

I/ Introduction: On émet une hypothèse H_0 concernant une population et ceci sur la base de résultats expérimentaux, on est alors amené à accepter ou à rejeter l'hypothèse H_0 avec un seuil de signification α "assez petit".

Ex On teste un nouveau médicament sur 100 personnes, on dit qu'il est efficace à un seuil de signification $\alpha = 0,1$ s'il l'est dans $90\% = (1 - \alpha)$ des cas.

α est appelé seuil de signification
 $(1 - \alpha)$ — " — — Confiance

l'hypothèse émise H_0 est appelée hypothèse nulle
on note H_1 l'hypothèse alternative i.e

H_0 vraie i.e H_1 fausse
 H_1 fausse i.e H_0 vraie.

il y a 4 cas possibles

- 1) H_0 est vraie et on a accepté (choisi, validé) H_0
- 2) H_0 est fautive et on a rejeté H_0
- 3) H_0 est vraie et on a rejeté H_0
- 4) H_1 est vraie et on a choisi (accepté, validé) H_0

- Seuls les cas 1 et 2 sont justes
- pour le cas 3/ on dit que l'on a commis une erreur de 1^{ère} espèce α ()
- pour le cas 4/ on dit que l'on a commis une erreur de 2^{ème} espèce β

α est choisi assez petit seuil de signification

$(1-\alpha)$ est appelé seuil de confiance

β est généralement inconnue

$(1-\beta)$ est appelé la puissance du test

on a les tableaux récapitulatifs:

	H_0 vraie	H_0 fautive
H_0 validée	$1-\alpha$	β
H_0 invalidée	α	$1-\beta$
	1	1

	H_0 vraie	H_0 fautive
H_0 validée	Confiance	Erreur de type II
H_0 invalidée	Erreur de type I	puissance

II / Catégories de tests

• Un test est dit d'ajustement si

$$\begin{cases} H_0 = F(x) = F_0(x) \\ H_1 = F(x) \neq F_0(x) \end{cases}$$

où $F(x)$ est la fonction de répartition de la variable échantillonnée (expérimentale) et $F_0(x)$ est la F.d.r. d'une V.A connue.

• Un test est dit d'hypothèse simple si on veut choisir entre deux valeurs d'un paramètre θ (θ_0 ou θ_1).

$$\begin{cases} H_0 : \theta = \theta_0 \\ H_1 : \theta = \theta_1 \end{cases}$$

• Un test est dit d'hypothèse multiples si :

a) $\begin{cases} H_0 : \theta = \theta_0 \\ H_1 : \theta > \theta_0 \end{cases}$ test unilatéral à droite (test de supériorité).

b) $\begin{cases} H_0 : \theta = \theta_0 \\ H_1 : \theta < \theta_0 \end{cases}$ test unilatéral à gauche (test d'infériorité).

c) $\begin{cases} H_0 : \theta = \theta_0 \\ H_1 : \theta \neq \theta_0 \end{cases}$ test bilatéral.

• Un test est dit d'homogénéité si $\begin{cases} H_0 : \theta_0 = \theta_1 \\ H_1 : \theta_0 \neq \theta_1 \end{cases}$

où θ_0 et θ_1 sont deux valeurs d'un même paramètre dans deux populations différentes.

• Test d'ajustement χ^2 (khi deux, khi au carré).

Soit un échantillon aléatoire de taille N extrait d'une population et divisé en k classes d'effectifs particuliers: n_1, n_2, \dots, n_k

et de fréquences (probabilités) f_1, f_2, \dots, f_k théoriques

il s'agit de tester si la v.a. échantillonnée suit une loi connue (exp, uniforme, gaussienne, ...).

$$\begin{cases} H_0: F(x) = F_0(x) \\ H_1: F(x) \neq F_0(x) \end{cases}$$

pour cela on utilise le test du χ^2 si $Np_i > 5$ (sinon on regroupe)

• On calcule la quantité: $\sum_{i=1}^k \frac{(n_i - Np_i)^2}{Np_i} = \chi^2$.

• on choisit un seuil de signification α (assez petit).

• On cherche le degré de liberté (généralement d.d.l = $k-1$ car

$$n_1 + n_2 + \dots + n_k = N)$$

• si $\chi^2 \geq \chi_{k-1}^2(\alpha)$ de la table du χ^2 .

• si $\chi^2 < \chi_{k-1}^2(\alpha)$ nous sommes dans le cas $P(\chi^2 < \chi_{k-1}^2(\alpha)) = 1 - \alpha$

on accepte l'hypothèse H_0 . donc F_0 représente valablement X

sinon $\chi^2 \geq \chi_{k-1}^2(\alpha)$ on rejette H_0 et dans ce cas F_0 ne représente pas valablement X expérimentale.

Exemple:

On a croisé deux races de plantes, différant par deux caractères A et B. La première génération est homogène; la seconde génération fait apparaître 4 types de plantes, dont le phénotype est noté AB, Ab, aB, ab.

Si les caractères se transmettent selon les lois de Mendel, les proportions (fréquences) des 4 phénotypes sont: $9/16, 3/16, 3/16, 1/16$.

Dans un échantillon de 160 plantes nous avons:

AB	Ab	aB	ab
100	18	24	18

Cette répartition est-elle conforme aux lois de Mendel au seuil de signification $\alpha = 5\%$? Utiliser le χ^2 .

Sol: H_0 : "la répartition est conforme aux lois de Mendel"

Phénotypes:	AB	Ab	aB	ab	
proportion théorique p_i	$9/16$	$3/16$	$3/16$	$1/16$	1
Effectif calculé $N \cdot p_i$	90	30	30	10	160
Effectif observé n_i	100	18	24	18	160

$N p_i > 5$

$$\chi^2 = \sum \frac{(n_i - N p_i)^2}{N p_i} = \frac{10^2}{90} + \frac{(-12)^2}{30} + \frac{(-6)^2}{30} + \frac{8^2}{10} = 13,51$$

$$ddl = k - 1, \alpha = 0,05 \\ = 3$$

table du χ^2

$\nu = ddl$ / α	0,5	0,1	0,05
2	1,386	4,61	5,99
3	2,366	6,25	7,81
4	3,357	7,78	9,49
5	4,251	9,24	11,07

$$\Rightarrow \chi^2_{3(0,05)} = 7,81$$

$$\text{d'où } \chi^2 > \chi^2_{3(0,05)}$$

l'hypothèse d'ajustement doit être rejetée.

Notre échantillon n'est pas conforme aux lois de Mendel au seuil de $\alpha = 0,05$.

Exemple 2:

Une machine fabrique des pièces en grand nombre on effectue un contrôle en prelevant 100 échantillons aléatoires de 30 pièces. Chacun on obtient le tableau.

Nbre de pièces défectueuses / échantillon : x_i	0	1	2	3	4	5	6	7	
Nombre de lots Correspondant n_i	4	15	24	23	17	9	6	2	$\Rightarrow N = 100$

1/ Calculer \bar{X} et $\text{Var}(X)$?

2/ Peut-on ajuster cette répartition par une loi binomiale?
avec un seuil de signification $\alpha = 0,05$

Solution:

$$1/ \bar{X} = \sum f_i x_i = \sum \frac{n_i}{100} x_i = \frac{4}{100} \cdot 0 + \frac{15}{100} \cdot 1 + \dots + \frac{2}{100} \cdot 7 = 2,95.$$
$$\text{Var}(X) = \sum f_i x_i^2 - \bar{X}^2 = \sum \frac{n_i}{100} x_i^2 - \bar{X}^2 = \frac{4}{100} \cdot 0^2 + \frac{15}{100} \cdot 1^2 + \dots + \frac{2}{100} \cdot 7^2 - (2,95)^2$$
$$= 2,59.$$

$$\sigma_X = \sqrt{2,59} = 1,6$$

2/ Trouver les paramètres de la loi binomiale: $B(n, p)$.

$$n = 30. \quad p? \quad \text{on prend } p = \frac{\bar{X}}{30} = \frac{2,95}{30} \approx \frac{3}{30} = 0,1. \quad B(30, 0,1).$$

$$\text{pour } k = 0, 30 \quad P(X = k) = C_{30}^k p^k (1-p)^{30-k} = P_k$$

On obtient alors le tableau:

x_i	n_i	p_i	$100p_i = Np_i$	$n_i - Np_i$
0	4	0,0424	4,24	-0,24
1	15	0,1413	14,13	0,87
2	24	0,2277	22,77	1,23
3	23	0,2361	23,61	-0,61
4	17	0,1771	17,71	-0,71
5	9	0,1023	10,23	-1,23
6	6	0,074	7,4	1,26
7	2	0,018	1,8	0,2

Pour pouvoir appliquer le test du χ^2 il est nécessaire d'avoir $Np_i > 5$

On obtient le nouveau tableau:

x_i	n_i	Np_i	$(n_i - Np_i)^2$
0; 1	19	18,37	0,3969
2	24	22,77	1,5129
3	23	23,61	0,3721
4	17	17,71	0,5041
5	9	10,23	1,5129
6; 7	8	6,54	2,1316

$$\chi^2 = \sum \frac{(n_i - Np_i)^2}{Np_i} = 0,606$$

il y'a $k-2$ degré de liberté = $6-2 = 4$

$$\chi_{4, (0,05)}^2 = 9,49$$

$\Rightarrow \chi^2 < \chi_{4, (0,05)}^2$ on accepte H_0

Exemple 3:

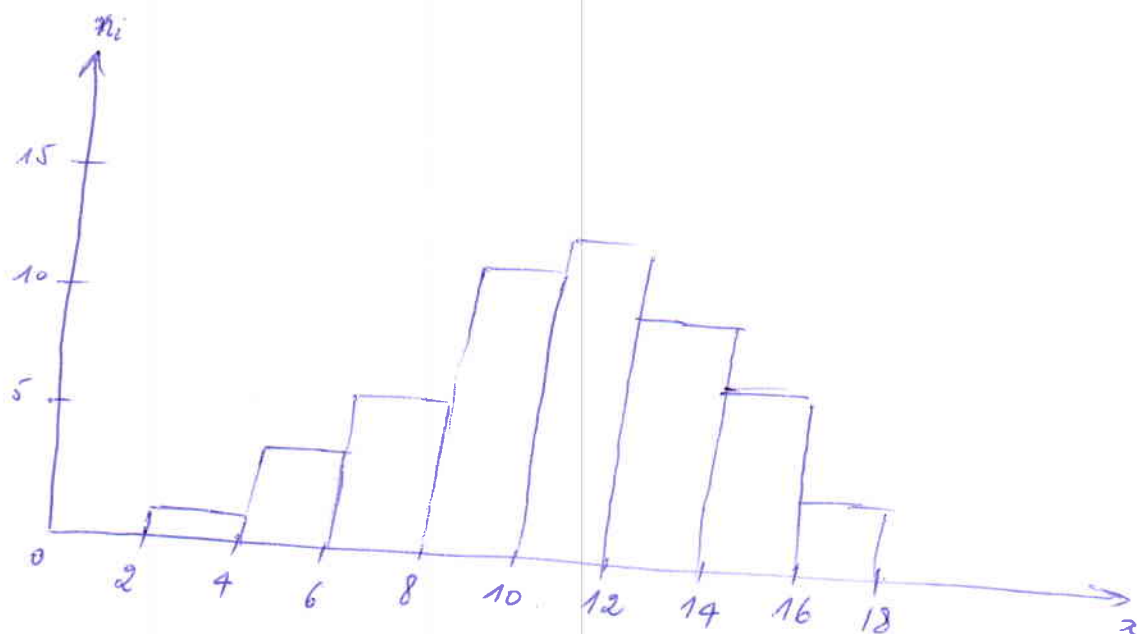
Les notes de mathématiques d'un groupe d'étudiants lors d'un examen sont réparties selon le tableau:

Notes: x	$2 \leq x < 4$	$4 \leq x < 6$	$6 \leq x < 8$	$8 \leq x < 10$	$10 \leq x \leq 12$
	\vdots	\vdots	\vdots	\vdots	
Nombres d'étudiants: n_i	2	5	8	14	16
Notes	$12 \leq x < 14$	$14 \leq x < 16$	$16 \leq x < 18$		
n_i	12	9	4		($N=70$)

- 1- Par quelle loi de probabilité on peut procéder à un ajustement de la distribution empirique proposée.
 - 2- Vérifier l'ajustement par un test du χ^2 à un seuil de signification $\alpha = 0,05$.
-

Solutions

11 Si l'on trace l'histogramme des effectifs partiels on a :



La forme de l'histogramme des fréquences permet d'affirmer qu'on peut proposer un ajustement par une loi normale.

Les paramètres m, σ de la loi normale sont estimés par :

$$\bar{X} \text{ et } \sigma$$
$$\bar{X} = \sum f_i x_i = \sum \frac{n_i}{N} \cdot x_i = 10,69.$$

$$\sigma^2 = \sum f_i x_i^2 - \bar{X}^2 = \sum \frac{n_i}{N} x_i^2 - \bar{X}^2 = 11,9.$$

$$\sigma = 3,45.$$

donc X peut être ajustée par une loi normale de d.d.p

$$f(x) = \frac{1}{3,45 \sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x-10,69)^2}{2 \cdot 11,9}}.$$

H_0 : X suit une loi normale $N(10,69, 3,45)$

2-

Les probabilités théoriques $P(a \leq x \leq b) = F(b) - F(a) = p_i$ sont calculés à partir de tables.

Notes	Effectif n_i	p_i	$Np_i = T_{p_i}$
$2 \leq x < 4$	2	0,0203	1,421
$4 \leq x < 6$	5	0,0607	4,249
$6 \leq x < 8$	8	0,1337	9,359
$8 \leq x < 10$	14	0,2001	14,007
$10 \leq x < 12$	16	0,2273	15,911
$12 \leq x < 14$	12	0,1835	12,845
$14 \leq x < 16$	9	0,1067	7,49
$16 \leq x < 18$	7	0,0448	3,136

La condition pour appliquer le χ^2 est $Np_i \geq 5$

Notes	n_i	p_i	Np_i
$2 \leq x < 6$	7	0,081	5,67
$6 \leq x < 8$	8	0,1337	9,359
$8 \leq x < 10$	14	0,2001	14,007
$10 \leq x < 12$	16	0,2273	15,911
$12 \leq x < 14$	22	0,1835	12,845
$14 \leq x < 18$	13	0,1515	10,605

$$\chi^2 = \sum \frac{(n_i - Np_i)^2}{Np_i} = 1,1062$$

$$\text{d.d.l. : } \chi = 6 - 1 - 2 = 3$$

$$1 \rightsquigarrow \sum n_i = N$$

$$2 \rightsquigarrow m = \bar{x} = \frac{\sum n_i x_i}{N}$$

$$3 \rightsquigarrow \sigma^2 = \frac{\sum n_i x_i^2}{N} - \bar{x}^2$$

$$\alpha = 0,05 \rightsquigarrow \text{ddl} = 3$$

$$\chi_3^2(0,05) = 7,81$$

table

$$\chi^2 = 1,1062 < \chi_3^2(0,05) = 7,81$$

on accepte H_0 .

Exemple 4:

Les résultats des épreuves d'un examen à l'échelle nationale sont: 60% de reçus; 25% admissibles (admis à l'oral) et 15% éliminés.

Un établissement présente 160 élèves et obtient 75 reçus, 53 admissibles et 32 éliminés.

Y'a-t-il conformité entre ces résultats et ceux valables à l'échelle nationale?

Solution:

H_0 : "Les résultats obtenus sont conformes à ceux valables à l'échelle nationale".

	n_i	P_i	Np_i
Reçus	75	0,6	96
admissibles	53	0,25	40
Éliminés	32	0,15	24
"	160	1	

$$\text{ici ddl} = 3 - 1 = 2$$

$$\chi^2 = \sum \frac{(n_i - Np_i)^2}{Np_i} = 11,484.$$

La table du χ^2 donne $\chi_{2, 0,01}^2 = 9,21$, $\chi_{2, 0,001}^2 = 13,82$.

au seuil de signification $\alpha = 0,01$ H_0 rejeté

au seuil de signification $\alpha = 0,001$ H_0 accepté.