UNIVERSITE D'ALGER /FACULTE DE MEDECINE / DEPARTEMENT DE MEDECINE/

MODULE D'EPIDEMIOLOGIE

MESURE D'ASSOCIATION STATISTIQUE: « TEST DE KHI-DEUX »

Enseignement S6 clinique 6^{ème} ANNEE MEDECINE/A6

ENSEIGNANTE: Dr. BENELFEKIR.H/

MAT en Epidémiologie/CHU Hussein Dey

PLAN DU COURS

- 1. Introduction à la statistique
- 2. Principe de test du Khi-deux (chi-carré)
- 3. Test d'hypothèse
- 4. Risque d'erreur
- 5. Etapes d'application du test de khi-deux de conformité
- 6. Annexe : table du khi-deux (x^2)
- 7. Références

OBJECTIFS DU COURS

- 1) Assimiler le principe du test de khi-deux
- 2) Énumérer les différentes étapes du test de khi-deux de conformité ou d'ajustement.
- 3) Savoir construire le tableau de khi-deux, de contingence 2X2 pour le test de deux variables qualitatives (déterminer les effectifs calculés ou théoriques)
- 4) Savoir exécuter le test de khi-deux et choisir le sens de la liaison.

1. INTRODUCTION A LA STATISTIQUE

Le plus souvent nous disposons de différents tests pour une recherche (validation d'hypothèse) donnée, il est alors nécessaire d'employer une méthode rationnelle pour choisir le test le plus approprié.

Des critères sont importants pour déterminer l'adéquation d'un test lors de l'analyse de données particulières. Ces critères concernent :

- la façon dont l'échantillon a été réalisé,
- la nature de la population de laquelle a été tiré l'échantillon,
- la nature des mesures réalisées.

A chaque test statistique est associé un modèle et des contraintes de mesure.

Il est donc très important de considérer la nature des données (observations) que l'on va tester. D'elle dépend la nature des opérations possibles et donc des statistiques utilisables dans chaque situation. Les observations peuvent être soit quantitatives soit qualitatives.

2. PRINCIPE DU TEST DE KHI-DEUX (CHI-CARRE)

Le test du khi-deux (X^2) permet de tester la liaison entre deux ou plusieurs distributions de caractères **qualitatifs**.

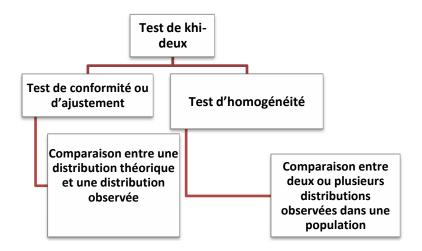
Le principe est de caractériser leurs différences à travers les distributions (échantillon) disponibles.

De façon générale, le test est appliqué aux tableaux de contingence à deux ou plusieurs modalités.

Dans le cas de deux modalités, on peut utiliser le test de l'écart-réduit qui n'est autre que la racine carré du khi-deux.

Le principe du test du khi-deux consiste à calculer pour chacune des cases du tableau de contingence l'écart quadratique. (O-C)²/C

- O=effectif de la classe=effectif observé de la case
- C= effectif théorique ou calculé=effectif attendu



3. TEST D'HYPOTHESE

Il s'agit d'une étape de la statistique très importante qui sert à éclaircir les décisions qui peuvent être prise dans différents domaines, et ceux avec le plus de précision possible. Le test d'hypothèse est une procédure permettant l'acceptation ou le rejet d'hypothèses posée.

En pratique, on a deux types d'hypothèses exclusives H0 et H1

- **H0**: <u>hypothèse nulle</u>, est une hypothèse d'absence de différence ; elle est susceptible d'être vérifié statistiquement. De manière générale, c'est une hypothèse d'indépendance ou d'absence de relation entre les deux variables dont on cherche à tester la liaison.
- H1: hypothèse alternative ou contre-hypothèse qui sera acceptée lorsque H0 est rejeté.

Ho = {la distribution observée n'est pas significativement différente de la distribution théorique}

contre $H1 = \{la \ distribution \ observée \ est \ significativement \ différente \ de \ la \ distribution \ théorique \}$

Exemple : le traitement et résultat produit sont indépendants

- H0 : il n'existe pas de relation entre le traitement et le résultat produit
- H1 : il existe une relation entre le traitement et le résultat produit

4. RISQUE D'ERREUR (SEUIL DE SIGNIFICATION) :

Logiquement on a quatre situations selon H0 soit vraie ou fausse et selon qu'on l'accepte ou on le rejeté.

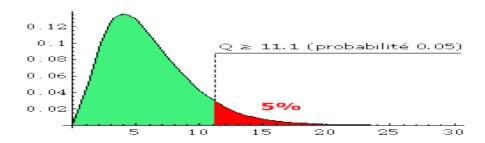
Réalité	H0 est vraie	H0 est fausse	
Décision			
H0 accepté	Bonne décision	Erreur de 2ème espèce	
H0 rejetée	Erreur de 1ère espèce	Bonne décision	

- On note par α la probabilité de commettre une erreur de 1^{ère} espace : c'est-à-dire on rejette H0 et que H0 est vraie.
- On note β la probabilité de commettre une erreur de $2^{\grave{e}me}$ espèce : c'est- \grave{a} -dire on accepte H0 et que H0 est fausse.

Erreur de 1^{ère} espace = α =P(H0 rejetée/vraie)

Erreur de 2^{ème} espèce=β= P(H0 acceptée/fausse)

Cette probabilité α s'appelle le niveau de signification du test (ou **seuil de signification**). Généralement α est fixé à l'avance suivant la nature du problème (α =5% ou α =1%)



5. TEST DE CONFORMITE OU D'AJUSTEMENT

Il consiste à comparer une distribution observée à une distribution théorique ou plus précisément c'est la comparaison de **deux variables qualitatives**.

On considère des exemples de comparaison des deux variables qualitatives cités ci-dessous :

- Maladie/exposition
- Echec/succès
- Traitement A/Traitement B (placebo)
- Décès/exposition

Les étapes pour l'exécution du test sont les suivants :

5.1.La formulation de l'hypothèse nulle : H0

 $\mathbf{H_o}=$ la distribution observée n'est pas significativement différente de la distribution théorique

Exemple: $H_0 = II$ n'existe pas de relation entre le traitement et le résultat produit

5.2. La vérification du choix du test :

Il s'agit de comparer deux variables qualitatives ou deux caractères qualitatifs:

Exemple: on compare le traitement « A ou B » au résultat produit « échec ou succès »

5.3.La construction du tableau de contingence: 2X2 ou à 4 cases

Exposition/Maladie	Malade	Non malade	Total
Exposé	01	\mathbf{o}_2	$\mathbf{L_1}$
	$\mathbf{c_1}$	$\mathbf{c_2}$	
Non exposé	03	04	$\mathbf{L_0}$
	c ₃	c ₄	
Total	C ₁	C ₀	N

Exemple : comparaison traitement/traitement B selon le résultat produit (succès ou échec) :

	Succès		Echec		Total
Traitement A	C1	43 (40)	C2	11(14)	54
Traitement B	C3	31 (34)	C4	15 (12)	46
Total	7	74		26	100

5.4.Le choix du seuil de signification :

On choisira le risque d'erreur α , la probabilité de commettre une erreur de 1^{ère} espace : c'est-à-dire on rejette l'hypothèse nulle et que l'hypothèse nulle est vraie : $\alpha=5\%$

5.5.La détermination de degré de liberté (d.d.l) :

Dans un tableau de contingence à l lignes (l modalités) pour une variable et C colonnes (C modalités pour une variable)

$$d.d.l = (l-1) * (C-1)$$

Dans un tableau de contingence 2X2, c'est-à-dire à quatre cases (chacune des deux variables n'a que deux modalités), le nombre de degré de liberté est égal à 1 d.d.l = (2-1) * (2-1)=1

5.6.La vérification des conditions d'application du test statistique :

On considère que l'approximation par la loi du Khi-deux est satisfaisante si le nombre de sujets nécessaire est important $(N \ge 30)$ et si tous les effectifs théoriques ou calculés sont supérieurs ou égaux à 5 $(C_x \ge 5)$.

 C_x =total de colonnes de la case correspondante X total de lignes de la case correspondante/total des effectifs

Exemple: test traitement/résultat produit : N=100>30 et tous les effectifs calculés « C_{x »}>5

- $c_1 = 74x54/100 = 40$
- $c_2=26x54/100=14$
- $c_3 = 74x46/100 = 34$
- $c_4=26x46/100=12$

5.7.L'exécution du test (Calcul du khi-deux) :

C'est le calcule pour chacune des cases du tableau de contingence l'écart quadratique. (O-C)²/C

$$\mathbf{X}^{2} = \sum (\mathbf{O} \cdot \mathbf{C})^{2} / \mathbf{C}$$

$$\mathbf{Z}^{2} = \sum_{i=1}^{k} \frac{(\mathcal{O}_{i} - \mathcal{T}_{i})^{2}}{\mathcal{T}_{i}}$$

- O=effectif de la classe=effectif observé de la case
- C= effectif théorique ou calculé

Exemple: $X^2 = (43-40)^2/40 + (31-34)^2/34 + (11-14)^2/14 + (15-12)^2/12 = 1,93$

5.8.La règle de décision et le sens de la liaison:

On compare le X^2 calculé au X^2 de la table au d.d.l=1 et au seuil de signification $\alpha=5\%$ $\rightarrow X^2$ table=3,87 (voir la table du X^2 en annexe)

- Si X^2 calculé $\geq X^2$ table \rightarrow Ho rejeté \rightarrow la différence est significative « DS »
- Si X^2 calculé $< X^2$ table \rightarrow H0 retenu \rightarrow la différence est non significative « DNS »

Exemple: X^2 calculé=1,93 < X^2 table=3,87 \rightarrow **H0 retenu**

5.9.L'interprétation du résultat et la conclusion :

C'est conclure à la présence ou non d'une relation statistique entre les deux variables qualitatives étudiées : maladie/exposition, décès/exposition, ou succès/ échec

Donc c'est répondre à la question de l'hypothèse déjà posée.

Exemple: Il n'existe pas une relation statistique entre le traitement et le résultat produit.

Pour comparer la répartition observée (O) à la répartition théorique (C) d'un caractère qualitatif à K classes.

- \checkmark on forme X²= \sum (O-C)²/C,
- ✓ on cherche la probabilité correspondante α dans la table de X² pour le nombre de degrés de liberté d.d.l=k-1
- ✓ décision du test : si α>5%, la différence n'est pas significatif Si α≤5%, la différence est significative
- ✓ la méthode n'est valable que si tous les effectifs calculés C≥5

6. ANNEXE: TABLE DU KHI-DEUX (X²)

	Alpha (probabilité)								
d.d.l	0,90	0,50	0,30	0,20	0,10	0,05	0,02	0,01	0,001
1	0,0158	0,455	1,074	1,642	2,706	3,841	5,412	6,635	10,827
2	0,211	1,386	2,408	3,219	4,605	5,991	7,824	9,210	13,815
3	0,584	2,366	3,665	4,642	6,251	7,815	9,837	11,345	16,266
4	1,064	3,357	4,878	5,989	7,779	9,488	11,668	13,277	18,467
5	1,610	4,351	6,064	7,289	9,236	11,070	13,388	15,086	20,515
6	2,204	5,348	7,231	8,558	10,645	12,592	15,033	16,812	22,457
7	2,833	6,346	8,383	9,803	12,017	14,067	16,622	18,475	24,322
8	3,490	7,344	9,524	11,030	13,362	15,507	18,168	20,090	27,877
9	4,168	8,343	10,656	12,242	14,684	16,919	19,679	21,666	27,877
10	4,865	9,342	11,781	13,442	15,987	18,307	21,161	23,309	29,588
11	5,578	10,341	12,899	14,631	17,275	19,675	22,618	24,725	31,264
12	6,304	11,340	14,011	15,812	18,549	21,026	24,054	26,217	32,909
13	7,042	12,340	15,119	16,985	19,812	22,362	25,472	27,688	34,528
14	7,790	13,339	16,222	18,151	21,064	23,685	26,873	29,141	36,123
15	8,547	14,339	17,322	19,311	22,307	24,996	28,259	30,578	37,697
16	9,312	15,338	18,418	20,465	23,542	26,296	29,633	32,000	39,252

d.d.l = (nombre de lignes - 1) * (nombres de colonnes - 1)

7. REFERENCES

- [1] D.Schwartz Méthodes Statistiques à l'usage des médecins et des biologistes-3^{ème} éditions 1963-1992.
- [2] A.D.Bezzaoucha-épidémiologie et biostatistique à l'usage des étudiants en sciences médicales
- [3] Ramousse R, Le Berre M. & Le Guelte -Introduction aux statistiques 1996
- [4] J.Bouyer- Méthodologie Statistique-année universitaire 2002-2003.
- [5] B.Azouzi- L'outil statistique en expérimentation/ (chapitre : Comment tester et analyser vos données)/Inférence statistique- Edition 09-2006 /
- [6] Pr. M.F.Mesli, M.Farouk, A.E.Mokhtari-cours de Biostatistique/Description et Analyse des données en médecine et en biologie-CEBIO-13^{ème} édition Mai 2006



LES MESURES D'ASSOCIATION EPIDEMILOLOGIQUE

g. BRAHIMI CHU de Béni Messon 18/10/2021

OBJECTIFS DU COURS

- O Assimiler le concept de risque.
- Assimiler le concept de cote
- O Déterminer et interpréter les mesures d'association épidémiologique :
- -Risque relatif
- -Odds ratio
- -Différence de risque
- -Fraction étiologique du risque dans le groupe exposé
- Déterminer les intervalles de confiance des mesures d'association épidémiologique

1. GENERALITES

- 1.1 Tableau 2×2
- Quel que soit le type d'étude étiologique, l'analyse statistique et épidémiologie des données recueillies utiliseront le même tableau de travail où est contenue l'information sur l'exposition et la maladie.
- Dans sa plus simple expression, c'est un tableau de contingence 2×2, la variable « maladie » a deux modalités (malade et non malade) et la variable « exposition » a deux modalités (exposé et non exposé).
- Les notations utilisées pour ce tableau de contingence sont au tableau 01.

O Tableau 1 tableau de contingence 2×2 Notations utilisées pour les effectifs des cases.

	Malade	es Non malades	Total
Exposés	a	b	a+b
non	С	d	c+d
exposés			
Total	a +c	b+d	N
	*N = a	+ b + c + d	

- Le tableau de travail est donc toujours le même quelle que soit la structure d'étude. C'est uniquement la présentation des résultats qui diffère selon le type d'étude.
- O Dans une étude cohorte, on fait ressortir le taux d'incidence chez les exposés d'une part et chez les non exposés d'autre part.
- O Dans une étude cas-témoins, on fait ressortir les pourcentages d'exposition chez les cas d'une part et chez les témoins d'autre part.

Définitions - CONCEPT DE RISQUE

- Le mot risque est interprété généralement comme « l'expression du danger de subir un dommage ou un préjudice ».
- Plus concrètement, le risque est défini comme « la probabilité de survenue d'un événement » comme cela a été propos du taux d'incidence et de prévalence.
- O D'ailleurs, les termes risquent et taux peuvent être utilisés de façon interchangeable. On peut alors parler dans ces conditions de risque absolu.
- Cette expression du risque, malgré l'information riche qu'elle véhicule, n'est pas la seule expression du risque que l'on peut calculer à l'occasion d'une étude épidémiologique étiologique.

Tableau, 2. Taux d'incidence du cancer du col en fonction de la durée d'utilisation de contraceptifs oraux.

Durée d'utilisation (années)	Personnes à risque	Cas de cancer	Taux d'incidence (p.100000)
Nulle 1	19000 25500	6	32
1 - 3	31000	16 30	63 97
4 +	20200	35	173
Toutes utilisatrices	76700	81	106
Ensemble des cohortes	95700	87	91

$$x^2 = 24,79$$
; p < 0,000017 (dl = 3)

Le risque absolu en l'absence d'utilisation des contraceptifs est donc de 32 pour 100000. L'utilisation de contraceptifs (quel que soit le niveau) augmente ce risque à 106 pour 100000.

Non corrigé: 2.14 0.1434842 2.14 de Mantel-Haenszel: 0.1434887 corrigé de Yates: 1.56 0.2122607

F2 plus de strates; (Entrée) Ok; F10 Quitter.

F6-Ouvre Fic. F1-Aide F2-Strate F5-Impr. F10-Quitte

Définitions - CONCEPT DE COTE

- La cote d'un événement (Disease Odds = DO) est un concept différent de celui de risque de survenue de cet événement.
- La cote est le rapport entre le risque de survenue d'un événement et celui de la survenue d'un autre événement, en général opposé au premier. Les deux événements concernent le même groupe de sujets.
- O Ainsi, la cote de développer une maladie s'exprime ainsi :
- o D0 = taux / (1 taux)
- Pour le groupe des sujets exposés (en utilisant les notations du tableau 1), la cote de développer la maladie est :
- 0 D0 = [a/(a+b)]/[b/(a+b)] = a/b
- ✓ De même, la cote de développer la maladie pour le groupe des non exposés est : DO = c/d

- O Soit un groupe initial de sujets qui après examen de sang ont été départagés en deux groupes. Le premier groupe était composé de sujets ayant une hypercholestérolémie. Le deuxième groupe comprenait les sujets normaux (sans hypercholestérolémie).
- A l'état subséquent, à l'issue d'une période de suivi, la cible de l'étude était l'artériosclérose coronarienne (maladie). Les résultats de l'étude sont consignés au tableau.3.

Tableau 3 Etude cohorte étudiant la relation entre la cholestérolémie et la maladie coronarienne.

	malades	sains	Total
Hypercholestérolém	56	444	500
iques	90	1410	1500
Normaux			
Total	146	1854	2000

- $o X^2 = 14,98$; p<0,001
- ✓ Le taux d'incidence cumulative de la maladie chez les sujets hypercholestérolémiques est : 56/500 = 11,2 pour 100
- O La cote de développer la maladie dans ce même groupe est :
- *o* 56/444 = 0,126 ou 12,6 pour 100
- ✓ Le taux d'incidence cumulative de la maladie chez les sujets normaux est : 90/1500 = 6,0 pour 100
- o Le cote de développer la maladie chez les sujets normaux est : 90/1410 = 0,064 ou 6,4 pour 100
- La cote constitue une bonne approximation du taux correspondant calculé à partir des mêmes données lorsque la maladie est rare. Les deux quantités sont sensiblement différentes si la maladie est fréquente (taux supérieur à 20 pour 100).

MESURES

DANS
UNE ETUDE
COHORTE

2. – MESURE D'ASSOCIATION
EPIDEMIOLOGIQUE
MESURANT L'EXCES DE
RISQUE
DU A UN FACTEUR.

Risque relatif

- Le risque relatif est une mesure d'association très utilisée pour étudier la relation entre un facteur de risque et une maladie dans une étude cohorte.
- Le risque relatif pour un facteur, notée RR, est le rapport de deux risques absolus, rapport de risque absolu en présence du facteur et du risque absolu en l'absence de ce facteur.
- L'expression du risque relatif d'après les notations du tableau 1 est :
- o RR = [a/(a+b)]/[c/(c+d)]
- Le risque relatif, pour une étude cohorte, peut être défini comme le rapport de deux taux d'incidence.

Les enquêtes de Cohorte

- beti	mati	OB
	mai	IOIL
		•

Exposition	Malades	Non malades	Total	Risque (ma	ladie)
Oui =Exposé	а	b	a+b	a/a+b	R _{E+}
Non =Témoin	С	d	c+d	c/c+d	R _{E-}
Total	a+c	b+d	a+b+c+d		

Risque Relatif $(R_{E+}/R_{E-}) = a(c+d)/c(a+b)$

- \circ RR = (56/500)/(90/1500) = 1,9
- Autrement dit, les sujets présentant une hypercholestérolémie ont un risque près de deux fois plus élevé de développer une maladie coronarienne que les sujets normaux.
- Il est utile de signaler que le facteur de risque étudié ici est la cholestérolémie et non pas l'hypercholestérolémie qui est seulement une modalité de la variable (ou du facteur).
- O Lorsque la variable d'exposition est à plusieurs niveaux, il est possible bien évidemment de calculer un risque relatif pour chaque niveau d'exposition en prenant pour groupe de référence celui constitué par les sujets non exposés (ou moins exposés).
- O Reprenons les données du tableau. 2. Le groupe de référence ou de base est constitué par les femmes qui n'ont pas utilisé de contraceptifs. Ce groupe a un risque relatif égal à 1 puisqu'il est comparé à lui-même.

- Le risque relatif pour les femmes ayant consommé des contraceptifs pendant au moins 4 années rapport au groupe de base est :
- RR = 173 pour 100000/32 pour 100000 = 54
- Ainsi, les femmes qui ont utilisé des contraceptifs pendant une longue durée ont un risque 5,4 fois plus élevé de développer un cancer du col par rapport à celles qui n'en ont pas utilisé.

Tableau.4 Mesures d'association entre l'utilisation de contraceptifs et le cancer du col.

Durée d'utilisation (années)	Cas de cancer	Absence de cancer	Total	р	RR et IC à95%
Nulle	6	18994	19000		1
1	16	25484	25500	0,14	1,99 [0,78 -5,08]
1 - 3	30	30970	31000	0,008	3,06 , [1,28-7,36]
4 +	35	20165	20200	0,000014	5,49 , [2,31 – 13,04]
Total	87	95613	95700		

^{*}la catégorie « nulle » est le référentiel

Le risque relatif permet de mesurer l'intensité de la relation entre le facteur de risque étudié et la maladie.

L'intensité de cette relation est d'ailleurs un des critères qui autorisent à envisager la causalité d'une liaison entre deux variables.

En effet, plus le risque relatif est élevé, plus la liaison entre le facteur et la maladie a des chances d'être causale.

- On dit aussi que le risque relatif mesure « la force étiologique du facteur ».
- Oll est important de signaler que le risque relatif peut être inférieur à 1 lorsque le facteur étudié exerce un effet protecteur. Le facteur en question peut être, par exemple, un vaccin. Dans ce cas, le taux de la maladie dans le groupe vacciné qui est assimilé au groupe exposé est inférieur (ce qui est souhaitable du moins) à celui du groupe non vacciné (assimilé au groupe non exposé).
- Le risque relatif est alors inférieur à 1. Ajoutons seulement, pour cet exemple, qu'il est possible de considérer le groupe des vaccinés comme celui des non exposés, le risque relatif est alors supérieur à 1.

o Interprétation d'un risque relatif:

- Si RR = 1 (la valeur 1 est comprise entre les bornes de IC 95% supérieur à 1), cela signifie que l'on n'a pas détecté d'excès de risque dans le groupe exposé.
- Il n'y a pas de relation démontrée entre la maladie et l'exposition au facteur étudié.
- ☐ Si **RR est significativement supérieur à 1** (borne inférieure de l'IC95%), cela signifie qu'il existe un excès de risque dans le groupe exposé;
- ➤ Il y a donc une relation entre l'exposition au facteur étudié et la survenue de la maladie.
- -Le facteur peut être considéré comme un facteur de risque.
- -En concluant en affirmant que si un sujet est exposé le risque de contraster la maladie est RR fois supérieur que s'il n'était pas exposé.

❖ Si **RR est significativement inférieur à 1** (borne supérieure de l'IC95% < 1), cela signifie qu'il existe un risque moindre de contraster la maladie s' il y exposition au facteur.

Ce facteur peut être considéré comme un facteur protecteur . Un RR égale à 0,1 pour un **facteur protecteur** est l'équivalent d'un RR égale à 10 pour un facteur de risque .

Interprétation d'un risque relatif

IC 95% RR< 1 **Facteur** protecteur RR=1Absence de risque RR > 1Facteur de risque

L'intérêt du calcul de RR et de son IC est de donner la force, Le sens, et le degré de signification de l'association, alors que le test de X² ne donne que le degré de signification de l'association.

Différence de risque attribuable :

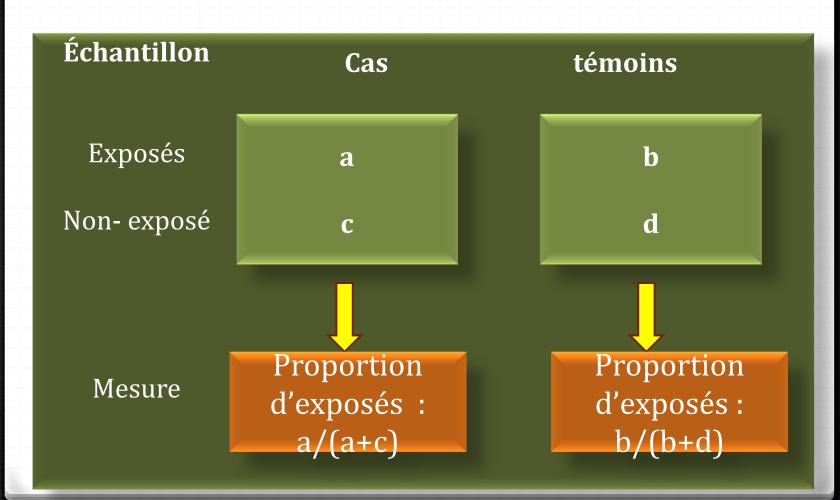
- La différence de risque (DR) est tout simplement la différence de deux taux :
- Le taux observé dans le groupe exposé
- Le taux observé dans le groupe non exposé
- O En d'autres termes, c'est la différence entre deux risques absolus.
- En prenant les notations du tableau 1, la différence de risque a pour expression : DR = [a/(a+b)] [(c/(c+d))]
- Appliquée aux données du tableau 10.3, la formule donne pour la période considérée : DR = 56/500 90/1500 = 0,112 -0,060 = 0,052 = 5,2 pour 100

MESURE DANS UNE ETUDE CAS-TEMOIN: ODDS RATIO

MESURES DANS UNE ENQUETE CAS-TEMOINS

- Dans une enquête cas-témoin, on mesure la proportion des cas et des témoins qui ont été antérieurement exposés à chaque facteur étudié, et non le risque de survenue du problème de santé chez les personnes exposées, et non exposées.
- On ne peut donc pas calculer de risque relatif, comme dans une enquête de cohorte.

En revanche, une autre mesure d'association entre le facteur et le problème de santé peut être utilisée; elle repose sur la "cote" C, rapport du nombre des personnes exposées aux personnes non-exposées: c'est l'Odds Ratio (OR) ou "rapport des cotes".



 L'odds ratio dans une enquête cas-témoins est le rapport de la cote d'exposition chez les cas sur la cote d'exposition chez les témoins

$$OR = \frac{a/c}{b/d}$$

- L'OR est un nombre sans unité compris entre 0 et l'infini. Un Odds ratio "nul" a pour valeur 1.
- Plus l'OR est éloigné de 1 (supérieur ou inférieur), plus l'association entre la survenue de la maladie et la présence du facteur étudié est forte.

L'intervalle de confiance de l'OR

 Par définition, les cas et les témoins sont issus d'une population. L'OR est donc une variable aléatoire qui subit des fluctuations d'échantillonnage. On calcul donc un intervalle de confiance à 95% de l'OR (IC 95%).

Interprétation d'un Odds Ratio

- On démontre que lorsque la prévalence de la maladie dans la population d'origine est faible, l'odds ratio calculé dans une étude cas-témoins est un estimateur du risque relatif qui aurait pu être calculé si l'étude avait été construite comme une enquête de cohorte.
- O Un rapport de cote peut être donc assimilé à un risque relatif sous condition d'une prévalence faible de la maladie (inférieur à 10%). Son interprétation est donc similaire à celle d'un risque relatif

Si l'OR=1 (la valeur 1 est comprise entre les bornes de l'IC 95%), cela signifie que l'on n'a pas détecté une différence d'exposition entre cas et témoins.

Il n'y a pas de relation démontré entre la maladie et l'exposition au facteur étudié.

- Si l'OR est significativement supérieur à 1 (borne inférieur de l'IC 95% > 1) cela signifie que la fréquence d'exposition est supérieure chez les cas que chez les témoins.
 - ∅ il y'a donc une relation entre l'exposition au facteur étudié et la survenue de la maladie.

Le facteur peut être considéré comme un facteur de risque.

On conclut en affirmant que si le sujet est exposé, le risque de contracter la maladie est multiplié par la valeur de l'OR.

- Si l'OR est significativement inférieur à 1 (borne supérieur de l'IC 95% < 1), cela signifie que la fréquence d'exposition est plus faible chez les cas que chez les témoins.
- Ce facteur peut être considéré comme un facteur protecteur.
 - Un OR égal à 0.1 pour un facteur protecteur est
 l'équivalent d'un OR égal à 10 pour un facteur de risque.

L'intérêt du calcul de l'OR est de donner *la force*, *le sens*, *et le degré de signification* de l'association, alors que le test de X² ne donne que le degré de signification de l'association.

- O Dans une étude cas-témoins, ni le taux de la maladie ni la cote de développer la maladie ne peuvent évidemment être déterminés.
- Mais il est possible de calculer la cote d'être exposé (exposure Odds, EO) chez les cas d'une part et chez les témoins d'autre part.
- En reprenant les natations du tableau 10.1 et en sachant que c'est maintenant la variable maladie qui sert de base aux comparaisons, la cote d'être exposé chez les cas est :
- o EO = a/c

la même expression: l'odds ratio.

De même, la cote d'être exposé chez les témoins est :
 EO = b/d

On en déduits le rapport des cotes d'exposition :

(a/c)/(b/d) = ad/bc = 0R
 Ainsi, le rapport des cotes de maladie dans une étude cohorte et le rapport des cotes d'exposition dans une étude cas-témoins ont

O Une étude cas-témoins a été réalisée en vue de déterminer les facteurs de risque de l'infection urinaire nosocomiale symptomatique. Les résultats sont consignés au tableau.5.

Tableau 5 Résultats d'une étude cas-témoins visant à étudier la relation entre le sondage vésical et l'infection urinaire.

_
,,

	Infectés	Non infectés	Total
Sondés	58	57	115
non	23	105	128
sondés			
Total	81	162	243

$$o X^2 = 28,73$$
; p < 0.001

- O L'odds ratio pour les données d'un tel tableau est :
- \circ OR = (58*105)/(23*57) = 4,6
- Ainsi, les malades sondés courent un risque 4,6 fois plus grand de développer une infection urinaire nosocomiale que les malades non sondés.

MESURES DANS UNE ETUDE TRANSVERSALE

Tableau 6 Prévalence de l'infection par le virus de l'hépatite B en fonction du contact avec le sang

	Infectés	Non infectés	Total
Contact	64	200	264
fréquent	160	1078	1238
Contact rare			
Total	224	1278	1502

$$X^2 = 21,97$$
; p < 0,001

Le tableau 6 est bien sur un tableau de travail. Dans un rapport ou dans un article scientifique, on aurait fait ressortir les taux de prévalence comme au tableau 7

Tableau.7 Prévalence de l'infection virale en fonction du contact avec le sang (tableau de présentation correspondant aux données

du tableau.6).

	Enquêté	Infecté	Prévalen
	S	S	ce
			(pour 100)
			100)
Contact	264	64	24,2
fréquent	1238	160	12,9
Contact rare			

- Le rapport des prévalences ou risque relatif est donc :
- \circ RR = (64/264)/(160/1238) = 24,5/12,9
- Le rapport des cotes de prévalence ou odds ratio est donc :
- \circ OR = (64*1078)/(160*200) = 2,2

MESURES D'ASSOCIATION EPIDEMIOLOGIQUE MESURANT LA CONTRIBUTION D'UN FACTEUR

CONCEPT DE CONTRIBUTION

- Le risque relatif renseigne donc sur la force de l'association entre un facteur de risque et une maladie. La contribution d'un facteur de risque va mesurer la proportion de cas de maladie qui peut être attribuée à ce facteur et qui pourrait donc être évitée. Ainsi, la contribution du facteur est estimée en termes de santé publique.
- C'est la fraction étiologique du risque (FER) qui traduit la contribution d'un facteur de risque.
- OSi le facteur a un effet protecteur (vaccin) on parle de fraction préventive qui exprime la proportion de cas de maladie évitée par l'exposition au facteur (vaccination) dans un groupe de sujets. La fraction étiologique peut être calculée aussi bien pour le groupe exposé au facteur que pour l'ensemble de la population (groupe exposé et non exposé réunis).

Expression dans une étude cohorte.

- O Dans une étude cohorte, la fraction étiologique du risque dans le groupe exposé (FERe) a pour expression en reprenant les notations du tableau 1 :
- \circ FERe = [a/(a + b) c/(c + d)]/[a/(a + b)] = (RR 1)/RR
- C'est donc le rapport entre la différence de risqué et le risqué dans le groupe des sujets exposés.
- Le calcul de la fraction pour les données du tableau 10.3 donne :
- FERe = (56/500 90/1500) / (56/500) = 0,464 = 46,4 %
- Ainsi, plus de 46 % des cas d'artériosclérose coronarienne survenant chez les hypercholestérolémiques sont dus au facteur de risque qu'est la cholestérolémie. Ces 46 % de maladie seraient ainsi évités si ces sujets n'avaient pas d'hypercholestérolémie

Expression dans une étude castémoins

- Puisque l'odds ratio est une estimation acceptable du risque relatif la fraction étiologique du risque dans le groupe exposé a pour expression :
- \circ FERe = (OR 1) / OR
- FERe pour les données du tableau 5 est :
- \circ FERe = (4.6 1)/4.6 = 0.783 = 78.2 %
- Ainsi, 78,3 % des infections urinaires survenant chez les maladies sondés sont attribuables au sondage. En d'autres termes, 78,3 % des infections urinaires auraient pu être évités dans ce groupe s'ils n'avaient pas été sondés.

OSi le facteur étudié est protecteur, l'odds ratio étant alors inférieur à 1, la fraction préventive dans le groupe exposé a pour expression :

✓ Fraction préventive (exposés) = 1 – OR