.
Les CHU et les CH réalisent une proportion comparable d'échographie

Pour les IRM

On obtient une p-value inférieure à 0.0001
Les CHU font plus d'IRM.

Pour les radiographies

on obtient une p-value inférieure à 0.0001
Les CH font plus de radiographies

Pour les scanographies

On obtient une p-value inférieure à 0.0001
Les CHU font plus de scanner

d) en sévérité 4

Pour les échographies

on obtient une p-value inférieure à 0.0001
Les CHU font plus d'échographies.

Pour les IRM

On obtient une p-value inférieure à 0.0001
Les CHU font plus d'IRM

Pour les radiographies

on obtient une p-value inférieure à 0.001
Les CH font plus de radiographies.

Pour les scanographies

on obtient une p-value égale à 0.0121
Les CHU font plus de scanographies.

e) en severité T (courts séjours)

pour les échographies

On obtient une p-value égale à 0.23136
Les proportions d'échographies réalisées sont comparables

Pour les IRM

On obtient une p-value égale à 0.1298
Les proportions d'IRM réalisées sont comparables

Pour les radiographies

On obtient une p-value égale à 0.039
Les CH font plus de radiographies

Pour les scanographies

On obtient une p-value inférieure à 0.0001
Les CHU font plus de scanographies.

2)COMPARAISON CH-CHM

a) En sévérité1

Pour les échographies

On obtient une p-value de 0.0382
Les CH font plus d'échographies

Pour les IRM

On obtient une p-value de 0.8391
les CH et le CHM font donc des proportions d'IRM comparables.

Pour les radiographies

On obtient une p-value de 0.0034
Le CHM fait plus de radiographies

Pour les scanographies

On obtient une p-value de 0.0743
Le CH et le CHM font des scanographies dans des proportions comparables.

b) En sévérité2

Pour les échographies

On obtient une p-value inférieure à 0.0001
Les CH font plus d'échographies.

Pour les IRM

On obtient une p-value égale à 0.8620
Les CH et le CHM font des IRM en proportions comparables.

Pour les radiographies

On obtient une p-value inférieure à 0.0001
Le CHM fait plus de radiographies.

Pour les scanographies

On obtient une p-value inférieure à 0.0001.
Le CH fait plus de scanographies

c)En sévérité3

Pour les échographies

On obtient une p-value inférieure à 0.0001
Les CH font plus d'échographies

Pour les IRM

On obtient une p-value égale à 0.0690
Les CH et le CHU font des IRM en proportion comparables

Pour les radiographies

On obtient une p-value inférieure à 0.0001
Le CHM fait plus de radiographies.

Pour les scanographies

On obtient une p-value inférieure à 0.0001
Les CH font plus de scanographies.

d)En sévérité4

Pour les échographies

On obtient une p-value inférieure à 0.0001.
Les CH font plus d'échographies.

Pour les IRM

On obtient une p-value égale à 0.1792

Les CH et le CHM effectuent des IRM dans des proportions comparables.

Pour les radiographies

On obtient une p-value inférieure à 0.0001

Le CHM fait plus de radiographies.

Pour les scanographies

On obtient une p-valeur inférieure à 0.0001

Les CH font plus de scanographies.

e)En sévérité T

Pour les échographies

On obtient une p-value égale à 0.6889

Les CH et le CHM réalisent des échographies dans des proportions comparables.

Pour les IRM

On obtient une p-value égale à 0.9585

Les CH et le CHM réalisent des IRM dans des proportions comparables

Pour les radiographies

On obtient une p-value égale à 0.5163

Les CH et le CHM réalisent des IRM dans des proportions comparables.

Pour les scanographies

On obtient une p-value égale à 0.6377

les CH et le CHM réalisent des scanographies dans des proportions comparables.

3)COMPARAISON CHU-CHM

a) En sévérité1

Pour les échographies

On obtient une p-value égale à 0.0054
Les CHU font plus d'échographies.

Pour les IRM

On obtient une p-value égale à 0.5635
Les CHU et le CHM font des IRM en proportions comparables.

Pour les radiographies

On obtient une p-value inférieure à 0.0001
Le CHM fait plus de radiographies.

Pour les scanographies

On obtient une p-value égale à 0.0081
Les CHU font plus de scanographies.

b)En sévérité2

Pour les échographies

On obtient une p-value inférieure à 0.0001
Les CHU font plus d'échographies

Pour les IRM

On obtient une p-value égale à 0.4405
Les CHU et le CHM font des IRM en proportions comparables.

Pour les radiographies

On obtient une p-value inférieure à 0.0001
Le CHM fait plus de radiographies.

Pour les scanographies

On obtient une p-value inférieure à 0.0001
Les CHU font plus de scanographies.

c)En sévérité3

Pour les échographies

On obtient une p-value inférieure à 0.0001
Les CHU font plus d'échographies.

Pour les IRM

On obtient une p-value égale à 0.0002
Les CHU font plus d'IRM

Pour les radiographies

On obtient une p-value inférieure à 0.0001
Le CHM fait plus de radiographies.

Pour les scanographies

On obtient une p-value inférieure à 0.0001
Les CHU font plus de scanographies.

d)En sévérité4

Pour les échographies

On obtient une p-value inférieure à 0.0001
Les CHU font plus d'échographies.

Pour les IRM

On obtient une p-value égale à 0.0007
Les CHU font plus d'IRM

Pour les radiographies

on obtient une p-value inférieure à 0.0001
Le CHM fait plus de radiographies.

Pour les scanographies

On obtient une p-value inférieure à 0.0001
Les CHU font plus de scanographies.

e)En sévéritéT

Pour les échographies

On obtient une p-value égale à 0.6494
Les CHU et le CHM réalisent des échographies dans des proportions comparables.

Pour les IRM

On obtient une p-value égale à 0.9087
Les CHU et le CHM réalisent des IRM dans des proportions comparables.

Pour les radiographies

On obtient une p-value égale à 0.3493

Les CHU et le CHM réalisent des radiographies dans des proportions comparables.

Pour les scanographies

On obtient une p-value égale à 0.4732

Les CHU et le CHM réalisent des scanographies dans des proportions comparables.

c) Conclusion

Il ressort donc de l'étude que l'hôpital de Mulhouse réalise plus de radiographies que les autres établissements de santé pour la majorité des sévérités, tout en effectuant les trois autres actes en proportions moindres.

d) Début d'explication

On aimerait expliquer ce phénomène. Une des hypothèse est que les séjours au sein du CHM ont une durée plus importante que dans les autres établissements. On va comparer les durées de séjours des CHU, CH et du CHM à l'aide d'un test de la moyenne. Cependant, on est confronté à une difficulté. En effet, on n'a pas les variances globales pour les durées de séjour des CH et des CHU car le site de l'ATIH ne nous fournit que les variances et les moyennes par sévérité. En revanche, on a les variances et moyennes globales pour le CHM car le logiciel PMSI pilot nous fournit le nombre d'occurrences pour chaque durée de séjour, on peut donc obtenir les variances et moyennes globales des durées de séjour grâce à une procédure Univariate. Cependant, pour pouvoir faire un test de la moyenne, il va nous falloir calculer les variances globales pour les CH et les CHU.

Pour cela, on part de la formule de la variance empirique : $\frac{1}{N} \sum_{i=1}^{i=N} (X_i - \bar{X})^2$

Dans notre cas, la formule sur laquelle on travaillera est la suivante :

$$\frac{1}{N} \sum_{k=1}^4 \sum_{i \in I_k} (X_i - \bar{X}^{(k)})^2$$

Avec :

- $N = n_1 + n_2 + n_3 + n_4$ où n_1, n_2, n_3, n_4 représentent le nombre de RSS associés respectivement aux sévérités 1, 2, 3 et 4.

- I_k correspond à la sévérité k

$$\bar{X} = \frac{1}{N}(n_1 * \bar{X}^{(1)} + n_2 * \bar{X}^{(2)} + n_3 * \bar{X}^{(3)} + n_4 * \bar{X}^{(4)})$$

qu'on développe de la manière suivante :

$$\frac{1}{N} \sum_{k=1}^4 \sum_{i \in I_k} (Xi - \bar{X})^2 = \frac{1}{N} \sum_{i \in I_1} (Xi - \frac{1}{N} \sum_{r=1}^4 \bar{X}^{(r)})^2 + \frac{1}{N} \sum_{i \in I_2} (Xi - \frac{1}{N} \sum_{r=1}^4 \bar{X}^{(r)})^2 +$$

$$\frac{1}{N} \sum_{i \in I_3} (Xi - \frac{1}{N} \sum_{r=1}^4 \bar{X}^{(r)})^2 + \frac{1}{N} \sum_{i \in I_4} (Xi - \frac{1}{N} \sum_{r=1}^4 \bar{X}^{(r)})^2$$

Développons cette formule pour un b quelconque. Le but est de faire apparaître les variances des durées de séjours liées à chaque sévérité :

$$\frac{1}{N} \sum_{i \in I_b} (Xi - \frac{1}{N} \sum_{r=1}^4 \bar{X}^{(r)})^2 = \frac{1}{N} \sum_{i \in I_b} (Xi^2 - \frac{2}{N} Xi \sum_{r=1}^4 \bar{X}^{(r)} + \frac{1}{N^2} \sum_{r=1}^4 \bar{X}^{(r)2})$$

=

$$\frac{1}{N} (\sum_{i \in I_b} (Xi^2 - 2Xi \bar{X}^{(b)} + \bar{X}^{(b)2}) - \frac{2}{N} \sum_{i \in I_b} (Xi \bar{X}^{(b)} (n_b - N) + \sum_{l \neq b, l=1}^{l=4} n_l \bar{X}^l) + \frac{1}{N^2} \sum_{i \in I_b} (\bar{X}^{(b)2} (n_b^2 - N^2) + \sum_{l=1, l \neq b}^4 (n_l \bar{X}^l)^2 + \sum_{1 \leq p \neq q \leq 4} n_p n_q \bar{X}^p \bar{X}^q))$$

La première partie du calcul : $\sum_{i \in I_b} (Xi^2 - 2Xi \bar{X}^{(b)} + \bar{X}^{(b)2})$

est le développement de la formule empirique de la variance, auquel on a ôté l'expression du nombre de RSS n_b . Ceci est donc égal à $n_b \text{var}_b(X)$

La seconde partie du calcul : $\frac{2}{N} \sum_{i \in I_b} (Xi \bar{X}^{(b)} (n_b - N) + \sum_{l \neq b, l=1}^{l=4} n_l \bar{X}^l)$

peut être modifiée, afin d'éliminer l'inconnue X_i :

$$\frac{2}{N}(n_b \bar{X}^{(b)2}(n_b - N) + n_b \sum_{l \neq b, l=1}^{l=4} n_l \bar{X}^l)$$

car

$$\sum_{i \in I_b} X_i = n_b \bar{X}^{(b)}$$

La formule suivante est donc la suivante :

$$Var(X) = \frac{1}{N} \sum_{b=1}^4 (n_b Var_b(X) + \frac{2}{N}(n_b \bar{X}^{(b)2}(n_b - N) + n_b \sum_{l \neq b, l=1}^{l=4} n_l \bar{X}^l) - \frac{1}{N^2} \sum_{i \in I_b} (X_i^{(b)2}(n_i^2 - N^2) + \sum_{l=1, l \neq b}^4 (n_l X^{(l)})^2 + \sum_{1 \leq p \neq q \leq 4} n_p n_q \bar{X}^p \bar{X}^q))$$

Cette formule ne comporte plus d'inconnues. On va l'appliquer aux CHU, CH et au CHM, il sera donc nécessaire d'effectuer trois calculs.

Grâce au site de l'ATIH, on recueille les données dont on a besoin, c'est à dire les variances individuelles pour chaque sévérité, et ce pour les CH et les CHU.

	<i>CHU</i>	<i>CH</i>	<i>CHM</i>
<i>Variance durée de séjour sévérité1</i>	10,75	8,98	57,97
<i>Variance durée de séjour sévérité2</i>	51,93	53,02	278,95
<i>Variance durée de séjour sévérité3</i>	124,46	112,78	552,40
<i>Variance durée de séjour sévérité4</i>	622,73	570,33	5331,60
<i>Durée moyenne de séjour sévérité1</i>	2,88	2,87	5,1
<i>Durée moyenne de séjour sévérité2</i>	9,31	9,98	13,20
<i>Durée moyenne de séjour sévérité3</i>	14,45	14,78	20,62
<i>Durée moyenne de séjour sévérité4</i>	26,44	27,50	41,97

Les informations concernant l'hôpital de Mulhouse ont été recueillies à partir du logiciel PMSI_{pilot}, sur lequel on trouve les durées de séjour et le nombre de RSS qui leur est associé pour l'année 2011. Une procédure « Univariate » associée à l'option « by severite » nous permet d'obtenir les variances individuelles par sévérité.

Le calcul de la variance globale par la formule précédente n'est pas nécessaire, puisqu'on obtient cette dernière à partir d'une procédure « Univariate », cependant faire le calcul permettra de s'assurer que la formule est juste.

Le calcul a été réalisé à partir de SAS.

Pour simplifier la création du tableau de calcul, nous désignerons par I, II et III les trois parties du calcul :

$$I : n_b \text{var}_b(X)$$

$$II : \frac{2}{N} (n_b \bar{X}^{(b)2} (n_b - N) + n_b \sum_{l \neq b, l=1}^4 n_l \bar{X}^l)$$

$$III : \frac{1}{N^2} \sum_{i \in I_b} (\bar{X}^{(b)2} (n_i^2 - N^2) + \sum_{l=1, l \neq b}^4 (n_l \bar{X}^{(l)})^2 + \sum_{1 \leq p \neq q \leq 4} n_p n_q \bar{X}^p \bar{X}^q)$$

Pour les CHU :

	Valeur du I	Valeur du II	Valeur du III
sévérité1	41151	92487,16	372160,84
sévérité2	325912	-609928,54	118233,62
sévérité3	679800	-1535439,64	-564155,72
sévérité4	2198859	-3963293,6	-2095855,02
Somme	3245722	-12032349,24	-2169616,28

Pour les CH

	Valeur du I	Valeur du II	Valeur du III
sévérité1	39628,74	48340,62	435114,37
sévérité2	503902,08	-1007386,26	68759,69
sévérité3	845286,1	-2173875,48	-836541,31
sévérité4	2137596,84	-4759561,21	-2372087,02
Somme	2845741,45	-7892482,33	-2704754,27

Pour le CHM

	Valeur du I	Valeur du II	Valeur du III
sévérité1	1159,4	-166,84	3874,6
sévérité2	28731,85	-18071	4686,58
sévérité3	45296,99	-44443,36	-16846,37
sévérité4	239922	-128924,36	-69416,07
Somme	315110,24	-191605,56	-77701,26

On obtient par le calcul à la main une variance globale égale à 2015, elle est comparable à la variance obtenue à l'aide de la procédure « Univariate » de SAS

On obtient les résultats suivants :

	CHU	CH	CHM
Durée moyenne sur la globalité des séjours	12,66	12,76	20,17
Variance globale	686,41	319,21	2087,77

On utilise la statistique U pour réaliser le test de comparaison des moyennes deux à deux.

$$U = \frac{M_1 - M_2}{\sqrt{\left(\frac{(S_1)^2}{n_1 - 1}\right) + \left(\frac{(S_2)^2}{n_2 - 1}\right)}}$$

Avec :

- M1 et S1² estimateurs empiriques de la moyenne et de la variance de X1.
- M2 et S2² estimateurs empiriques de la moyenne et de la variance de X2.

Comme on a un très grand nombre d'observations, le théorème central limite nous permet de dire que la statistique U suit approximativement une loi normale centrée réduite.

On définit la région critique du test de la manière suivante :

$$\text{région critique} = [-\infty, -u_a] \cup [u_a, +\infty]$$

on définit u_a de la manière suivante : $P(|(U)| > u_a) = 0,05$

Une table de quantiles de la loi normale nous donne un u_a égal à 1.196.

Test de comparaisons de moyennes pour deux échantillons indépendants

Conditions d'applications :

- n1 et n2 sont supérieurs à 30 observations (en effet n1=19097 n2=25160 n3=250)

Formulation des hypothèses :

-sous H0 : $u_1 = u_2$

-sous H1 : $u_1 \neq u_2$

	<i>CHU</i>	<i>CH</i>	<i>CHM</i>
<i>CHU</i>		0,02	0,06
<i>CH</i>	0,02		0,06
<i>CHM</i>	0,06	0,06	

Valeur de U pour les différents tests de comparaisons des moyennes

Les valeurs de U obtenues sont toutes inférieures à la valeur critique 1,196, on conserve donc H0 dans les trois cas :

Il n'y a donc pas de différence significative entre les durées moyennes de séjour au sein des CHU, des CH et du CHM .

II)

3) Mise en évidence du lien entre durée de séjour et nombre d'acte d'imagerie médicale effectués pour le GHM 04M13 au sein du centre hospitalier de Mulhouse.

a) Importation, retraitement et exploitation des données.

On se focalise à présent sur l'activité du centre hospitalier de Mulhouse. On travaille à partir d'une table contenant le code CCAM associé à chaque acte effectué au sein du CHM pour le GHM 04M13. Cette dernière est de la forme suivante :

	RSS_NumRSS	RSS_annee	RSS_Duree	RSS_GHM	CCAM_Code	NbActes
1	1	2011	11	04M133	AAQP011	1
2	1	2011	11	04M133	ACQK001	1
3	1	2011	11	04M133	AFHB002	1
4	1	2011	11	04M133	DEQP007	1
5	1	2011	11	04M133	GLHF001	1
6	1	2011	11	04M133	JDLD001	1
7	1	2011	11	04M133	YYYY030	4
8	1	2011	11	04M133	YYYY467	1
9	1	2011	11	04M133	ZBQH001	1
10	1	2011	11	04M133	ZBQK002	4
11	1	2011	11	04M133	ZCQH001	1
12	1	2011	11	04M133	ZZQK002	2
13	1	2011	11	04M133	ZZQP004	2
14	2	2011	19	04M132		0
15	3	2011	2	04M131	DEQP003	1
16	3	2011	2	04M131	DEQP007	3
17	3	2011	2	04M131	EQQP011	1
18	3	2011	2	04M131	GELD005	3
19	3	2011	2	04M131	GLLD019	2
20	3	2011	2	04M131	YYYY030	3
21	3	2011	2	04M131	ZBQK002	3
22	3	2011	2	04M131	ZZQK002	2
23	4	2011	14	04M133	DEQP003	1
24	4	2011	14	04M133	DEQP007	2
25	4	2011	14	04M133	GLHF001	2
26	4	2011	14	04M133	GLLD017	1
27	4	2011	14	04M133	JDLD001	1
28	4	2011	14	04M133	YYYY030	3
29	4	2011	14	04M133	ZBQK002	3
30	4	2011	14	04M133	ZCQM008	1
31	4	2011	14	04M133	ZZQK002	2

Table CCAM des actes d'imagerie effectués au sein du CHM

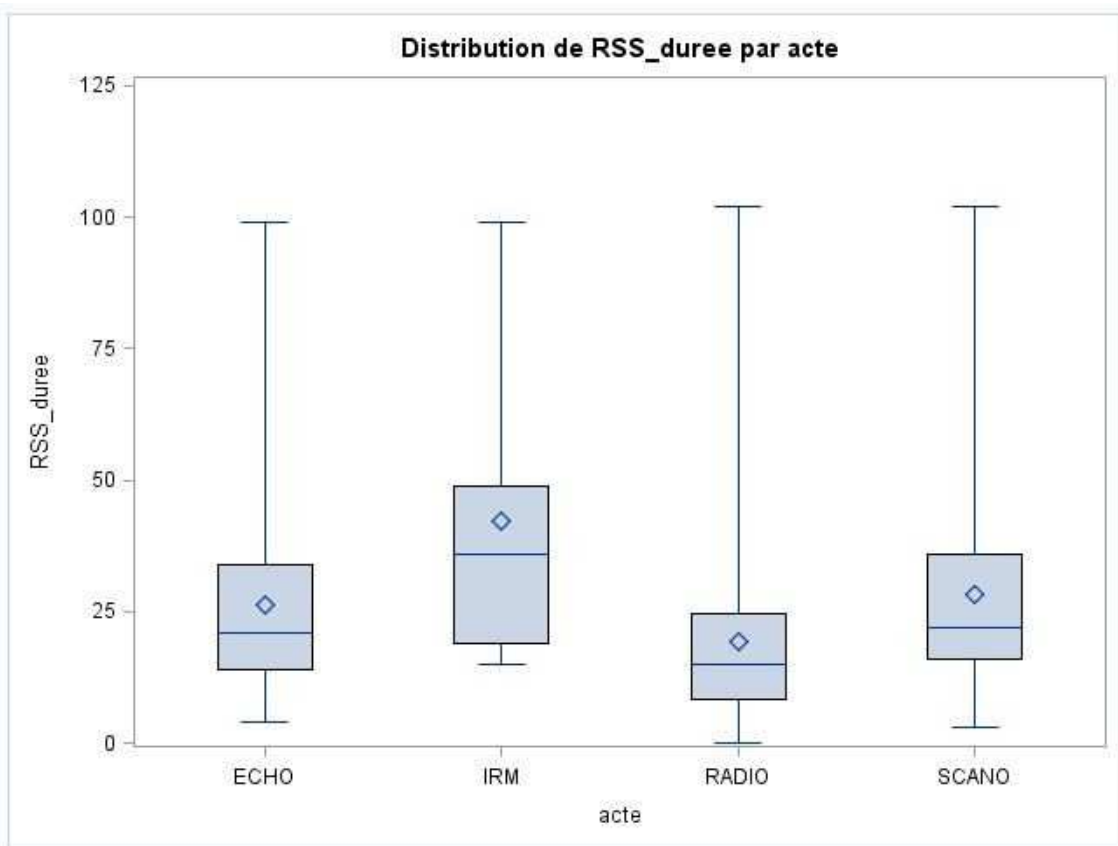
On veut travailler sur les actes d'imagerie médicale. On va donc trier cette table à l'instar de la table CCAM de la partie 2).

On obtient la table suivante :

	duree	acte	effectif
1	0	ECHO	0
2	1	ECHO	0
3	2	ECHO	0
4	3	ECHO	0
5	9	ECHO	0
6	24	ECHO	0
7	26	ECHO	0
8	42	ECHO	0
9	45	ECHO	0
10	46	ECHO	0
11	46	ECHO	0
12	54	ECHO	0
13	102	ECHO	0
14	4	ECHO	1
15	7	ECHO	1
16	27	ECHO	1
17	30	ECHO	1
18	32	ECHO	1
19	37	ECHO	1
20	38	ECHO	1
21	39	ECHO	1
22	51	ECHO	1
23	82	ECHO	1
24	87	ECHO	1
25	5	ECHO	2
26	8	ECHO	2
27	10	ECHO	2
28	12	ECHO	2
29	99	ECHO	2
30	13	ECHO	3
31	15	ECHO	3
32	29	ECHO	3
33	79	ECHO	3
34	11	ECHO	4
35	21	ECHO	4
36	23	ECHO	4
37	34	ECHO	4
38	41	ECHO	4
39	53	ECHO	4
40	96	ECHO	4
41	6	ECHO	5
42	18	ECHO	5
43	31	ECHO	5

Table du nombres d'actes effectués et de leur durée associée au sein du CHM.

Dans un premier temps, on va tente d'expliquer la durée de séjour par le nombre d'acte effectués au cours du séjour. On illustre la répartition des durées de séjour pour chaque acte par des boites à moustache crée grâce à une procédure boxplot afin de savoir dans quel type d'actes se répartissent les séjours les plus courts et les séjours les plus longs.



Répartition des durées de séjour pour chaque acte.

On construit également un graphique par acte avec le nombre d'acte effectué en abscisse et la durée de séjour en ordonnée. On utilise une procédure « plot » pour faire ceci.

Les graphiques(p en annexe) semblent montrer que pour les échographie, le nombre d'acte effectué reste globalement stable selon la durée de séjour. Cependant, ce dernier devient faible lors de longs séjours.

Pour les IRM, le nombre d'acte effectué ne semble pas être en lien avec la durée de séjour. Cependant on n'effectue des IRM que lors de séjours de longues durées(le plus court étant un séjour de 15 jours)

Pour les radiographies, le nombre d'acte effectué est croissant pour des séjours entre 1 et 20 jours, puis décroissant pour des séjours de 20 à 100 jours.

Pour les scanographies, on a un nombre croissant d'actes effectués pour des séjours entre 1 et 25 jours, puis décroissant pour des séjours entre 25 et 100 jours.

On doit vérifier les hypothèses faites à partir des graphiques. Pour cela, on va effectuer un test de la moyenne.

Le test sera effectué en utilisant la table de la page précédente.

Il faut tout d'abord vérifier les hypothèses essentielles à la réalisation d'un tel test.

Vérifions l'hypothèse de normalité à l'aide d'une procédure « Univariate ».

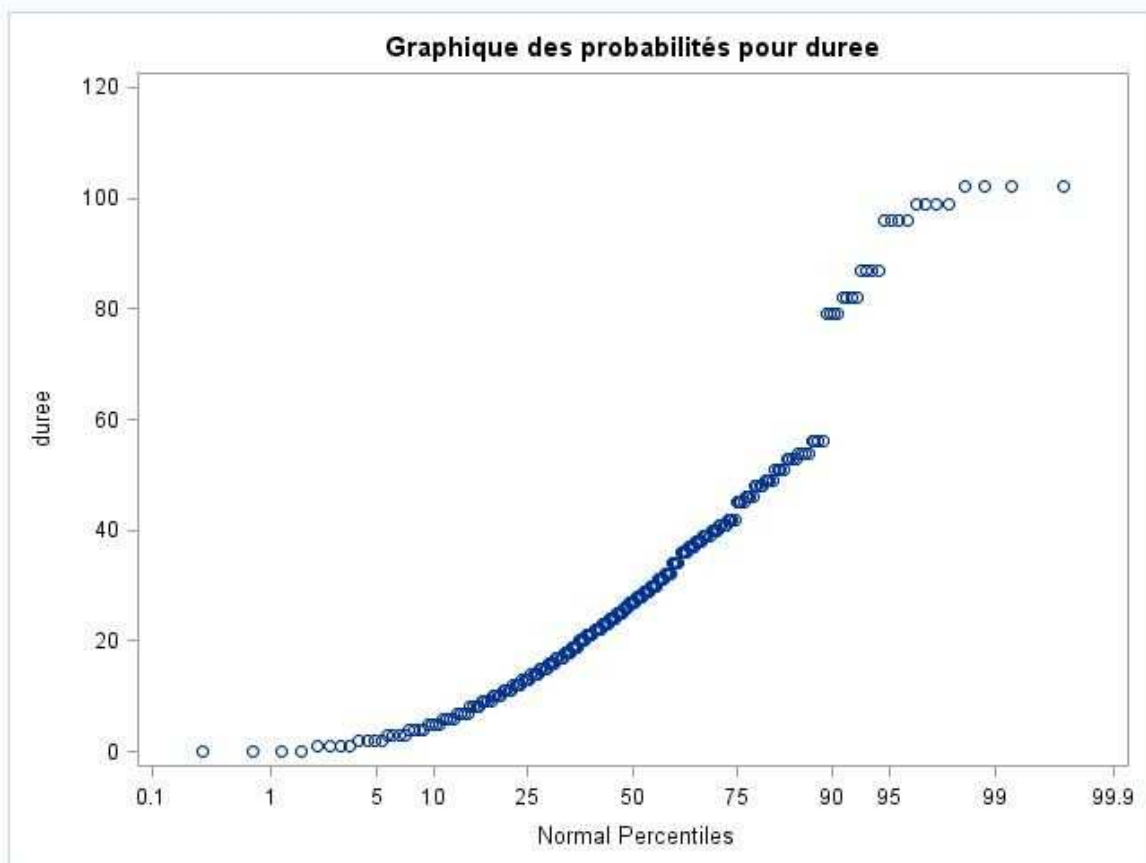


Diagramme probability-plot d'adéquation des résidus de la variable « duree » à une loi normale

Le graphique laisse à penser que la normalité n'est pas vérifiée.

Le test de Shapiro-Wilk nous donne le résultat suivant :

Tests de normalité				
Test	Statistique		p-Value	
Shapiro-Wilk	W	0.888756	Pr < W	<0.0001
Kolmogorov-Smirnov	D	0.106241	Pr > D	<0.0100
Cramer-von Mises	W-Sq	0.896965	Pr > W-Sq	<0.0050
Anderson-Darling	A-Sq	6.614678	Pr > A-Sq	<0.0050

Résultat du test de Shapiro-Wilk

La p-value est très inférieure à 0.05. On rejette donc l'hypothèse H_0 de normalité.

On transforme la variable durée en son logarithme. Le résultat du test de Shapiro-Wilk est le suivant :

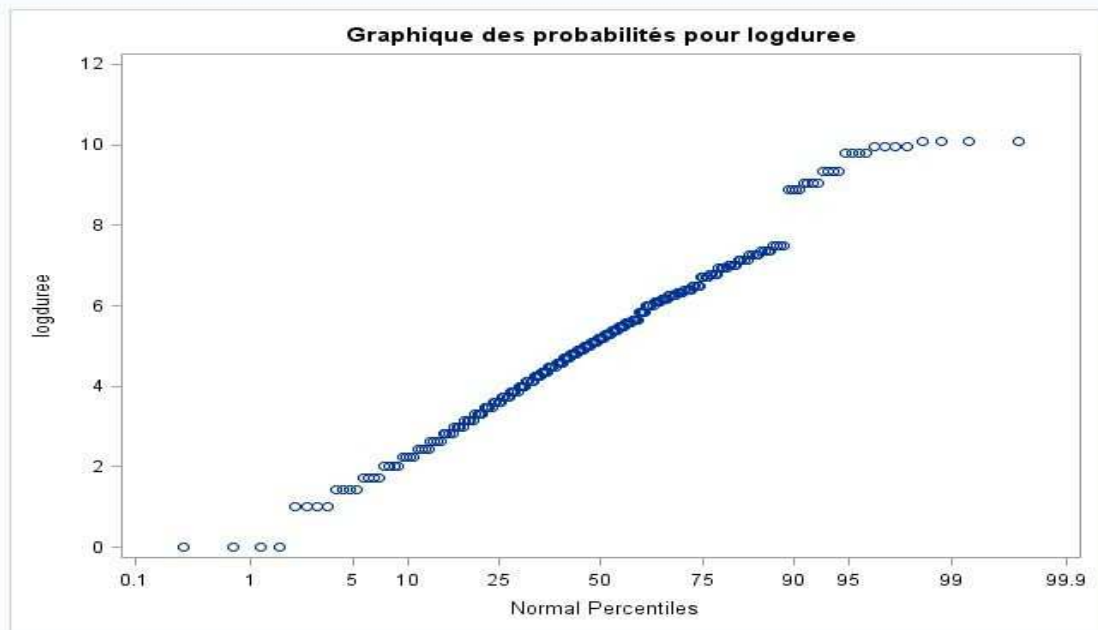


Diagramme probability-plot d'adéquation des résidus de la variable « logduree » à une loi normale

La nouvelle variable ne semble toujours pas suivre une loi normale.

Tests de normalité				
Test	Statistique		p-Value	
Shapiro-Wilk	W	0.983548	Pr < W	0.0117
Kolmogorov-Smirnov	D	0.054558	Pr > D	0.1082
Cramer-von Mises	W-Sq	0.059404	Pr > W-Sq	>0.2500
Anderson-Darling	A-Sq	0.698089	Pr > A-Sq	0.0713

Résultat du test de Shapiro-Wilk pour la variable « logduree »

La p-value est inférieure à 0.05. On rejette donc l'hypothèse de normalité de la variable « logduree ».

On n'a pas la normalité de la variable « logduree » pour la globalité des actes . On va alors tester la normalité acte par acte, et effectuer un test de la moyenne pour chaque acte.

Dans SAS, on utilise la procédure « Univariate » de la manière suivante :

```
proc univariate data=mulhouse.frequence2 normal; /* Test de la
normalité de la variable 'durée' par acte*/;
  by acte;
  var logduree;
  probplot;
run;
```

On obtient les résultats suivants :

Pour les échographies

Tests de normalité				
Test	Statistique		p-Value	
Shapiro-Wilk	W	0.987208	Pr < W	0.8155
Kolmogorov-Smirnov	D	0.057379	Pr > D	>0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq	0.016233	Pr > W-Sq	>0.2500
Anderson-Darling	A-Sq	0.174694	Pr > A-Sq	>0.2500

Pour les IRM

Tests de normalité				
Test	Statistique		p-Value	
Shapiro-Wilk	W	0.985919	Pr < W	0.7742
Kolmogorov-Smirnov	D	0.055871	Pr > D	>0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq	0.016876	Pr > W-Sq	>0.2500
Anderson-Darling	A-Sq	0.18417	Pr > A-Sq	>0.2500

Pour les radiographies

Tests de normalité				
Test	Statistique		p-Value	
Shapiro-Wilk	W	0.986802	Pr < W	0.8054
Kolmogorov-Smirnov	D	0.053632	Pr > D	>0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq	0.015417	Pr > W-Sq	>0.2500
Anderson-Darling	A-Sq	0.173374	Pr > A-Sq	>0.2500

Pour les scanographie

Tests de normalité				
Test	Statistique		p-Value	
Shapiro-Wilk	W	0.986802	Pr < W	0.8054
Kolmogorov-Smirnov	D	0.053632	Pr > D	>0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq	0.015417	Pr > W-Sq	>0.2500
Anderson-Darling	A-Sq	0.173374	Pr > A-Sq	>0.2500

On constate que dans chaque cas, on a la normalité. La p-value est supérieure à 0.05.

On peut donc effectuer le test de la moyenne. On utilise une procédure « glm ».

On étudie le modèle suivant : Duree=Acte

sous l'hypothèse H0 : Il n'y a pas d'influence du nombre d'acte sur la durée de séjour

sous l'hypothèse H1 : Il y a une influence du nombre d'acte sur la durée de séjour.

Pour les échographies :

Source	DDL	Somme des carrés	Moyenne quadratique	Valeur F	Pr > F
Model	1	11.8657466	11.8657466	4.11	0.0442
Error	169	488.0133760	2.8876531		
Corrected Total	170	499.8791226			

R-carré	Coef de Var	Racine MSE	logduree Moyenne
0.023737	32.32348	1.699310	5.257198

On obtient une p-value inférieure à 0.05. On rejette donc H0. Il y a une influence du nombre d'échographie sur les durées de séjour.

Pour les IRM

Source	DDL	Somme des carrés	Moyenne quadratique	Valeur F	Pr > F
Model	1	23.10483992	23.10483992	5.57	0.0378
Error	11	45.61719900	4.14701809		
Corrected Total	12	68.72203893			

R-carré	Coef de Var	Racine MSE	logduree Moyenne
0.336207	31.04744	2.036423	6.559069

On obtient une p-value égale à 0.0378

On rejette donc H_0 : il y a une influence du nombre d'IRM sur la durée de séjour

Pour les radiographies :

Source	DDL	Somme des carrés	Moyenne quadratique	Valeur F	Pr > F
Model	1	21.697175	21.697175	5.25	0.0221
Error	2265	9365.091819	4.134698		
Corrected Total	2266	9386.788994			

R-carré	Coef de Var	Racine MSE	logduree Moyenne
0.002311	38.46236	2.033396	5.286716

On obtient une p-valeur égale à 0.0221, inférieure à 0.05. On rejette donc H_0 . Il y a une influence du nombre de radiographie sur la durée de séjour.

Pour les scanographies :

Source	DDL	Somme des carrés	Moyenne quadratique	Valeur F	Pr > F
Model	1	16.0442486	16.0442486	4.82	0.0292
Error	224	746.0784342	3.3307073		
Corrected Total	225	762.1226828			

R-carré	Coef de Var	Racine MSE	logduree Moyenne
0.021052	33.54389	1.825023	5.440701

On obtient une p-value inférieure à 0.05. On rejette H_0 : il y a une influence du nombre de scanographie sur la durée de séjour.

Critique du test :

Cependant, pour les quatre tests, on obtient des valeurs de R^2 très faibles, qui indiquent que les tests ne sont pas fiables.

On va donc s'orienter vers un autre test, non paramétrique cette fois-ci : le test du khi-deux d'adéquation entre le nombre d'actes effectués et la durée de séjour, et ce pour chaque acte.

Le test d'adéquation du khi-deux est un test non paramétrique, cependant l'effectif théorique pour chaque case du tableau de contingence ne doit pas être inférieur à 5. Les hypothèses du test sont les suivantes :

Sous H_0 : il n'existe aucun lien entre nombre d'actes effectués et durée de séjour.

Sous H_1 : il existe un lien entre nombre d'acte effectués et durée de séjour.

Pour cela, on découpe la durée et le nombre d'acte effectués en quartiles, afin de mettre en évidence un lien entre nombre d'acte effectués et durée de séjour.

On obtient le tableau suivant :

duree	acte	effectif	effectif2	duree2	duree3
0	ECHO	0	EQ1	Q1	M1
1	ECHO	0	EQ1	Q1	M1
2	ECHO	0	EQ1	Q1	M1
3	ECHO	0	EQ1	Q1	M1
9	ECHO	0	EQ1	Q1	M1
24	ECHO	0	EQ1	Q2	M1
26	ECHO	0	EQ1	Q2	M1
42	ECHO	0	EQ1	Q3	M2
45	ECHO	0	EQ1	Q4	M2
46	ECHO	0	EQ1	Q4	M2
46	ECHO	0	EQ1	Q4	M2
54	ECHO	0	EQ1	Q4	M2
102	ECHO	0	EQ1	Q4	M2
4	ECHO	1	EQ2	Q1	M1
7	ECHO	1	EQ2	Q1	M1
27	ECHO	1	EQ2	Q3	M2
30	ECHO	1	EQ2	Q3	M2
32	ECHO	1	EQ2	Q3	M2
37	ECHO	1	EQ2	Q3	M2
38	ECHO	1	EQ2	Q3	M2
39	ECHO	1	EQ2	Q3	M2
51	ECHO	1	EQ2	Q4	M2
82	ECHO	1	EQ2	Q4	M2
87	ECHO	1	EQ2	Q4	M2
5	ECHO	2	EQ3	Q1	M1
8	ECHO	2	EQ3	Q1	M1
10	ECHO	2	EQ3	Q1	M1
12	ECHO	2	EQ3	Q1	M1
99	ECHO	2	EQ3	Q4	M2
13	ECHO	3	EQ3	Q2	M1
15	ECHO	3	EQ3	Q2	M1
29	ECHO	3	EQ3	Q3	M2
79	ECHO	3	EQ3	Q4	M2
11	ECHO	4	EQ3	Q1	M1
21	ECHO	4	EQ3	Q2	M1
23	ECHO	4	EQ3	Q2	M1
34	ECHO	4	EQ3	Q3	M2
41	ECHO	4	EQ3	Q3	M2
53	ECHO	4	EQ3	Q4	M2
96	ECHO	4	EQ3	Q4	M2
6	ECHO	5	EQ4	Q1	M1
18	ECHO	5	EQ4	Q2	M1
31	ECHO	5	EQ4	Q3	M2

Découpage du nombre d'acte et de la durée de séjour en quartiles.

Tables de contingences et test du khi-deux :

Pour les radiographies :

----- acte=nnuu -----
Procédure FREQ
Table de effectif2 par duree2

effectif2	duree2				Total
	Q1	Q2	Q3	Q4	
Fréquence					
Attendu					
Ecart					
Khi-2 par cellu					
Pourcentage					
Pctage en ligne					
Pctage en col.					
RQ1	35 23.634 11.366 5.4657 1.54 26.72 8.56	11 46.113 -35.11 26.737 0.49 8.40 1.38	17 34.96 -17.96 9.2268 0.75 12.98 2.81	68 26.292 41.708 66.16 3.00 51.91 14.95	131 5.78
RQ2	86 63.145 22.855 8.2721 3.79 24.57 21.03	78 123.2 -45.2 16.585 3.44 22.29 9.77	109 93.405 15.595 2.6036 4.81 31.14 18.02	77 70.247 6.753 0.6492 3.40 22.00 16.92	350 15.44
RQ3	207 112.76 94.241 78.764 9.13 33.12 50.61	83 220 -137 85.317 3.66 13.28 10.40	164 166.8 -2.795 0.0468 7.23 26.24 27.11	171 125.44 45.559 16.547 7.54 27.36 37.58	625 27.57
RQ4	81 209.46 -128.5 78.785 3.57 6.98 19.80	626 408.68 217.32 115.56 27.61 53.92 78.45	315 309.84 5.161 0.086 13.90 27.13 52.07	139 233.02 -94.02 37.935 6.13 11.97 30.55	1161 51.21
Total	409 18.04	798 35.20	605 26.69	455 20.07	2267 100.00

Statistiques pour la table de effectif2 par duree2

Statistique	DDL	Valeur	Proba.
Khi-2	9	548.7417	<.0001

Les effectifs théoriques sont tous supérieurs à 5. On peut donc se fier au résultat du test du khi-deux.

La p-value est très inférieure à 0.05 : il existe donc un lien entre durée de séjour et nombre de radiographie effectuées.

Pour les échographies

	Fréquence Attendu		Total
	M1	M2	
EQ1	7 7.0652 -0.065 0.0006 3.80 53.85 7.00	6 5.9348 0.0652 0.0007 3.26 46.15 7.14	13 7.07
EQ2	2 5.9783 -3.978 2.6474 1.09 18.18 2.00	9 5.0217 3.9783 3.1516 4.89 81.82 10.71	11 5.98
EQ3	26 27.174 -1.174 0.0507 14.13 52.00 26.00	24 22.826 1.1739 0.0604 13.04 48.00 28.57	50 27.17
EQ4	65 59.783 5.2174 0.4553 35.33 59.09 65.00	45 50.217 -5.217 0.5421 24.46 40.91 53.57	110 59.78
Total	100 54.35	84 45.65	184 100.00

Statistiques pour la table de effectif2 par duree3

Statistique	DDL	Valeur	Proba.
Khi-2	3	6.9088	0.0749
Test du rapport de vraisemblance	3	7.2388	0.0647
Khi-2 de Mantel-Haenszel	1	2.4205	0.1198
Coefficient Phi		0.1938	
Coefficient de contingence		0.1902	
V de Cramer		0.1938	

Taille de l'échantillon = 184

Ici, on a découpé les durées de séjour par la médiane afin d'obtenir au moins 5 observations par case du tableau.

La p-value est supérieure à 0.0747, on conserve donc H0 : il n'y a aucun lien entre le nombre d'échographies effectués et la durée de séjour.

Pour les scanographies

----- acte=SCANO -----

Procédure FREQ

Table de effectif3 par duree2

effectif3	duree2				Total
	Q1	Q2	Q3	Q4	
Fréquence					
Attendu					
Ecart					
Khi-2 par cellu					
Pourcentage					
Pctage en ligne					
Pctage en col.					
SM1	22	19	19	30	90
	12.255	31.404	24.894	21.447	
	9.7447	-12.4	-5.894	8.5532	
	7.7484	4.8995	1.3953	3.4111	
	9.36	8.09	8.09	12.77	38.30
	24.44	21.11	21.11	33.33	
	68.75	23.17	29.23	53.57	
SM2	10	63	46	26	145
	19.745	50.596	40.106	34.553	
	-9.745	12.404	5.8936	-8.553	
	4.8093	3.0411	0.8661	2.1172	
	4.26	26.81	19.57	11.06	61.70
	6.90	43.45	31.72	17.93	
	31.25	76.83	70.77	46.43	
Total	32	82	65	56	235
	13.62	34.89	27.66	23.83	100.00

Statistiques pour la table de effectif3 par duree2

Statistique	DDL	Valeur	Proba.
Khi-2	3	28.2880	<.0001

Ici, on a utilisé la médiane pour couper le nombre de scanographies , afin d'obtenir des effectifs théoriques d'au moins 5 par case.

On a une p-value très inférieure à 0.05. On rejette donc H_0 : Il y a un lien entre la durée de séjour et le nombre de scanographies effectuées.

Pour les IRM

Pour les IRM, on a trop peu d'observations pour pouvoir faire un test d'adéquation du khi-deux, on obtiendrait des effectifs théoriques bien inférieurs à 5, qui empêcheraient d'interpréter le test.

b)Conclusion :

Il ressort des tests que le nombre de radiographies et de scanographies effectués lors d'un séjour sont en liens avec la durées de celui-ci.

III) Conclusion du stage

Le but du stage était de vérifier si le centre hospitalier de Mulhouse se conformait ou non aux autres centres hospitaliers Français de même importance en matière de consommation d'imagerie médicale. On s'est aidé de données officielles présentes sur le site de l'ATIH et sur PMSI-pilot, qu'on a importées dans SAS . Après les avoir manipulées de sorte à ce qu'elles soient exploitables, on a procédé à une comparaison de la répartition des actes d'imagerie médicale au sein des CHU, des CH et du CHM, après avoir vérifié que l'hôpital de Mulhouse se conformait aux autres établissements de santé Alsacien de même importance concernant les durées de séjour.

Il est ressorti de l'étude que l'hôpital de Mulhouse effectuait des radiographies dans des proportions plus importantes que les autres hôpitaux, tout en pratiquant les scanographies, échographies et IRM dans des proportions moindres.

On a ensuite vérifié qu'il n'y avait pas de différence significative entre les durées de séjours au sein des CH, CHU et CHM.

Enfin, on a voulu expliquer les durées de séjour par les actes effectués, cependant la faiblesse des indicateurs de la régression tels que le R^2 nous a incité à nous méfier du résultat obtenu.

On a donc préféré utiliser un test d'adéquation du khi-deux, non paramétrique, qui s'avère malheureusement moins puissant, c'est à dire qu'on a un risque plus important de rejeter à tort l'hypothèse nulle.

On a mis en avant le fait que le nombre de radiographies et de scanographies effectuées lors d'un séjour à l'hôpital étaient liées à la durée de ce séjour, seulement on n'a pas réussi à mettre en avant que le nombre d'actes effectués influent sur la durée de séjour. De surcroît, comme il a été mis en évidence que les durées de séjours n'étaient pas significativement plus élevées au sein du CHM que dans les autres hôpitaux, on ne peut pas supposer que l'hôpital fait des radiographies en proportions plus importantes que dans les autres établissements en raison de séjours de durée plus élevée .

Globalement, la précision du travail a été limitée par le fait qu'on n'avait pas la normalité des résidus pour les tests de la seconde partie, et qu'on s'est donc basé sur des tests non paramétriques, moins puissants, pour conclure.

On a mis en évidence l'importante consommation de radiographies au CHM, mais on n'a pas réussi à expliquer pourquoi.

Plusieurs hypothèses, autres que les durées de séjours plus élevées, ont été proposées :

L'hôpital de Mulhouse pourrait surcoder les actes de radiographies effectués au lit du patient, c'est à dire compter plusieurs fois un acte qui n'a été effectué qu'une fois.

D'autre part, il y a peu d'IRM et de scanner à Mulhouse, et tous les établissements de santé de la ville, hôpitaux et cliniques, s'en servent pour leurs patients. Il y a donc des files d'attentes très longues. On a par conséquent plutôt tendance à faire faire des radiographies aux patients, en attente d'une IRM ou d'un scanner, alors qu'un établissement de santé situé dans une ville où l'accès au scanner ou à une IRM est plus aisé aura moins tendance à effectuer des radiographies.

Il faudrait s'orienter vers un de ces deux axes pour expliquer cette importante consommation de radiographie au sein du CHM.

Annexe

Table des matières :

I) Résultats des procédures « freq ».....	82
de la partie II)2)b)	
II)Outils mathématiques utilisés.....	113
1) le théorème central limite.....	113

Annexe

Sévérité1

echo

Procédure FREQ

Table de etab par echo

etab	echo		Total
	non	oui	
Fréquence			
Ecart			
Pourcentage			
Pctage en ligne			
Pctage en col.			
CH	4199 -5.213 87.59 88.79 98.52	530 5.2132 11.06 11.21 99.62	4729 98.64
CHM	63 5.2132 1.31 96.32 1.48	2 -5.213 0.04 3.08 0.38	65 1.36
Total	4262 88.90	532 11.10	4794 100.00

Statistiques pour la table de etab par echo

Statistique	DDL	Valeur	Proba.
Khi-2	1	4.2963	0.0382
Test du rapport de vraisemblance	1	5.8102	0.0159
Pr <= F unilatérale à gauche		3.5117	0.0609
Khi-2 de Mantel-Haenszel	1	4.2954	0.0382
Coefficient Phi		-0.0299	
Coefficient de contingence		0.0299	
V de Cramer		-0.0299	

Test exact de Fisher

Cellule (1,1) Fréquence (F)	4199
Pr <= F unilatérale à gauche	0.0193
Pr >= F unilatérale à droite	0.9958
Probabilité de la table (P)	0.0151
Pr <= P bilatéral	0.0434

Taille de l'échantillon = 4794

CH-CHM

Procédure FREQ

Table de etab par echo

etab	echo		Total
	non	oui	
Fréquence			
Ecart			
Pourcentage			
Pctage en ligne			
Pctage en col.			
CHM	63 8.0462 1.66 96.92 1.97	2 -8.046 0.05 3.08 0.34	65 1.72
CHU	3137 -8.046 82.88 84.33 98.03	583 8.0462 15.40 15.67 99.66	3720 98.28
Total	3200 84.54	585 15.46	3785 100.00

Statistiques pour la table de etab par echo

Statistique	DDL	Valeur	Proba.
Khi-2	1	7.7557	0.0054
Test du rapport de vraisemblance	1	10.8934	0.0010
Khi-2 de Mantel-Haenszel	1	6.8218	0.0090
Coefficient Phi		7.7537	0.0054
Coefficient de contingence		0.0453	
V de Cramer		0.0452	

Test exact de Fisher

Cellule (1,1) Fréquence (F)	63
Pr <= F unilatérale à gauche	0.9998
Pr >= F unilatérale à droite	0.0014
Probabilité de la table (P)	0.0012
Pr <= P bilatéral	0.0027

Taille de l'échantillon = 3785

CHM-CHU

Procédure rncv

Table de etab par echo

etab	echo		Total
	non	oui	
Fréquence			
Ecart			
Pourcentage			
Pctage en ligne			
Pctage en col.			
CH	4199	530	4729
	92.959	-92.96	
	49.70	6.27	55.97
	88.79	11.21	
	57.24	47.62	
CHU	3137	583	3720
	-92.96	92.959	
	37.13	6.90	44.03
	84.33	15.67	
	42.76	52.38	
Total	7336	1113	8449
	86.83	13.17	100.00

Statistiques pour la table de etab par echo

Statistique	DDL	Valeur	Proba.
Khi-2	1	36.2851	<.0001
Test du rapport de vraisemblance	1	36.0220	<.0001
Khi-2 continuité ajustée	1	35.8958	<.0001
Khi-2 de Mantel-Haenszel	1	36.2808	<.0001
Coefficient Phi		0.0655	
Coefficient de contingence		0.0654	
V de Cramer		0.0655	

CH CHU

IRM

etab	irm		Total
	non	oui	
Fréquence			
Ecart			
Pourcentage			
Pctage en ligne			
Pctage en col.			
CH	4728	3	4731
	9.3159	-9.316	
	55.95	0.04	55.98
	99.94	0.06	
	56.09	13.64	
CHU	3701	19	3720
	-9.316	9.3159	
	43.79	0.22	44.02
	99.49	0.51	
	43.91	86.36	
Total	8429	22	8451
	99.74	0.26	100.00

Statistiques pour la table de etab par irm

Statistique	DDL	Valeur	Proba.
Khi-2	1	16.0503	<.0001
Test du rapport de vraisemblance	1	17.1785	<.0001
Khi-2 continuité ajustée	1	14.3736	<.0001
Khi-2 de Mantel-Haenszel	1	16.0484	<.0001
Coefficient Phi		0.0436	
Coefficient de contingence		0.0435	
V de Cramer		0.0436	

Test exact de Fisher

Cellule (1,1) Fréquence (F)	4728
Pr <= F unilatérale à gauche	1.0000
Pr >= F unilatérale à droite	5.059E-05
Probabilité de la table (P)	4.491E-05
Pr <= P bilatéral	5.339E-05

Taille de l'échantillon = 8451

CH CHU

Procédure FREQ
Table de etab par irm

etab	irm		Total
	non	oui	
Fréquence			
Ecart			
Pourcentage			
Pctage en ligne			
Pctage en col.			
CHM	65 0.3263 1.72 100.00 1.73	0 -0.326 0.00 0.00 0.00	65 1.72
CHU	3701 -0.326 97.78 99.49 98.27	19 0.3263 0.50 0.51 100.00	3720 98.28
Total	3766 99.50	19 0.50	3785 100.00

Statistiques pour la table de etab par irm

Statistique	DDL	Valeur	Proba.
Khi-2	1	0.3337	0.5635
Test du rapport de vraisemblance	1	0.6599	0.4166
Khi-2 continuité ajustée	1	0.0000	1.0000
Khi-2 de Mantel-Haenszel	1	0.3336	0.5636
Coefficient Phi		0.0094	
Coefficient de contingence		0.0094	
V de Cramer		0.0094	

AVERTISSEMENT : 25% des cellules ont un effectif théorique inférieur à 5. Le test du Khi-2 peut ne pas convenir.

Test exact de Fisher

Cellule (1,1) Fréquence (F)	65
Pr <= F unilatérale à gauche	1.0000
Pr >= F unilatérale à droite	0.7190
Probabilité de la table (P)	0.7190
Pr <= P bilatéral	1.0000

Taille de l'échantillon = 3785

CHU CHM

Procédure FREQ
Table de etab par irm

etab	irm		Total
	non	oui	
Fréquence			
Ecart			
Pourcentage			
Pctage en ligne			
Pctage en col.			
CH	4728 -0.041 98.58 99.94 98.64	3 0.0407 0.06 0.06 100.00	4731 98.64
CHM	65 0.0407 1.36 100.00 1.36	0 -0.041 0.00 0.00 0.00	65 1.36
Total	4793 99.94	3 0.06	4796 100.00

Statistiques pour la table de etab par irm

Statistique	DDL	Valeur	Proba.
Khi-2	1	0.0412	0.8391
Test du rapport de vraisemblance	1	0.0819	0.7747
Khi-2 continuité ajustée	1	0.0000	1.0000
Khi-2 de Mantel-Haenszel	1	0.0412	0.8391
Coefficient Phi		-0.0029	
Coefficient de contingence		0.0029	
V de Cramer		-0.0029	

AVERTISSEMENT : 50% des cellules ont un effectif théorique inférieur à 5. Le test du Khi-2 peut ne pas convenir.

Test exact de Fisher

Cellule (1,1) Fréquence (F)	4728
Pr <= F unilatérale à gauche	0.9599
Pr >= F unilatérale à droite	1.0000
Probabilité de la table (P)	0.9599
Pr <= P bilatéral	1.0000

Taille de l'échantillon = 4796

CH CHM

radio

Procédure FREQ

Table de etab par radio

etab	radio		Total
	non	oui	
Fréquence			
Ecart			
Pourcentage			
Pctage en ligne			
Pctage en col.			
CH	1090 9.8405 22.73 23.04 93.54	3641 -9.84 75.92 76.96 98.38	4731 98.64
CHM	5 -9.84 0.10 7.69 0.46	60 9.8405 1.25 92.31 1.62	65 1.36
Total	1095 22.83	3701 77.17	4796 100.00

Statistiques pour la table de etab par radio

Statistique	DDL	Valeur	Proba.
Khi-2	1	8.5718	0.0034
Test du rapport de vraisemblance	1	10.7331	0.0011
Khi-2 continuité ajustée	1	7.7228	0.0055
Khi-2 de Mantel-Haenszel	1	8.5700	0.0034
Coefficient Phi		0.0423	
Coefficient de contingence		0.0422	
V de Cramer		0.0423	

Test exact de Fisher

Cellule (1,1) Fréquence (F)	1090
Pr <= F unilatérale à gauche	0.9997
Pr >= F unilatérale à droite	0.0011
Probabilité de la table (P)	8.560E-04
Pr <= P bilatéral	0.0025

Taille de l'échantillon = 4796

CH CHM

Procédure FREQ

Table de etab par radio

etab	radio		Total
	non	oui	
Fréquence			
Ecart			
Pourcentage			
Pctage en ligne			
Pctage en col.			
CH	1090 -211 12.90 23.04 46.90	3641 211.01 43.08 76.96 59.43	4731 55.98
CHU	1234 211.01 14.60 33.17 53.10	2486 -211 29.42 66.83 40.57	3720 44.02
Total	2324 27.50	6127 72.50	8451 100.00

Statistiques pour la table de etab par radio

Statistique	DDL	Valeur	Proba.
Khi-2	1	107.2395	<.0001
Test du rapport de vraisemblance	1	106.7285	<.0001
Khi-2 continuité ajustée	1	106.7318	<.0001
Khi-2 de Mantel-Haenszel	1	107.2268	<.0001
Coefficient Phi		-0.1126	
Coefficient de contingence		0.1119	
V de Cramer		-0.1126	

Test exact de Fisher

Cellule (1,1) Fréquence (F)	1090
Pr <= F unilatérale à gauche	3.286E-25
Pr >= F unilatérale à droite	1.0000
Probabilité de la table (P)	1.313E-25
Pr <= P bilatéral	5.359E-25

Taille de l'échantillon = 8451

CH CHU

Procédure FREQ
Table de etab par radio

etab	radio		Total
	non	oui	
Fréquence			
Ecart			
Pourcentage			
Pctage en ligne			
Pctage en col.			
CHM	5 -16.28 0.13 7.69 0.40	60 16.277 1.59 92.31 2.36	65 1.72
CHU	1234 16.277 32.60 33.17 99.60	2486 -16.28 65.68 66.33 97.64	3720 98.28
Total	1239 32.73	2546 67.27	3785 100.00

Statistiques pour la table de etab par radio

Statistique	DDL	Valeur	Proba.
Khi-2	1	18.8357	<.0001
Test du rapport de vraisemblance	1	23.8182	<.0001
Khi-2 continuité ajustée	1	17.6963	<.0001
Khi-2 de Mantel-Haenszel	1	18.8307	<.0001
Coefficient Phi		-0.0705	
Coefficient de contingence		0.0704	
V de Cramer		-0.0705	

Test exact de Fisher

Cellule (1,1) Fréquence (F) 5
 Pr <= F unilatérale à gauche 1.468E-06
 Pr >= F unilatérale à droite 1.0000
 Probabilité de la table (P) 1.235E-06
 Pr <= P bilatéral 2.933E-06
 Taille de l'échantillon = 3785

chu chm

scano

Procédure FREQ
Table de etab par scano

etab	scano		Total
	non	oui	
Fréquence			
Ecart			
Pourcentage			
Pctage en ligne			
Pctage en col.			
CH	4174 -4.59 87.03 88.23 98.54	557 4.5897 11.61 11.77 99.46	4731 98.64
CHM	62 4.5897 1.29 95.38 1.46	3 -4.59 0.06 4.62 0.54	65 1.36
Total	4236 88.32	560 11.68	4796 100.00

Statistiques pour la table de etab par scano

Statistique	DDL	Valeur	Proba.
Khi-2	1	3.1856	0.0743
Test du rapport de vraisemblance	1	4.0109	0.0452
Khi-2 continuité ajustée	1	2.5293	0.1117
Khi-2 de Mantel-Haenszel	1	3.1849	0.0743
Coefficient Phi		-0.0258	
Coefficient de contingence		0.0258	
V de Cramer		-0.0258	

Test exact de Fisher

Cellule (1,1) Fréquence (F) 4174
 Pr <= F unilatérale à gauche 0.0449
 Pr >= F unilatérale à droite 0.9861
 Probabilité de la table (P) 0.0310
 Pr <= P bilatéral 0.0797
 Taille de l'échantillon = 4796

CH CHM

Procédure FREQ

Table de etab par echo

etab	echo		Total
	non	oui	
Fréquence			
Ecart			
Pourcentage			
Pctage en ligne			
Pctage en col.			
CH	11978 98.728 45.38 76.77 59.60	3624 -98.73 13.73 23.23 57.54	15602 59.11
CHU	8119 -98.73 30.76 75.22 40.40	2674 98.728 10.13 24.78 42.46	10793 40.89
Total	20097 76.14	6298 23.86	26395 100.00

Statistiques pour la table de etab par echo

Statistique	DDL	Valeur	Proba.
Khi-2	1	8.4098	0.0037
Test du rapport de vraisemblance	1	8.3883	0.0038
Khi-2 continuité ajustée	1	8.3248	0.0039
Khi-2 de Mantel-Haenszel	1	8.4095	0.0037
Coefficient Phi		0.0178	
Coefficient de contingence		0.0178	
V de Cramer		0.0178	

Test exact de Fisher

Cellule (1,1) Fréquence (F)	11978
Pr <= F unilatérale à gauche	0.9982
Pr >= F unilatérale à droite	0.0020
Probabilité de la table (P)	1.761E-04
Pr <= P bilatéral	0.0038

Taille de l'échantillon = 26395

CHU CHM

Procédure FREQ

Table de etab par scano

etab	scano		Total
	non	oui	
Fréquence			
Ecart			
Pourcentage			
Pctage en ligne			
Pctage en col.			
CH	4174 108.62 49.39 88.23 57.48	557 -108.6 6.59 11.77 46.85	4731 55.98
CHU	3088 -108.6 36.54 83.01 42.52	632 108.62 7.48 16.99 53.15	3720 44.02
Total	7262 85.93	1189 14.07	8451 100.00

Statistiques pour la table de etab par scano

Statistique	DDL	Valeur	Proba.
Khi-2	1	46.8613	<.0001
Test du rapport de vraisemblance	1	46.5144	<.0001
Khi-2 continuité ajustée	1	46.4308	<.0001
Khi-2 de Mantel-Haenszel	1	46.8557	<.0001
Coefficient Phi		0.0745	
Coefficient de contingence		0.0743	
V de Cramer		0.0745	

Test exact de Fisher

Cellule (1,1) Fréquence (F)	4174
Pr <= F unilatérale à gauche	1.0000
Pr >= F unilatérale à droite	5.632E-12
Probabilité de la table (P)	1.992E-12
Pr <= P bilatéral	1.112E-11

Taille de l'échantillon = 8451

CH CHU

severité2

echo

Procédure FREQ

Table de etab par echo

etab	echo		Total
	non	oui	
Fréquence			
Ecart			
Pourcentage			
Pctage en ligne			
Pctage en col.			
CH	11978 98.728 45.38 76.77 59.60	3624 -98.73 13.73 23.23 57.54	15602 59.11
CHU	8119 -98.73 30.76 75.22 40.40	2674 98.728 10.13 24.78 42.46	10793 40.89
Total	20097 76.14	6298 23.86	26395 100.00

Statistiques pour la table de etab par echo

Statistique	DDL	Valeur	Proba.
Khi-2	1	8.4098	0.0037
Test du rapport de vraisemblance	1	8.3883	0.0038
Khi-2 continuité ajustée	1	8.3248	0.0039
Khi-2 de Mantel-Haenszel	1	8.4095	0.0037
Coefficient Phi		0.0178	
Coefficient de contingence		0.0178	
V de Cramer		0.0178	

Test exact de Fisher

Cellule (1,1) Fréquence (F)	11978
Pr <= F unilatérale à gauche	0.9982
Pr >= F unilatérale à droite	0.0020
Probabilité de la table (P)	1.761E-04
Pr <= P bilatéral	0.0038

Taille de l'échantillon = 26395

CH CHU

Procédure FREQ

Table de etab par echo

etab	echo		Total
	non	oui	
Fréquence			
Ecart			
Pourcentage			
Pctage en ligne			
Pctage en col.			
CH	11978 -101.7 73.70 76.77 95.19	3624 101.74 22.30 23.23 98.77	15602 96.00
CHM	605 101.74 3.72 93.08 4.81	45 -101.7 0.28 6.92 1.23	650 4.00
Total	12583 77.42	3669 22.58	16252 100.00

Statistiques pour la table de etab par echo

Statistique	DDL	Valeur	Proba.
Khi-2	1	94.9063	<.0001
Test du rapport de vraisemblance	1	120.1808	<.0001
Khi-2 continuité ajustée	1	93.9758	<.0001
Khi-2 de Mantel-Haenszel	1	94.9004	<.0001
Coefficient Phi		-0.0764	
Coefficient de contingence		0.0762	
V de Cramer		-0.0764	

Test exact de Fisher

Cellule (1,1) Fréquence (F)	11978
Pr <= F unilatérale à gauche	6.574E-28
Pr >= F unilatérale à droite	1.0000
Probabilité de la table (P)	4.973E-28
Pr <= P bilatéral	1.262E-27

Taille de l'échantillon = 16252

CH CHM

Procédure FREQ

Table de etab par echo

etab	echo		Total
	non	oui	
Fréquence			
Ecart			
Pourcentage			
Pctage en ligne			
Pctage en col.			
CHM	605 109.45 5.29 93.08 6.93	45 -109.4 0.39 6.92 1.66	650 5.68
CHU	8119 -109.4 70.95 75.22 93.07	2674 109.45 23.37 24.78 98.34	10793 94.32
Total	8724 76.24	2719 23.76	11443 100.00

Statistiques pour la table de etab par echo

Statistique	DDL	Valeur	Proba.
Khi-2	1	107.8589	<.0001
Test du rapport de vraisemblance	1	136.5438	<.0001
Khi-2 continuité ajustée	1	106.8757	<.0001
Khi-2 de Mantel-Haenszel	1	107.8495	<.0001
Coefficient Phi		0.0971	
Coefficient de contingence		0.0966	
V de Cramer		0.0971	

Test exact de Fisher

Cellule (1,1) Fréquence (F)	605
Pr <= F unilatérale à gauche	1.0000
Pr >= F unilatérale à droite	1.801E-31
Probabilité de la table (P)	6.055E-31
Pr <= P bilatéral	2.837E-31

Taille de l'échantillon = 11443

CHU CHM

IRM

Table de etab par irm

etab	irm		Total
	non	oui	
Fréquence			
Ecart			
Pourcentage			
Pctage en ligne			
Pctage en col.			
CH	4728 -0.041 98.58 99.94 98.64	3 0.0407 0.06 0.06 100.00	4731 98.64
CHM	65 0.0407 1.36 100.00 1.36	0 -0.041 0.00 0.00 0.00	65 1.36
Total	4793 99.94	3 0.06	4796 100.00

Statistiques pour la table de etab par irm

Statistique	DDL	Valeur	Proba.
Khi-2	1	0.0412	0.8391
Test du rapport de vraisemblance	1	0.0815	0.7747
Khi-2 continuité ajustée	1	0.0000	1.0000
Khi-2 de Mantel-Haenszel	1	0.0412	0.8391
Coefficient Phi		-0.0029	
Coefficient de contingence		-0.0029	
V de Cramer		-0.0029	

AVERTISSEMENT : 50% des cellules ont un effectif théorique inférieur à 5. Le test du Khi-2 peut ne pas convenir.

Test exact de Fisher

Cellule (1,1) Fréquence (F)	4728
Pr <= F unilatérale à gauche	0.9599
Pr >= F unilatérale à droite	1.0000
Probabilité de la table (P)	0.9599
Pr <= P bilatéral	1.0000

Taille de l'échantillon = 4796

CH CHU

Table de etab par irm

etab	irm		Total
	non	oui	
CH	15537 0.2803 95.60 99.58 96.00	65 -0.28 0.40 0.42 95.59	15602 96.00
CHM	647 -0.28 3.98 99.54 4.00	3 0.2803 0.02 0.46 4.41	650 4.00
Total	16184 99.58	68 0.42	16252 100.00

Statistiques pour la table de etab par irm

Statistique	DDL	Valeur	Proba.
Khi-2	1	0.0302	0.8620
Test du rapport de vraisemblance	1	0.0293	0.8641
Khi-2 continuité ajustée	1	0.0000	1.0000
Khi-2 de Mantel-Haenszel	1	0.0302	0.8620
Coefficient Phi		0.0014	
Coefficient de contingence		0.0014	
V de Cramer		0.0014	

AVERTISSEMENT : 25% des cellules ont un effectif théorique inférieur à 5. Le test du Khi-2 peut ne pas convenir.

Test exact de Fisher

Cellule (1,1) Fréquence (F)	15537
Pr <= F unilatérale à gauche	0.7112
Pr >= F unilatérale à droite	0.5151
Probabilité de la table (P)	0.2263
Pr <= P bilatéral	0.7533

Taille de l'échantillon = 16252

CH CHM

Table de etab par irm

etab	irm		Total
	non	oui	
CHM	647 1.6011 5.65 99.54 5.69	3 -1.601 0.03 0.46 3.70	650 5.68
CHU	10715 -1.601 93.64 99.28 94.31	78 1.6011 0.68 0.72 96.30	10793 94.32
Total	11362 99.29	81 0.71	11443 100.00

Statistiques pour la table de etab par irm

Statistique	DDL	Valeur	Proba.
Khi-2	1	0.5949	0.4405
Test du rapport de vraisemblance	1	0.6736	0.4118
Khi-2 continuité ajustée	1	0.2814	0.5958
Khi-2 de Mantel-Haenszel	1	0.5948	0.4406
Coefficient Phi		0.0072	
Coefficient de contingence		0.0072	
V de Cramer		0.0072	

AVERTISSEMENT : 25% des cellules ont un effectif théorique inférieur à 5. Le test du Khi-2 peut ne pas convenir.

Test exact de Fisher

Cellule (1,1) Fréquence (F)	647
Pr <= F unilatérale à gauche	0.8464
Pr >= F unilatérale à droite	0.3170
Probabilité de la table (P)	0.1634
Pr <= P bilatéral	0.6290

Taille de l'échantillon = 11443

CHU CHM

radio

Procédure FREQ

Table de etab par radio

etab	radio		Total
	non	oui	
Fréquence			
Ecart			
Pourcentage			
Pctage en ligne			
Pctage en col.			
CH	6448 -321.2 24.43 41.33 56.30	9154 321.24 34.58 58.67 61.26	15602 59.11
CHU	5004 321.24 18.96 46.36 43.70	-5789 -321.2 21.93 53.64 38.74	10793 40.89
Total	11452 43.39	14943 56.61	26395 100.00

Statistiques pour la table de etab par radio

Statistique	DDL	Valeur	Proba.
Khi-2	1	65.8543	<.0001
Test du rapport de vraisemblance	1	65.7789	<.0001
Khi-2 continuité ajustée	1	65.6495	<.0001
Khi-2 de Mantel-Haenszel	1	65.8518	<.0001
Coefficient Phi		-0.0499	
Coefficient de contingence		0.0499	
V de Cramer		-0.0499	

Test exact de Fisher

Cellule (1,1) Fréquence (F) 6448
 Pr <= F unilatérale à gauche 2.796E-16
 Pr >= F unilatérale à droite 1.0000
 Probabilité de la table (P) 5.245E-17
 Pr <= P bilatéral 5.571E-16

Taille de l'échantillon = 26395

CH CHU

Table de etab par radio

etab	radio		Total
	non	oui	
Fréquence			
Ecart			
Pourcentage			
Pctage en ligne			
Pctage en col.			
CH	6448 170.53 39.68 41.33 56.61	9154 -170.5 56.33 58.67 94.24	15602 96.00
CHM	91 -170.5 0.56 14.00 1.39	559 170.53 3.44 86.00 5.76	650 4.00
Total	6539 40.24	9713 59.76	16252 100.00

Statistiques pour la table de etab par radio

Statistique	DDL	Valeur	Proba.
Khi-2	1	193.7994	<.0001
Test du rapport de vraisemblance	1	222.4662	<.0001
Khi-2 continuité ajustée	1	192.6646	<.0001
Khi-2 de Mantel-Haenszel	1	193.7875	<.0001
Coefficient Phi		0.1092	
Coefficient de contingence		0.1086	
V de Cramer		0.1092	

Test exact de Fisher

Cellule (1,1) Fréquence (F) 6448
 Pr <= F unilatérale à gauche 1.0000
 Pr >= F unilatérale à droite 2.926E-50
 Probabilité de la table (P) 9.644E-50
 Pr <= P bilatéral 5.362E-50

Taille de l'échantillon = 16252

CH CHM

Table de etab par radio

etab	radio		Total
	non	oui	
CHM	91	559	650
	-198.5	198.48	
	0.80	4.88	5.68
	14.00	86.00	
	1.79	8.81	
CHU	5006	5789	10795
	198.48	-198.5	
	43.74	50.58	94.32
	46.37	53.63	
	98.21	91.19	
Total	5097	6348	11445
	44.53	55.47	100.00

Statistiques pour la table de etab par radio

Statistique	DDL	Valeur	Proba.
Khi-2	1	260.1206	<.0001
Test du rapport de vraisemblance	1	294.4679	<.0001
Khi-2 continuité ajustée	1	258.8117	<.0001
Khi-2 de Mantel-Haenszel	1	260.0979	<.0001
Coefficient Phi		-0.1508	
Coefficient de contingence		0.1491	
V de Cramer		-0.1508	

Test exact de Fisher

Cellule (1,1) Fréquence (F)	91
Pr <= F unilatérale à gauche	6.489E-66
Pr >= F unilatérale à droite	1.0000
Probabilité de la table (P)	5.273E-66
Pr <= P bilatéral	1.306E-65

Taille de l'échantillon = 11445

CHU CHM

scano

Table de etab par scano

etab	scano		Total
	non	oui	
CH	12843	2759	15602
	202.99	-203	
	48.66	10.45	59.11
	82.32	17.68	
	60.06	55.06	
CHU	8541	2252	10793
	-203	202.99	
	32.36	8.53	40.89
	79.13	20.87	
	39.94	44.94	
Total	21384	5011	26395
	81.02	18.98	100.00

Statistiques pour la table de etab par scano

Statistique	DDL	Valeur	Proba.
Khi-2	1	41.9915	<.0001
Test du rapport de vraisemblance	1	41.7073	<.0001
Khi-2 continuité ajustée	1	41.7849	<.0001
Khi-2 de Mantel-Haenszel	1	41.9899	<.0001
Coefficient Phi		0.0399	
Coefficient de contingence		0.0399	
V de Cramer		0.0399	

Test exact de Fisher

Cellule (1,1) Fréquence (F)	12843
Pr <= F unilatérale à gauche	1.0000
Pr >= F unilatérale à droite	5.865E-11
Probabilité de la table (P)	1.109E-11
Pr <= P bilatéral	1.108E-10

Taille de l'échantillon = 26395

CH CHU

Table de etab par scano

etab	scano		Total
	non	oui	
CH	12843	2759	15602
	-69.07	69.066	
	79.02	16.98	96.00
	82.32	17.68	
	95.49	98.47	
CHM	607	43	650
	69.066	-69.07	
	3.73	0.26	4.00
	93.38	6.62	
	4.51	1.53	
Total	13450	2802	16252
	82.76	17.24	100.00

Statistiques pour la table de etab par scano

Statistique	DDL	Valeur	Proba.
Khi-2	1	53.5757	<.0001
Test du rapport de vraisemblance	1	66.3930	<.0001
Khi-2 continuité ajustée	1	52.8028	<.0001
Khi-2 de Mantel-Haenszel	1	53.5724	<.0001
Coefficient Phi		-0.0574	
Coefficient de contingence		0.0573	
V de Cramer		-0.0574	

Test exact de Fisher

Cellule (1,1) Fréquence (F) 12843
 Pr <= F unilatérale à gauche 3.601E-16
 Pr >= F unilatérale à droite 1.0000
 Probabilité de la table (P) 2.430E-16
 Pr <= P bilatéral 8.062E-16
 Taille de l'échantillon = 16252

CH CHM

Table de etab par scano

etab	scano		Total
	non	oui	
CHM	607	43	650
	87.364	-87.36	
	5.30	0.38	5.68
	93.38	6.62	
	6.64	1.87	
CHU	8541	2252	10793
	-87.36	87.364	
	74.64	19.68	94.32
	79.13	20.87	
	93.36	98.13	
Total	9148	2295	11443
	79.94	20.06	100.00

Statistiques pour la table de etab par scano

Statistique	DDL	Valeur	Proba.
Khi-2	1	77.6454	<.0001
Test du rapport de vraisemblance	1	97.6369	<.0001
Khi-2 continuité ajustée	1	76.7532	<.0001
Khi-2 de Mantel-Haenszel	1	77.6386	<.0001
Coefficient Phi		0.0824	
Coefficient de contingence		0.0821	
V de Cramer		0.0824	

Test exact de Fisher

Cellule (1,1) Fréquence (F) 607
 Pr <= F unilatérale à gauche 1.0000
 Pr >= F unilatérale à droite 5.458E-23
 Probabilité de la table (P) 1.458E-22
 Pr <= P bilatéral 1.121E-22
 Taille de l'échantillon = 11443

CHU CHM

Table de etab par echo

etab	echo		Total
	non	oui	
CH	11705 48.725 39.01 71.75 54.60	4609 -48.73 15.36 28.25 53.81	16314 54.37
CHU	9732 -48.73 32.44 71.09 45.40	3957 48.725 13.19 28.91 46.19	13689 45.63
Total	21437 71.45	8566 28.55	30003 100.00

Statistiques pour la table de etab par echo

Statistique	DDL	Valeur	Proba.
Khi-2	1	1.5636	0.2111
Test du rapport de vraisemblance	1	1.5630	0.2112
Khi-2 continuité ajustée	1	1.5317	0.2159
Khi-2 de Mantel-Haenszel	1	1.5635	0.2111
Coefficient Phi		0.0072	
Coefficient de contingence		0.0072	
V de Cramer		0.0072	

Test exact de Fisher

Cellule (1,1) Fréquence (F)	11705
Pr <= F unilatérale à gauche	0.8967
Pr >= F unilatérale à droite	0.1079
Probabilité de la table (P)	0.0047
Pr <= P bilatéral	0.2133

Taille de l'échantillon = 30003

severite3

CH CHU

Table de etab par echo

etab	echo		Total
	non	oui	
CH	11705 -187.2 67.80 71.75 93.01	4609 187.22 26.70 28.25 98.50	16314 94.50
CHM	879 187.22 5.09 92.62 6.99	70 -187.2 0.41 7.38 1.50	949 5.50
Total	12584 72.90	4679 27.10	17263 100.00

Statistiques pour la table de etab par echo

Statistique	DDL	Valeur	Proba.
Khi-2	1	197.8108	<.0001
Test du rapport de vraisemblance	1	249.6478	<.0001
Khi-2 continuité ajustée	1	196.7557	<.0001
Khi-2 de Mantel-Haenszel	1	197.7994	<.0001
Coefficient Phi		-0.1070	
Coefficient de contingence		0.1064	
V de Cramer		-0.1070	

Test exact de Fisher

Cellule (1,1) Fréquence (F)	11705
Pr <= F unilatérale à gauche	3.876E-56
Pr >= F unilatérale à droite	1.0000
Probabilité de la table (P)	3.096E-56
Pr <= P bilatéral	6.095E-56

Taille de l'échantillon = 17263

CH CHM

Procédure FREQ

Table de etab par echo

etab	echo		Total
	non	oui	
Fréquence			
Ecart			
Pourcentage			
Pctage en ligne			
Pctage en col.			
CHM	879 191.08 6.00 92.62 8.28	70 -191.1 0.48 7.38 1.74	949 6.48
CHU	9732 -191.1 66.48 71.09 91.72	3957 191.08 27.03 28.91 98.26	13689 93.52
Total	10611 72.49	4027 27.51	14638 100.00

Statistiques pour la table de etab par echo

Statistique	DDL	Valeur	Proba.
Khi-2	1	206.2305	<.0001
Test du rapport de vraisemblance	1	259.8500	<.0001
Khi-2 continuité ajustée	1	205.2123	<.0001
Khi-2 de Mantel-Haenszel	1	206.2764	<.0001
Coefficient Phi		0.1187	
Coefficient de contingence		0.1179	
V de Cramer		0.1187	

Test exact de Fisher

Cellule (1,1) Fréquence (F)	879
Pr <= F unilatérale à gauche	1.0000
Pr >= F unilatérale à droite	2.349E-58
Probabilité de la table (P)	9.520E-58
Pr <= P bilatéral	3.429E-58

Taille de l'échantillon = 14638

CHU CHM
IRM

Table de etab par irm

etab	irm		Total
	non	oui	
Fréquence			
Ecart			
Pourcentage			
Pctage en ligne			
Pctage en col.			
CH	16198 87.361 53.99 99.29 54.67	116 -87.36 0.39 0.71 31.02	16314 54.37
CHU	13431 -87.36 44.77 98.12 45.33	258 87.361 0.86 1.88 68.98	13689 45.63
Total	29629 98.75	374 1.25	30003 100.00

Statistiques pour la table de etab par irm

Statistique	DDL	Valeur	Proba.
Khi-2	1	83.2927	<.0001
Test du rapport de vraisemblance	1	84.1146	<.0001
Khi-2 continuité ajustée	1	82.3420	<.0001
Khi-2 de Mantel-Haenszel	1	83.2900	<.0001
Coefficient Phi		0.0527	
Coefficient de contingence		0.0526	
V de Cramer		0.0527	

Test exact de Fisher

Cellule (1,1) Fréquence (F)	16198
Pr <= F unilatérale à gauche	1.0000
Pr >= F unilatérale à droite	3.858E-20
Probabilité de la table (P)	6.478E-20
Pr <= P bilatéral	5.745E-20

Taille de l'échantillon = 30003

CH CHU

Table de etab par irm

etab	irm		Total
	non	oui	
Fréquence			
Ecart			
Pourcentage			
Pctage en ligne			
Pctage en col.			
CH	16198	116	16314
	-4.487	4.4868	
	93.83	0.67	94.50
	99.29	0.71	
	94.48	98.31	
CHM	947	2	949
	4.4868	-4.487	
	5.49	0.01	5.50
	99.79	0.21	
	5.52	1.69	
Total	17145	118	17263
	99.32	0.68	100.00

Statistiques pour la table de etab par irm

Statistique	DDL	Valeur	Proba.
Khi-2	1	3.3066	0.0690
Test du rapport de vraisemblance	1	4.4679	0.0345
Khi-2 continuité ajustée	1	2.6107	0.1061
Khi-2 de Mantel-Haenszel	1	3.3064	0.0690
Coefficient Phi		-0.0138	
Coefficient de contingence		0.0138	
V de Cramer		-0.0138	

Test exact de Fisher

Cellule (1,1) Fréquence (F)	16198
Pr <= F unilatérale à gauche	0.0391
Pr >= F unilatérale à droite	0.9902
Probabilité de la table (P)	0.0293
Pr <= P bilatéral	0.0680

Taille de l'échantillon = 17263

CH CHM

Table de etab par irm

etab	irm		Total
	non	oui	
Fréquence			
Ecart			
Pourcentage			
Pctage en ligne			
Pctage en col.			
CHM	947	2	949
	14.856	-14.86	
	6.47	0.01	6.48
	99.79	0.21	
	6.59	0.77	
CHU	13431	258	13689
	-14.86	14.856	
	91.75	1.76	93.52
	98.12	1.88	
	93.41	99.23	
Total	14378	260	14638
	98.22	1.78	100.00

Statistiques pour la table de etab par irm

Statistique	DDL	Valeur	Proba.
Khi-2	1	14.2543	0.0002
Test du rapport de vraisemblance	1	22.3277	<.0001
Khi-2 continuité ajustée	1	13.3110	0.0003
Khi-2 de Mantel-Haenszel	1	14.2534	0.0002
Coefficient Phi		0.0312	
Coefficient de contingence		0.0312	
V de Cramer		0.0312	

Test exact de Fisher

Cellule (1,1) Fréquence (F)	947
Pr <= F unilatérale à gauche	1.0000
Pr >= F unilatérale à droite	4.304E-06
Probabilité de la table (P)	3.858E-06
Pr <= P bilatéral	9.461E-06

Taille de l'échantillon = 14638

CHU CHM

RADIO

Table de etab par radio

etab	radio		Total
	non	oui	
Fréquence			
Ecart			
Pourcentage			
Pctage en ligne			
Pctage en col.			
CHM	166 -355.5 1.13 17.49 2.06	783 355.5 5.35 82.51 11.87	949 6.48
CHU	7878 355.5 53.82 57.55 97.94	5811 -355.5 39.70 42.45 88.13	13689 93.52
Total	8044 54.95	6594 45.05	14638 100.00

Statistiques pour la table de etab par radio

Statistique	DDL	Valeur	Proba.
Khi-2	1	575.2704	<.0001
Test du rapport de vraisemblance	1	605.1125	<.0001
Khi-2 continuité ajustée	1	573.8533	<.0001
Khi-2 de Mantel-Haenszel	1	575.2311	<.0001
Coefficient Phi		-0.1982	
Coefficient de contingence		0.1945	
V de Cramer		-0.1982	

Test exact de Fisher

Cellule (1,1) Fréquence (F) 166
 Pr <= F unilatérale à gauche 1.679E-133
 Pr >= F unilatérale à droite 1.0000
 Probabilité de la table (P) 1.417E-133
 Pr <= P bilatéral 2.911E-133

Taille de l'échantillon = 14638

Table de etab par radio

etab	radio		Total
	non	oui	
Fréquence			
Ecart			
Pourcentage			
Pctage en ligne			
Pctage en col.			
CH	8481 309.35 49.13 51.99 98.08	7833 -309.4 45.37 48.01 90.91	16314 94.50
CHM	166 -309.4 0.96 17.49 1.92	783 309.35 4.54 82.51 9.09	949 5.50
Total	8647 50.09	8616 49.91	17263 100.00

Statistiques pour la table de etab par radio

Statistique	DDL	Valeur	Proba.
Khi-2	1	426.8321	<.0001
Test du rapport de vraisemblance	1	461.3632	<.0001
Khi-2 continuité ajustée	1	425.4535	<.0001
Khi-2 de Mantel-Haenszel	1	426.8074	<.0001
Coefficient Phi		0.1572	
Coefficient de contingence		0.1553	
V de Cramer		0.1572	

Test exact de Fisher

Cellule (1,1) Fréquence (F) 8481
 Pr <= F unilatérale à gauche 1.0000
 Pr >= F unilatérale à droite 2.855E-102

Probabilité de la table (P) 1.166E-101
 Pr <= P bilatéral 4.001E-102

Taille de l'échantillon = 17263

CH CHU

CH CHM

Table de etab par radio

etab	radio		Total
	non	oui	
CHM	166	783	949
	-355.5	355.5	
	1.13	5.35	6.48
	17.49	82.51	
	2.06	11.87	
CHU	7878	5811	13689
	355.5	-355.5	
	53.82	39.70	93.52
	57.55	42.45	
	97.94	88.13	
Total	8044	6594	14638
	54.95	45.05	100.00

Statistiques pour la table de etab par radio

Statistique	DDL	Valeur	Proba.
Khi-2	1	575.2704	<.0001
Test du rapport de vraisemblance	1	605.1125	<.0001
Khi-2 continuité ajustée	1	573.6533	<.0001
Khi-2 de Mantel-Haenszel	1	575.2311	<.0001
Coefficient Phi		-0.1982	
Coefficient de contingence		0.1945	
V de Cramer		-0.1982	

Test exact de Fisher

Cellule (1,1) Fréquence (F)	166
Pr <= F unilatérale à gauche	1.679E-133
Pr >= F unilatérale à droite	1.0000
Probabilité de la table (P)	1.417E-133
Pr <= P bilatéral	2.911E-133

Taille de l'échantillon = 14638

CHU CHM

SCANO

Table de etab par scano

etab	scano		Total
	non	oui	
Fréquence			
Ecart			
Pourcentage			
Pctage en ligne			
Pctage en col.			
CH	12558 278.05 41.86 76.98 55.61	3756 -278 12.52 23.02 50.63	16314 54.37
CHU	10026 -278 33.42 73.24 44.39	3663 278.05 12.21 26.76 49.37	13689 45.63
Total	22584 75.27	7419 24.73	30003 100.00

Statistiques pour la table de etab par scano

Statistique	DDL	Valeur	Proba.
Khi-2	1	55.8030	<.0001
Test du rapport de vraisemblance	1	55.6797	<.0001
Khi-2 continuité ajustée	1	55.6025	<.0001
Khi-2 de Mantel-Haenszel	1	55.8012	<.0001
Coefficient Phi		0.0431	
Coefficient de contingence		0.0431	
V de Cramer		0.0431	

Test exact de Fisher

Cellule (1,1) Fréquence (F)	12558
Pr <= F unilatérale à gauche	1.0000
Pr >= F unilatérale à droite	4.716E-14
Probabilité de la table (P)	8.635E-15
Pr <= P bilatéral	8.797E-14

Taille de l'échantillon = 30003

CH CHU

Table de etab par scano

etab	scano		Total
	non	oui	
Fréquence			
Ecart			
Pourcentage			
Pctage en ligne			
Pctage en col.			
CH	12558 -117.6 72.75 76.98 93.63	3756 117.65 21.76 23.02 97.56	16314 94.50
CHM	855 117.65 4.95 90.09 6.37	94 -117.6 0.54 9.91 2.44	949 5.50
Total	13413 77.70	3850 22.30	17263 100.00

Statistiques pour la table de etab par scano

Statistique	DDL	Valeur	Proba.
Khi-2	1	89.0619	<.0001
Test du rapport de vraisemblance	1	105.4119	<.0001
Khi-2 continuité ajustée	1	88.3065	<.0001
Khi-2 de Mantel-Haenszel	1	89.0567	<.0001
Coefficient Phi		-0.0718	
Coefficient de contingence		0.0718	
V de Cramer		-0.0718	

Test exact de Fisher

Cellule (1,1) Fréquence (F)	12558
Pr <= F unilatérale à gauche	8.933E-25
Pr >= F unilatérale à droite	1.0000
Probabilité de la table (P)	5.677E-25
Pr <= P bilatéral	1.555E-24

Taille de l'échantillon = 17263

CH CHM

Table de etab par scano

etab	scano		Total
	non	oui	
Fréquence			
Ecart			
Pourcentage			
Pctage en ligne			
Pctage en col.			
CHM	855	94	949
	149.57	-149.6	
	5.84	0.64	6.48
	90.09	9.91	
	7.86	2.50	
CHU	10026	3663	13689
	-149.6	149.57	
	68.49	25.02	93.52
	73.24	26.76	
	92.14	97.50	
Total	10881	3757	14638
	74.33	25.67	100.00

Statistiques pour la table de etab par scano

Statistique	DDL	Valeur	Proba.
Khi-2	1	132.1272	<.0001
Test du rapport de vraisemblance	1	158.3161	<.0001
Khi-2 continuité ajustée	1	131.2453	<.0001
Khi-2 de Mantel-Haenszel	1	132.1182	<.0001
Coefficient Phi		0.0950	
Coefficient de contingence		0.0946	
V de Cramer		0.0950	

Test exact de Fisher

Cellule (1,1) Fréquence (F)	855
Pr <= F unilatérale à gauche	1.0000
Pr >= F unilatérale à droite	2.640E-36
Probabilité de la table (P)	6.086E-36
Pr <= P bilatéral	4.841E-36

Taille de l'échantillon = 14638

CHU CHM
severité4
echo

Table de etab par echo

etab	echo		Total
	non	oui	
Fréquence			
Ecart			
Pourcentage			
Pctage en ligne			
Pctage en col.			
CH	7284	3103	10387
	147.18	-147.2	
	31.93	13.60	45.53
	70.13	29.87	
	46.47	43.47	
CHU	8392	4036	12428
	-147.2	147.18	
	36.78	17.69	54.47
	67.52	32.48	
	53.53	56.53	
Total	15676	7139	22815
	68.71	31.29	100.00

Statistiques pour la table de etab par echo

Statistique	DDL	Valeur	Proba.
Khi-2	1	17.8065	<.0001
Test du rapport de vraisemblance	1	17.8345	<.0001
Khi-2 continuité ajustée	1	17.6857	<.0001
Khi-2 de Mantel-Haenszel	1	17.8057	<.0001
Coefficient Phi		0.0279	
Coefficient de contingence		0.0279	
V de Cramer		0.0279	

Test exact de Fisher

Cellule (1,1) Fréquence (F)	7284
Pr <= F unilatérale à gauche	1.0000
Pr >= F unilatérale à droite	1.285E-05
Probabilité de la table (P)	1.538E-06
Pr <= P bilatéral	2.497E-05

Taille de l'échantillon = 22815

CH CHU

Table de etab par echo

etab	echo		Total
	non	oui	
Fréquence			
Ecart			
Pourcentage			
Pctage en ligne			
Pctage en col.			
CH	7284 -226 63.91 70.13 88.39	3103 226.03 27.22 29.87 98.29	10387 91.13
CHM	957 226.03 8.40 94.66 11.61	54 -226 0.47 5.34 1.71	1011 8.87
Total	8241 72.30	3157 27.70	11398 100.00

Statistiques pour la table de etab par echo

Statistique	DDL	Valeur	Proba.
Khi-2	1	276.8878	<.0001
Test du rapport de vraisemblance	1	362.1031	<.0001
Khi-2 continuité ajustée	1	275.6641	<.0001
Khi-2 de Mantel-Haenszel	1	276.8635	<.0001
Coefficient Phi		-0.1553	
Coefficient de contingence		0.1540	
V de Cramer		-0.1553	

Test exact de Fisher

Cellule (1,1) Fréquence (F)	7284
Pr <= F unilatérale à gauche	1.542E-80
Pr >= F unilatérale à droite	1.0000
Probabilité de la table (P)	1.339E-80
Pr <= P bilatéral	3.126E-80

Taille de l'échantillon = 11398

CH CHM

Table de etab par echo

etab	echo		Total
	non	oui	
Fréquence			
Ecart			
Pourcentage			
Pctage en ligne			
Pctage en col.			
CHM	957 253.69 7.12 94.66 10.24	54 -253.7 0.40 5.34 1.32	1011 7.52
CHU	8392 -253.7 62.45 67.52 89.76	4036 253.69 30.03 32.48 98.68	12428 92.48
Total	9349 69.57	4090 30.43	13439 100.00

Statistiques pour la table de etab par echo

Statistique	DDL	Valeur	Proba.
Khi-2	1	325.1266	<.0001
Test du rapport de vraisemblance	1	425.7458	<.0001
Khi-2 continuité ajustée	1	323.8462	<.0001
Khi-2 de Mantel-Haenszel	1	325.1024	<.0001
Coefficient Phi		0.1555	
Coefficient de contingence		0.1537	
V de Cramer		0.1555	

Test exact de Fisher

Cellule (1,1) Fréquence (F)	957
Pr <= F unilatérale à gauche	1.0000
Pr >= F unilatérale à droite	2.290E-94
Probabilité de la table (P)	1.692E-93
Pr <= P bilatéral	4.081E-94

Taille de l'échantillon = 13439

CHU CHM

IRM

Procédure FHEU
Table de etab par irm

etab	irm		Total
	non	oui	
Fréquence			
Ecart			
Pourcentage			
Pctage en ligne			
Pctage en col.			
CH	10254 67.774 44.94 98.72 45.83	133 -67.77 0.58 1.28 30.16	10387 45.53
CHU	12120 -67.77 53.12 97.52 54.17	308 67.774 1.35 2.48 63.84	12428 54.47
Total	22374 98.07	441 1.93	22815 100.00

Statistiques pour la table de etab par irm

Statistique	DDL	Valeur	Proba.
Khi-2	1	42.8271	<.0001
Test du rapport de vraisemblance	1	44.3631	<.0001
Khi-2 continuité ajustée	1	42.1375	<.0001
Khi-2 de Mantel-Haenszel	1	42.8252	<.0001
Coefficient Phi		0.0433	
Coefficient de contingence		0.0433	
V de Cramer		0.0433	

Test exact de Fisher

Cellule (1,1) Fréquence (F)	10254
Pr <= F unilatérale à gauche	1.0000
Pr >= F unilatérale à droite	1.949E-11
Probabilité de la table (P)	9.683E-12
Pr <= P bilatéral	3.643E-11

Taille de l'échantillon = 22815

CH CHU

Table de etab par irm

etab	irm		Total
	non	oui	
Fréquence			
Ecart			
Pourcentage			
Pctage en ligne			
Pctage en col.			
CH	10254 -4.507 89.96 98.72 91.09	133 4.5067 1.17 1.28 94.33	10387 91.13
CHM	1003 4.5067 8.80 99.21 8.91	8 -4.507 0.07 0.79 5.67	1011 8.87
Total	11257 98.76	141 1.24	11398 100.00

Statistiques pour la table de etab par irm

Statistique	DDL	Valeur	Proba.
Khi-2	1	1.8043	0.1792
Test du rapport de vraisemblance	1	2.0427	0.1529
Khi-2 continuité ajustée	1	1.4262	0.2324
Khi-2 de Mantel-Haenszel	1	1.8042	0.1792
Coefficient Phi		-0.0126	
Coefficient de contingence		0.0126	
V de Cramer		-0.0126	

Test exact de Fisher

Cellule (1,1) Fréquence (F)	10254
Pr <= F unilatérale à gauche	0.1118
Pr >= F unilatérale à droite	0.9402
Probabilité de la table (P)	0.0520
Pr <= P bilatéral	0.2312

Taille de l'échantillon = 11398

CH CHM

procédure FREQU

Table de etab par irm

etab	irm		Total
	non	oui	
Fréquence			
Ecart			
Pourcentage			
Pctage en ligne			
Pctage en col.			
CHM	1003 15.772 7.46 99.21 7.64	8 -15.77 0.06 0.79 2.53	1011 7.52
CHU	12120 -15.77 90.19 97.52 92.36	308 15.772 2.29 2.48 97.47	12428 92.48
Total	13123 97.65	316 2.35	13439 100.00

Statistiques pour la table de etab par irm

Statistique	DDL	Valeur	Proba.
Khi-2	1	11.5883	0.0007
Test du rapport de vraisemblance	1	15.2269	<.0001
Khi-2 continuité ajustée	1	10.8652	0.0010
Khi-2 de Mantel-Haenszel	1	11.5874	0.0007
Coefficient Phi		0.0294	
Coefficient de contingence		0.0294	
V de Cramer		0.0294	

Test exact de Fisher

Cellule (1,1) Fréquence (F)	1003
Pr <= F unilatérale à gauche	1.0000
Pr >= F unilatérale à droite	9.973E-05
Probabilité de la table (P)	7.014E-05
Pr <= P bilatéral	2.052E-04

Taille de l'échantillon = 13439

CHU CHM RADIO

procédure FREQU

Table de etab par radio

etab	radio		Total
	non	oui	
Fréquence			
Ecart			
Pourcentage			
Pctage en ligne			
Pctage en col.			
CH	6349 -302 27.83 61.12 43.46	4038 302.95 17.70 38.88 49.21	10387 45.53
CHU	8260 302.05 36.20 66.46 56.54	4168 -302 18.27 33.54 50.79	12428 54.47
Total	14609 64.03	8206 35.97	22815 100.00

Statistiques pour la table de etab par radio

Statistique	DDL	Valeur	Proba.
Khi-2	1	70.0121	<.0001
Test du rapport de vraisemblance	1	69.9254	<.0001
Khi-2 continuité ajustée	1	69.7805	<.0001
Khi-2 de Mantel-Haenszel	1	70.0090	<.0001
Coefficient Phi		-0.0554	
Coefficient de contingence		0.0553	
V de Cramer		-0.0554	

Test exact de Fisher

Cellule (1,1) Fréquence (F)	6349
Pr <= F unilatérale à gauche	3.460E-17
Pr >= F unilatérale à droite	1.0000
Probabilité de la table (P)	7.238E-18
Pr <= P bilatéral	6.553E-17

Taille de l'échantillon = 22815

CH CHU

Table de etab par radio

etab	radio		Total
	non	oui	
Fréquence			
Ecart			
Pourcentage			
Pctage en ligne			
Pctage en col.			
CH	6349 417.73 55.57 61.12 97.32	4038 -417.7 35.34 38.88 82.39	10387 90.91
CHM	175 -417.7 1.53 16.86 2.68	863 417.73 7.55 83.14 17.61	1038 9.09
Total	6524 57.10	4901 42.90	11425 100.00

Statistiques pour la table de etab par radio

Statistique	DDL	Valeur	Proba.
Khi-2	1	754.8639	<.0001
Test du rapport de vraisemblance	1	784.3602	<.0001
Khi-2 continuité ajustée	1	753.0579	<.0001
Khi-2 de Mantel-Haenszel	1	754.7979	<.0001
Coefficient Phi		0.2570	
Coefficient de contingence		0.2490	
V de Cramer		0.2570	

Test exact de Fisher

Cellule (1,1) Fréquence (F) 6349
 Pr <= F unilatérale à gauche 1.0000
 Pr >= F unilatérale à droite 1.926E-172

Probabilité de la table (P) 1.294E-171
 Pr <= P bilatéral 2.921E-172

Taille de l'échantillon = 11425

CH CHM

Ecart	radio		Total
	non	oui	
Pourcentage			
Pctage en ligne			
Pctage en col.			
CHM	148 -484.5 1.10 14.64 1.76	863 484.52 6.42 85.36 17.15	1011 7.52
CHU	8260 484.52 61.46 66.46 98.24	4168 -484.5 31.01 33.54 82.85	12428 92.48
Total	8408 62.56	5031 37.44	13439 100.00

Statistiques pour la table de etab par scano

Statistique	DDL	Valeur	Proba.
Khi-2	1	1072.0913	<.0001
Test du rapport de vraisemblance	1	1074.6267	<.0001
Khi-2 continuité ajustée	1	1069.8797	<.0001
Khi-2 de Mantel-Haenszel	1	1072.0115	<.0001
Coefficient Phi		-0.2824	
Coefficient de contingence		0.2718	
V de Cramer		-0.2824	

Test exact de Fisher

Cellule (1,1) Fréquence (F) 148
 Pr <= F unilatérale à gauche 1.839E-235
 Pr >= F unilatérale à droite 1.0000

Probabilité de la table (P) 1.680E-235
 Pr <= P bilatéral 1.839E-235

Taille de l'échantillon = 13439

CHU CHM

SCANO

Table de etab par scano

etab	scano		Total
	non	oui	
Fréquence			
Ecart			
Pourcentage			
Pctage en ligne			
Pctage en col.			
CH	7274 87.097 31.38 70.03 46.08	3113 -87.1 13.64 29.97 44.29	10387 45.53
CHU	8512 -87.1 37.31 68.49 53.92	3916 87.097 17.16 31.51 55.71	12428 54.47
Total	15786 69.19	7029 30.81	22815 100.00

Statistiques pour la table de etab par scano

Statistique	DDL	Valeur	Proba.
Khi-2	1	6.2895	0.0121
Test du rapport de vraisemblance	1	6.2952	0.0121
Khi-2 continuité ajustée	1	6.2175	0.0126
Khi-2 de Mantel-Haenszel	1	6.2892	0.0121
Coefficient Phi		0.0166	
Coefficient de contingence		0.0166	
V de Cramer		0.0166	

Test exact de Fisher

Cellule (1,1) Fréquence (F)	7274
Pr <= F unilatérale à gauche	0.9942
Pr >= F unilatérale à droite	0.0063

Probabilité de la table (P)	4.942E-04
Pr <= P bilatéral	0.0122

Taille de l'échantillon = 22815

CH CHU

Table de etab par scano

etab	scano		Total
	non	oui	
Fréquence			
Ecart			
Pourcentage			
Pctage en ligne			
Pctage en col.			
CH	7274 -197.8 63.82 70.03 88.72	3113 197.75 27.31 29.97 97.31	10387 91.13
CHM	925 197.75 8.12 91.49 11.28	86 -197.8 0.75 8.51 2.69	1011 8.87
Total	8199 71.93	3199 28.07	11398 100.00

Statistiques pour la table de etab par scano

Statistique	DDL	Valeur	Proba.
Khi-2	1	210.2350	<.0001
Test du rapport de vraisemblance	1	258.0463	<.0001
Khi-2 continuité ajustée	1	209.1732	<.0001
Khi-2 de Mantel-Haenszel	1	210.2166	<.0001
Coefficient Phi		-0.1358	
Coefficient de contingence		0.1346	
V de Cramer		-0.1358	

Test exact de Fisher

Cellule (1,1) Fréquence (F)	7274
Pr <= F unilatérale à gauche	5.445E-58
Pr >= F unilatérale à droite	1.0000

Probabilité de la table (P)	4.268E-58
Pr <= P bilatéral	9.145E-58

Taille de l'échantillon = 11398

CH CHM

Table de etab par scano

etab	scano		Total
	non	oui	
Fréquence			
Ecart			
Pourcentage			
Pctage en ligne			
Pctage en col.			
CHM	925 215.07 6.88 91.49 9.80	86 -215.1 0.64 8.51 2.15	1011 7.52
CHU	8512 -215.1 63.34 68.49 90.20	3916 215.07 29.14 31.51 97.85	12428 92.48
Total	9437 70.22	4002 29.78	13439 100.00

Statistiques pour la table de etab par scano

Statistique	DDL	Valeur	Proba.
Khi-2	1	236.5809	<.0001
Test du rapport de vraisemblance	1	231.6432	<.0001
Khi-2 continuité ajustée	1	235.4822	<.0001
Khi-2 de Mantel-Haenszel	1	236.5633	<.0001
Coefficient Phi		0.1327	
Coefficient de contingence		0.1315	
V de Cramer		0.1327	

Test exact de Fisher

Cellule (1,1) Fréquence (F) 925
 Pr <= F unilatérale à gauche 1.0000
 Pr >= F unilatérale à droite 2.696E-65
 Probabilité de la table (P) 1.053E-64
 Pr <= P bilatéral 5.007E-65

Taille de l'échantillon = 13439

CHU CHM
 Severité T

echo

etab	echo		Total
	non	oui	
Fréquence			
Ecart			
Pourcentage			
Pctage en ligne			
Pctage en col.			
CH	686 5.515 57.17 92.58 62.25	55 -5.515 4.58 7.42 56.12	741 61.75
CHU	416 -5.515 34.67 90.63 37.75	43 5.515 3.58 9.37 43.88	459 38.25
Total	1102 91.83	98 8.17	1200 100.00

Statistiques pour la table de etab par echo

Statistique	DDL	Valeur	Proba.
Khi-2	1	1.4309	0.2316
Test du rapport de vraisemblance	1	1.4100	0.2351
Khi-2 continuité ajustée	1	1.1832	0.2767
Khi-2 de Mantel-Haenszel	1	1.4297	0.2318
Coefficient Phi		0.0345	
Coefficient de contingence		0.0345	
V de Cramer		0.0345	

Test exact de Fisher

Cellule (1,1) Fréquence (F) 686
 Pr <= F unilatérale à gauche 0.9033
 Pr >= F unilatérale à droite 0.1386
 Probabilité de la table (P) 0.0419
 Pr <= P bilatéral 0.2347

Taille de l'échantillon = 1200

CH CHU

	etab		Total
	non	oui	
Fréquence	686	55	741
Ecart	-0.148	0.148	
Pourcentage	92.33	7.40	99.73
Pctage en ligne	92.58	7.42	
Pctage en col.	99.71	100.00	
CH			
CHM	2	0	2
Ecart	0.148	-0.148	
Pourcentage	0.27	0.00	0.27
Pctage en ligne	100.00	0.00	
Pctage en col.	0.29	0.00	
Total	688	55	743
	92.60	7.40	100.00

Statistiques pour la table de etab par echo

Statistique	DDL	Valeur	Proba.
Khi-2	1	0.1603	0.6889
Test du rapport de vraisemblance	1	0.3081	0.5789
Khi-2 continuité ajustée	1	0.0000	1.0000
Khi-2 de Mantel-Haenszel	1	0.1601	0.6891
Coefficient Phi		-0.0147	
Coefficient de contingence		0.0147	
V de Cramer		-0.0147	

AVERTISSEMENT : 50% des cellules ont un effectif théorique inférieur à 5. Le test du Khi-2 peut ne pas convenir.

Test exact de Fisher

Cellule (1,1) Fréquence (F)	686
Pr <= F unilatérale à gauche	0.8573
Pr >= F unilatérale à droite	1.0000
Probabilité de la table (P)	0.8573
Pr <= P bilatéral	1.0000

Taille de l'échantillon = 743

CH CHM

Table de etab par irm

	etab		Total
	non	oui	
Fréquence	2	0	2
Ecart	0.1866	-0.187	
Pourcentage	0.43	0.00	0.43
Pctage en ligne	100.00	0.00	
Pctage en col.	0.48	0.00	
CHM			
CHU	416	43	459
Ecart	-0.187	0.1866	
Pourcentage	90.24	9.33	99.57
Pctage en ligne	90.63	9.37	
Pctage en col.	99.52	100.00	
Total	418	43	461
	90.67	9.33	100.00

Statistiques pour la table de etab par irm

Statistique	DDL	Valeur	Proba.
Khi-2	1	0.2066	0.6494
Test du rapport de vraisemblance	1	0.3926	0.5310
Khi-2 continuité ajustée	1	0.0000	1.0000
Khi-2 de Mantel-Haenszel	1	0.2062	0.6498
Coefficient Phi		0.0212	
Coefficient de contingence		0.0212	
V de Cramer		0.0212	

AVERTISSEMENT : 50% des cellules ont un effectif théorique inférieur à 5. Le test du Khi-2 peut ne pas convenir.

Test exact de Fisher

Cellule (1,1) Fréquence (F)	2
Pr <= F unilatérale à gauche	1.0000
Pr >= F unilatérale à droite	0.8220
Probabilité de la table (P)	0.8220
Pr <= P bilatéral	1.0000

Taille de l'échantillon = 461

CHU CHM

IRM

Table de etab par irm

etab	irm		Total
	non	oui	
Fréquence			
Ecart			
Pourcentage			
Pctage en ligne			
Pctage en col.			
CH	740 1.47 61.67 99.87 61.87	1 -1.47 0.08 0.13 25.00	741 61.75
CHU	456 -1.47 38.00 99.35 38.13	3 1.47 0.25 0.65 75.00	459 38.25
Total	1196 99.67	4 0.33	1200 100.00

Statistiques pour la table de etab par irm

Statistique	DDL	Valeur	Proba.
Khi-2	1	2.2949	0.1298
Test du rapport de vraisemblance	1	2.2393	0.1345
Khi-2 continuité ajustée	1	0.9992	0.3175
Khi-2 de Mantel-Haenszel	1	2.2929	0.1300
Coefficient Phi		0.0437	
Coefficient de contingence		0.0437	
V de Cramer		0.0437	

AVERTISSEMENT : 50% des cellules ont un effectif théorique inférieur à 5. Le test du Khi-2 peut ne pas convenir.

Test exact de Fisher

Cellule (1,1) Fréquence (F)	740
Pr <= F unilatérale à gauche	0.9788
Pr >= F unilatérale à droite	0.1592
Probabilité de la table (P)	0.1380
Pr <= P bilatéral	0.1592

Taille de l'échantillon = 1200

CH CHU

Table de etab par irm

etab	irm		Total
	non	oui	
Fréquence			
Ecart			
Pourcentage			
Pctage en ligne			
Pctage en col.			
CH	740 -0.003 99.60 99.87 99.73	1 0.0027 0.13 0.13 100.00	741 99.73
CHM	2 0.0027 0.27 100.00 0.27	0 -0.003 0.00 0.00 0.00	2 0.27
Total	742 99.87	1 0.13	743 100.00

Statistiques pour la table de etab par irm

Statistique	DDL	Valeur	Proba.
Khi-2	1	0.0027	0.9585
Test du rapport de vraisemblance	1	0.0054	0.9415
Khi-2 continuité ajustée	1	0.0000	1.0000
Khi-2 de Mantel-Haenszel	1	0.0027	0.9586
Coefficient Phi		-0.0019	
Coefficient de contingence		0.0019	
V de Cramer		-0.0019	

AVERTISSEMENT : 75% des cellules ont un effectif théorique inférieur à 5. Le test du Khi-2 peut ne pas convenir.

Test exact de Fisher

Cellule (1,1) Fréquence (F)	740
Pr <= F unilatérale à gauche	0.9973
Pr >= F unilatérale à droite	1.0000
Probabilité de la table (P)	0.9973
Pr <= P bilatéral	1.0000

Taille de l'échantillon = 743

CH CHM

Processus mixte

Table de etab par irm

etab	irm		Total
	non	oui	
CHM	2 0.013 0.43 100.00 0.44	0 -0.013 0.00 0.00 0.00	2 0.43
CHU	456 -0.013 98.92 99.35 99.56	3 0.013 0.65 0.65 100.00	459 99.57
Total	458 99.35	3 0.65	461 100.00

Statistiques pour la table de etab par irm

Statistique	DDL	Valeur	Proba.
Khi-2	1	0.0132	0.9087
Test du rapport de vraisemblance	1	0.0262	0.8715
Khi-2 continuité ajustée	1	0.0000	1.0000
Khi-2 de Mantel-Haenszel	1	0.0131	0.9088
Coefficient Phi		0.0053	
Coefficient de contingence		0.0053	
V de Cramer		0.0053	

AVERTISSEMENT : 75% des cellules ont un effectif théorique inférieur à 5. Le test du Khi-2 peut ne pas convenir.

Test exact de Fisher

Cellule (1,1) Fréquence (F)	2
Pr <= F unilatérale à gauche	1.0000
Pr >= F unilatérale à droite	0.9870
Probabilité de la table (P)	0.9870
Pr <= P bilatéral	1.0000

Taille de l'échantillon = 461

CHU CHM radio

Table de etab par radio

etab	radio		Total
	non	oui	
CH	130 -18.96 11.17 17.54 55.56	18.611 18.964 52.49 82.46 65.70	741 63.66
CHU	104 18.964 8.93 24.59 44.44	319 -18.96 27.41 75.41 34.30	423 36.34
Total	234 20.10	930 79.90	1164 100.00

Statistiques pour la table de etab par radio

Statistique	DDL	Valeur	Proba.
Khi-2	1	8.3149	0.0039
Test du rapport de vraisemblance	1	8.1551	0.0043
Khi-2 continuité ajustée	1	7.8822	0.0050
Khi-2 de Mantel-Haenszel	1	8.3078	0.0039
Coefficient Phi		-0.0845	
Coefficient de contingence		0.0842	
V de Cramer		-0.0845	

Test exact de Fisher

Cellule (1,1) Fréquence (F)	130
Pr <= F unilatérale à gauche	0.0027
Pr >= F unilatérale à droite	0.9983
Probabilité de la table (P)	0.0010
Pr <= P bilatéral	0.0048

Taille de l'échantillon = 1164

CH CHU

Procédure FREQ

Table de etab par radio

etab		radio		
Fréquence				
Ecart				
Pourcentage				
Pctage en ligne	non	oui		Total
Pctage en col.				
CH	130 0.3499 17.50 17.54 100.00	611 -0.35 82.23 82.46 99.67		741 99.73
CHM	0 -0.35 0.00 0.00 0.00	2 0.3499 0.27 100.00 0.33		2 0.27
Total	130 17.50	613 82.50		743 100.00

Statistiques pour la table de etab par radio

Statistique	DDL	Valeur	Proba.
Khi-2	1	0.4253	0.5143
Test du rapport de vraisemblance	1	0.7705	0.3801
Khi-2 continuité ajustée	1	0.0000	1.0000
Khi-2 de Mantel-Haenszel	1	0.4247	0.5146
Coefficient Phi		0.0239	
Coefficient de contingence		0.0239	
V de Cramer		0.0239	

AVERTISSEMENT : 50% des cellules ont un effectif théorique inférieur à 5. Le test du Khi-2 peut ne pas convenir.

Test exact de Fisher

Cellule (1,1) Fréquence (F)	130
Pr <= F unilatérale à gauche	1.0000
Pr >= F unilatérale à droite	0.6805
Probabilité de la table (P)	0.6805
Pr <= P bilatéral	1.0000

Taille de l'échantillon = 743

CH CHM

Procédure FREQ

Table de etab par radio

etab		radio		
Fréquence				
Ecart				
Pourcentage				
Pctage en ligne	non	oui		Total
Pctage en col.				
CHM	0 -0.607 0.00 0.00 0.00	2 0.6074 0.43 100.00 0.62		2 0.43
CHU	140 0.6074 30.37 30.50 100.00	319 -0.607 69.20 69.50 99.38		459 99.57
Total	140 30.37	321 69.63		461 100.00

Statistiques pour la table de etab par radio

Statistique	DDL	Valeur	Proba.
Khi-2	1	0.8761	0.3493
Test du rapport de vraisemblance	1	1.4516	0.2283
Khi-2 continuité ajustée	1	0.0274	0.8686
Khi-2 de Mantel-Haenszel	1	0.8742	0.3498
Coefficient Phi		-0.0436	
Coefficient de contingence		0.0436	
V de Cramer		-0.0436	

AVERTISSEMENT : 50% des cellules ont un effectif théorique inférieur à 5. Le test du Khi-2 peut ne pas convenir.

Test exact de Fisher

Cellule (1,1) Fréquence (F)	0
Pr <= F unilatérale à gauche	0.4844
Pr >= F unilatérale à droite	1.0000
Probabilité de la table (P)	0.4844
Pr <= P bilatéral	1.0000

Taille de l'échantillon = 461

CHU CHM

scano

Table de etab par scano

etab	scano		Total
	non	oui	
CH	667	74	741
	29.74	-29.74	
	55.58	6.17	61.75
	90.01	9.99	
	64.63	44.05	
CHU	365	94	459
	-29.74	29.74	
	30.42	7.83	38.25
	79.52	20.48	
	35.37	55.95	
Total	1032	168	1200
	86.00	14.00	100.00

Statistiques pour la table de etab par scano

Statistique	DDL	Valeur	Proba.
Khi-2	1	25.9183	<.0001
Test du rapport de vraisemblance	1	25.1754	<.0001
Khi-2 continuité ajustée	1	25.0541	<.0001
Khi-2 de Mantel-Haenszel	1	25.8967	<.0001
Coefficient Phi		0.1470	
Coefficient de contingence		0.1454	
V de Cramer		0.1470	

Test exact de Fisher

Cellule (1,1) Fréquence (F)	667
Pr <= F unilatérale à gauche	1.0000
Pr >= F unilatérale à droite	3.976E-07
Probabilité de la table (P)	2.316E-07
Pr <= P bilatéral	5.681E-07

Taille de l'échantillon = 1200

CH CHU

etab	scano		Total
	non	oui	
CH	667	74	741
	-0.199	0.1992	
	89.77	9.96	99.73
	90.01	9.99	
	99.70	100.00	
CHM	2	0	2
	0.1992	-0.199	
	0.27	0.00	0.27
	100.00	0.00	
	0.30	0.00	
Total	669	74	743
	90.04	9.96	100.00

Statistiques pour la table de etab par scano

Statistique	DDL	Valeur	Proba.
Khi-2	1	0.2218	0.6377
Test du rapport de vraisemblance	1	0.4202	0.5168
Khi-2 continuité ajustée	1	0.0000	1.0000
Khi-2 de Mantel-Haenszel	1	0.2215	0.6379
Coefficient Phi		-0.0173	
Coefficient de contingence		0.0173	
V de Cramer		-0.0173	

AVERTISSEMENT : 50% des cellules ont un effectif théorique inférieur à 5. Le test du Khi-2 peut ne pas convenir.

Test exact de Fisher

Cellule (1,1) Fréquence (F)	667
Pr <= F unilatérale à gauche	0.8106
Pr >= F unilatérale à droite	1.0000
Probabilité de la table (P)	0.8106
Pr <= P bilatéral	1.0000

Taille de l'échantillon = 743

CH CHM

Procédure FREQ

Table de etab par scano

etab	scano		Total
	non	oui	
Fréquence			
Ecart			
Pourcentage			
Pctage en ligne			
Pctage en col.			
CHM	2	0	2
	0.4078	-0.408	
	0.43	0.00	0.43
	100.00	0.00	
	0.54	0.00	
CHU	365	94	459
	-0.408	0.4078	
	79.18	20.39	99.57
	79.52	20.48	
	99.46	100.00	
Total	367	94	461
	79.61	20.39	100.00

Statistiques pour la table de etab par scano

Statistique	DDL	Valeur	Proba.
Khi-2	1	0.5145	0.4732
Test du rapport de vraisemblance	1	0.9144	0.3390
Khi-2 continuité ajustée	1	0.0000	1.0000
Khi-2 de Mantel-Haenszel	1	0.5134	0.4737
Coefficient Phi		0.0334	
Coefficient de contingence		0.0334	
V de Cramer		0.0334	

AVERTISSEMENT : 50% des cellules ont un effectif théorique inférieur à 5. Le test du Khi-2 peut ne pas convenir.

Test exact de Fisher

Cellule (1,1) Fréquence (F)	2
Pr <= F unilatérale à gauche	1.0000
Pr >= F unilatérale à droite	0.6334
Probabilité de la table (P)	0.6334
Pr <= P bilatéral	1.0000

Taille de l'échantillon = 461

CHU CHM

Procédure FREQ

Table de etab par echo

etab	echo		Total
	non	oui	
Fréquence			
Ecart			
Pourcentage			
Pctage en ligne			
Pctage en col.			
CH	4199	530	4729
	-5.213	5.2132	
	87.59	11.06	98.64
	88.79	11.21	
	98.52	99.62	
CHM	63	2	65
	5.2132	-5.213	
	1.31	0.04	1.36
	96.92	3.08	
	1.48	0.38	
Total	4262	532	4794
	88.90	11.10	100.00

Statistiques pour la table de etab par echo

Statistique	DDL	Valeur	Proba.
Khi-2	1	4.2963	0.0382
Test du rapport de vraisemblance	1	5.8102	0.0159
Khi-2 continuité ajustée	1	3.5117	0.0609
Khi-2 de Mantel-Haenszel	1	4.2954	0.0382
Coefficient Phi		-0.0299	
Coefficient de contingence		0.0299	
V de Cramer		-0.0299	

Test exact de Fisher

Cellule (1,1) Fréquence (F)	4199
Pr <= F unilatérale à gauche	0.0193
Pr >= F unilatérale à droite	0.9958
Probabilité de la table (P)	0.0151
Pr <= P bilatéral	0.0434

Taille de l'échantillon = 4794

Le théorème central limite :

Soit $(X_n)_{n \in \mathbb{N}}$ une suite de variables indépendantes de même loi, de carré intégrable. On note μ et σ l'espérance mathématique et l'écart type.

$$S_n = \frac{X_1 + X_2 + \dots + X_n - n\mu}{\sigma\sqrt{n}} \quad \text{Converge en loi vers } N(0,1)$$

Démonstration :

On se sert d'une propriété des fonctions caractéristiques :

Si $(Y_n)_{n \in \mathbb{N}}$ est une suite de variables aléatoires alors Y_n converge en loi vers Y si et seulement si $\varphi_{(Y_n)}$ converge simplement vers φ_Y

$$S_n = \sum_{i=1}^n \left(\frac{X_i - \mu}{\sigma\sqrt{n}} \right)$$

$$\varphi_{(S_n)}(t) = \prod_{i=1}^n \left(\frac{\varphi_{(X_i - \mu)}(t)}{\sigma\sqrt{n}} \right) = \prod_{i=1}^n \varphi_{(X_i - \mu)}\left(\frac{t}{\sigma\sqrt{n}}\right) = \left(\varphi_{(X_i - \mu)}\left(\frac{t}{\sigma\sqrt{n}}\right) \right)^n$$

car $\varphi_{(aX)}(t) = \varphi_X(at)$

on note $Y = (X - \mu)$, $E(Y) = 0$ et $E(Y^2) = \text{var}(X) = \sigma^2$

On a $\varphi'_Y(0) = E(Y) = 0$ et $\varphi''_Y(0) = -E(Y^2) = -\sigma^2$

Ce qui provient de la dérivation sous le signe somme, car :

$$\varphi_Y(t) = \int e^{itx} f_Y(x) dx$$

$$\varphi'_Y(t) = \int ix e^{itx} f_Y(x) dx$$

$$\phi'_y(0) = i \int x f_Y(x) dx = E(Y)$$

$$\phi''_y(t) = \int (ix)^2 e^{itx} f_Y(x) dx$$

$$\phi''_y(0) = i^2 E(Y^2) = -E(Y^2)$$

Un développement limité donne :

$$(\phi_Y(t))^n = \left(1 - \frac{t^2}{2n} + o\left(\frac{t^2}{n}\right)\right)^n = e^{(n \ln(1 - \frac{t^2}{n}) + o(\frac{t^2}{n}))} \sim e^{-t^2} \text{ en } +\infty$$

car $\ln\left(1 - \frac{t^2}{n} + o\left(\frac{t^2}{n}\right)\right) \underset{+\infty}{\sim} -\left(\frac{t^2}{n}\right)$

$$\lim_{(n \rightarrow +\infty)} (\phi_Y(t))^n = e^{-t^2} \quad \text{ce qui est la fonction caractéristique de } N(0,1)$$

BIBLIOGRAPHIE

Ouvrages

[Gar85] M. Garnier V. Delamare. *Dictionnaire des termes techniques de médecine*.
Edition Maloine 1995

[MSS10] Ministère de la santé et des sports. *Guide méthodologique de production des informations relatives à l'activité médicale et à sa facturation en médecine, obstétrique et odontologie*. Bulletin officiel N° 2010/5 bis fascicule spécial.

[CGG05] Josiane Confais Yvette Grelet Monique le Guen. *La procédure FREQ de SAS , Tests d'indépendance et mesures d'association dans un tableau de contingence*.
Revue MODULAD,2005

Sites internet.

<http://www.atih.sante.fr/>

<http://www.atih.sante.fr/?id=0002300005FF>

<http://www.fhpmco.fr/2012/04/25/guidemethodologique-pmsi-mco-2012-2/>

<http://facmed.univrennes1.fr/resped//s/santepub/pmsi/pmsi.pdf>

<http://www.sante.gouv.fr/IMG/pdf/bo0703.pdf>

<http://www.soins-infirmiers.com/angiographie.php>

http://eric.univ-lyon2.fr/~ricco/cours/cours/Test_Normalite.pdf

<http://mathsv.univ-lyon1.fr/cours/pdf/stat/Chapitre8.pdf>

<http://facmed.univ->

rennes1.fr/wkf//stock/RENNES20090320052749blaviollComparaison_pourcentage_s.pdf