

## Rappels

- · Hypothèse nulle  $\mathcal{H}_0$ , c'est l'hypothèse du *statu* quo
- · Hypothèse alternative  $\mathcal{H}_1$ , c'est la situation intéressante ! (signal)
- ·  $\alpha$  : risque de première espèce, rejeter  $\mathcal{H}_0$  lorsqu'elle est vraie ("erreur de détection")
- $\beta$  : risque de deuxième espèce, ne pas rejeter  $\mathcal{H}_0$  alors que  $\mathcal{H}_1$  est vraie ("rater un signal")
- Puissance :  $1 \beta$

Décision / Verité	Non rejet de $\mathcal{H}_0$	Rejet $\mathcal{H}_0$
$\mathcal{H}_0$	Confiance	Erreur de 1ère esp.
$\mathcal{H}_1$	Erreur de 2ème esp.	Puissance

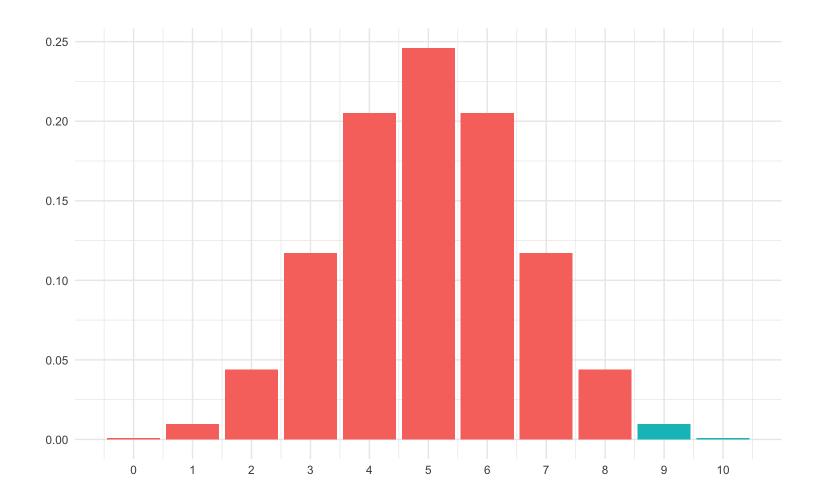
# Expérience de Chastaing (1958)





Keewee ou Koowoo?

## Les résultats



# Rappel 1 : variable aléatoire du $\chi^2$

Une variable suivant une loi du khi-deux à k degrés de liberté ( $\chi^2(k)$ ) est la somme des carrés de k variable normales indépendantes :

$$\sum_{i=1}^k Z_i^2 \sim \chi^2(k)$$

#### Remarques:

- parfois on note une telle variable  $X^2$
- en pratique, ces "carrés" sont souvent des "variances"

## Rappel 2 : variable aléatoire de Student

Une variable obtenue en divisant un variable normale par la racine carrée d'une variable du khi-deux (indépendante de la première) elle-même normalisée par son dégré de liberté d suit une loi de Student à d degrés de liberté :

$$\frac{Z}{\sqrt{\frac{1}{d}X}} \sim T(d)$$

En pratique:

$$\frac{\text{moyenne}}{\frac{1}{\sqrt{\text{taille}}}} \sim T(\text{taille} - 1)$$

## Rappel 3 : variable aléatoire de Fisher

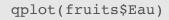
Le ratio de deux variables indépendantes du khi-deux à  $d_1$  et  $d_2$  degrés de liberté est une variable aléatoire de Fisher à  $d_1$  et  $d_2$  degrés de liberté :

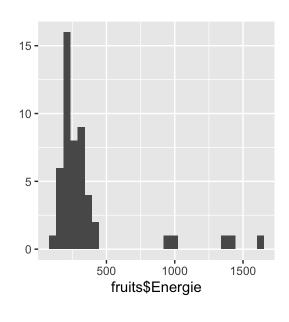
$$\frac{X_1^2}{X_2^2} \sim \mathcal{F}(d_1, d_2)$$

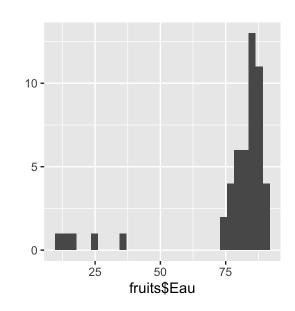
En pratique : des ratios de variance !

# Intermède: Création d'un exemple

qplot(fruits\$Energie)







## Table de contingence

Une table de contingence, ou table de comptage, est un tableau croisé (de comptage) entre deux variables qualitatives ou plus.

On peut aussi calculer les proportions

```
prop.table(tab)
#> eauqual
#> energiequal (0,85] (85,100]
#> (0,250] 0.05882353 0.45098039
#> (250,2e+03] 0.49019608 0.00000000
```

## Profils lignes et profils colonnes

Proportions conditionnellement aux lignes :

Proportions conditionnellement aux colonnes :

```
prop.table(tab, margin = 1)
#> eauqual  #> energiequal  (0,85] (85,100]  #> energiequal  (0,85] (85,100]
#> (0,250]  0.1153846  0.8846154  #> (0,250]  0.1071429  1.0000000
#> (250,2e+03]  1.0000000  0.0000000  #> (250,2e+03]  0.8928571  0.0000000
```

# Comparer des proportions

Avec la fonction prop.test:

Attention, le test des proportions a besoin de données de comptage, pour lui :

```
prop.test(table(energiequal, eauqual))

#>

#> 2-sample test for equality of proportions with continuity correction \frac{2}{4} \neq \frac{50}{100}

#> data: table(energiequal, eauqual)

#> X-squared = 36.788, df = 1, p-value = 1.317e-09

#> alternative hypothesis: two.sided

#> 95 percent confidence interval:

#> -1.0000000 -0.7225806

#> sample estimates:

#> prop 1 prop 2

#> 0.1153846 1.0000000
```

## La fonction prop. test

- · Accepte des tables de contingences,
- · Ou bien deux vecteurs : x pour les "succès", n pour le nombre total,
- · Eventuellement un vecteur de proportions de référence p

Un des exemples de la fonction (cf. ?prop.test):

```
smokers <- c( 83, 90, 129, 70 )
patients <- c( 86, 93, 136, 82 )
prop.test(smokers, patients)
#>
#> 4-sample test for equality of proportions without continuity
#> correction
#>
#> data: smokers out of patients
#> X-squared = 12.6, df = 3, p-value = 0.005585
#> alternative hypothesis: two.sided
#> sample estimates:
#> prop 1 prop 2 prop 3 prop 4
#> 0.9651163 0.9677419 0.9485294 0.8536585
```

## Test du "khi-deux"

Avec la fonction chisq.test:

```
chisq.test(energiequal, eauqual)
#>
#> Pearson's Chi-squared test with Yates' continuity correction
#>
#> data: energiequal and eauqual
#> X-squared = 36.788, df = 1, p-value = 1.317e-09
```

## La fonction chisq.test

- · Accepte deux variables qualitatives,
- · Ou une table de contingence

Un des exemples de la fonction (cf. ?chisq.test):

```
M \leftarrow as.table(rbind(c(762, 327, 468), c(484, 239, 477)))
dimnames(M) <- list(gender = c("F", "M"),</pre>
                    party = c("Democrat", "Independent", "Republican"))
(Xsq <- chisq.test(M)) # Prints test summary</pre>
#>
#> Pearson's Chi-squared test
#>
#> data: M
#> X-squared = 30.07, df = 2, p-value = 2.954e-07
Xsq$expected # expected counts under the null
        party
#> gender Democrat Independent Republican
       F 703.6714 319.6453 533.6834
#>
#>
      M 542.3286 246.3547 411.3166
```

# La statistique du test du $\chi^2$

Elle compare les fréquences observées aux fréquences attendues. Les fréquences attendues sont calculées à partir des fréquences marginales sous hypothèse d'indépendance.

$$X^{2} = \sum \frac{\left(n_{ij} - \frac{n_{i} \cdot n_{\cdot j}}{n}\right)^{2}}{\frac{n_{i} \cdot n_{\cdot j}}{n}},$$

avec  $n_{ij}$  l'effectif observé,  $n_i$ . l'effectif marginal ligne,  $n_{\cdot j}$  l'effectif marginal colonne et n l'effectif total.

Rappel: quand A et B son indépendants,  $P(A \cap B) = P(A)P(B)$ .

#### Test exact de Fisher

Avec la fonction fisher.test:

```
fisher.test(energiequal, eauqual)
#>
#> Fisher's Exact Test for Count Data
#>
#> data: energiequal and eauqual
#> p-value = 1.474e-11
#> alternative hypothesis: true odds ratio is not equal to 1
#> 95 percent confidence interval:
#> 0.00000000 0.03850145
#> sample estimates:
#> odds ratio
#> 0
```

### La fonction fisher.test

- · Accepte deux variables qualitatives,
- · Ou une table de contingence

Un des exemples de la fonction (cf. ?fisher.test):

```
Convictions <- matrix(</pre>
 c(2, 10, 15, 3),
 nrow = 2
 dimnames = list(
    c("Dizygotic", "Monozygotic"),
    c("Convicted", "Not convicted")))
fisher.test(Convictions, alternative = "less")
#>
#> Fisher's Exact Test for Count Data
#>
#> data: Convictions
\#> p-value = 0.0004652
#> alternative hypothesis: true odds ratio is less than 1
#> 95 percent confidence interval:
#> 0.0000000 0.2849601
#> sample estimates:
#> odds ratio
#> 0.04693661
```

## Comparer des moyennes

#### Avec la fonction t.test:

```
t.test(fruits$VitamineC ~ eauqual)

#>

#> Welch Two Sample t-test

#>

#> data: fruits$VitamineC by eauqual

#> t = -1.6272, df = 37.768, p-value = 0.112

#> alternative hypothesis: true difference in means between group (0,85] and group (85,100)

#> 95 percent confidence interval:

#> -21.202176    2.308077

#> sample estimates:

#> mean in group (0,85] mean in group (85,100)

#> 10.82643    20.27348
```

## Les formules

Les formules permettent à l'utilisateur de décrire un modèle :

$$Y = X_1 + X_2 + X_3 + X_2 * X_3 + X_3 * X_4$$

deviendra

$$y \sim x1 + x2 * x3 + x3:x4$$

Repérez le tilde sur votre clavier, il est très important en R!

#### Exemple:

$$y \sim x + age + sex + SCL:disease$$

### La fonction t.test

- · Accepte une formule,
- · Ou bien deux vecteurs contenant respectivement les deux groupes de valeurs à comparer,
- · L'argument paired = TRUE pour des données appariées,
- · Ou bien un seul vecteur (pour un test sur une moyenne),

Un des exemples de la fonction (cf. ?t.test):

```
t.test(extra ~ group, data = sleep)
#>
#> Welch Two Sample t-test
#>
#> data: extra by group
#> t = -1.8608, df = 17.776, p-value = 0.07939
#> alternative hypothesis: true difference in means between group 1 and group 2 is not equal to 0
#> 95 percent confidence interval:
#> -3.3654832 0.2054832
#> sample estimates:
#> mean in group 1 mean in group 2
#> 0.75 2.33
```

## Equivalent non-paramétrique

L'équivalent non-paramétrique du test de Student est le test de Wilcoxon-Mann-Whitney :

```
wilcox.test(fruits$VitamineC ~ eauqual)
#> Warning in wilcox.test.default(x = c(0.25, 18.3, 7.16, 0.25, 11.5, 14.5, :
#> cannot compute exact p-value with ties
#>
Wilcoxon rank sum test with continuity correction
#>
#> data: fruits$VitamineC by eauqual
#> W = 262.5, p-value = 0.2637
#> alternative hypothesis: true location shift is not equal to 0
```

## Remarque sur ces fonctions

L'objet retourné est une liste qui contient (en général) les deux éléments les plus intéressants : statistic et p.value.

Exemple de récupération de la P-value :

```
res.ttest <- t.test(fruits$VitamineC ~ eauqual)
pval <- res.ttest$p.value
```

### **ANOVA**

Faire une ANOVA en R n'est pas une mince affaire!

Et récupérer la P-value est ridiculement difficile :

```
res <- summary(aov(VitamineC ~ groupe, data = fruits))
res[[1]]$`Pr(>F)`[1]
#> [1] 0.01161733
```

## ANOVA non paramétrique

Et la syntaxe est différente pour l'équivalent non-paramétrique : le test de Kruskal-Wallis :

```
kruskal.test(fruits$VitamineC, fruits$groupe)
#>
#> Kruskal-Wallis rank sum test
#>
#> data: fruits$VitamineC and fruits$groupe
#> Kruskal-Wallis chi-squared = 17.902, df = 3, p-value = 0.0004609
```

Récupérer la p-valeur s'effectue de la même façon que pour un test de Student.

## Corrélation

Avec la fonction cor.test. Exemple:

```
cor.test(fruits$Eau, fruits$Energie)
#>
#> Pearson's product-moment correlation
#>
#> data: fruits$Eau and fruits$Energie
#> t = -49.719, df = 49, p-value < 2.2e-16
#> alternative hypothesis: true correlation is not equal to 0
#> 95 percent confidence interval:
#> -0.9944420 -0.9828672
#> sample estimates:
#> cor
#> -0.9902339
```

### La fonction cor.test

- · Accepte deux vecteurs x et y de même longueur,
- · Permet de tester les trois types de corrélation (Pearson, Sparman et Kendall)

Un des exemples de la fonction (cf. ?cor.test):

```
x <- c(44.4, 45.9, 41.9, 53.3, 44.7, 44.1, 50.7, 45.2, 60.1)
y <- c( 2.6, 3.1, 2.5, 5.0, 3.6, 4.0, 5.2, 2.8, 3.8)

cor.test(x, y, method = "kendall", alternative = "greater")
#>

#> Kendall's rank correlation tau
#>

#> data: x and y
#> T = 26, p-value = 0.05972
#> alternative hypothesis: true tau is greater than 0
#> sample estimates:
#> tau
#> 0.4444444
```

## Modèles linéaires

Avec la fonction 1m. Exemple :

```
res.lm <- lm(Energie ~Proteines + Sucres + Fibres + Eau,
          data = fruits)
summary(res.lm)
#>
#> Call:
#> lm(formula = Energie ~ Proteines + Sucres + Fibres + Eau, data = fruits)
#>
#> Residuals:
     Min 10 Median 30
                                  Max
#> -112.599 -8.071 -2.870 2.291 192.788
#>
#> Coefficients:
    Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
#> Proteines 12.312 13.544 0.909 0.3680
#> Sucres 4.041 1.583 2.553 0.0141 *
          #> Fibres
#> Eau
#> ---
#> Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
#>
#> Residual standard error: 38.78 on 46 degrees of freedom
#> Multiple R-squared: 0.9869, Adjusted R-squared: 0.9858
#> F-statistic: 868.8 on 4 and 46 DF, p-value: < 2.2e-16
```

# Pour aller plus loin

## Analyse en composantes principales

#### Les packages

- FactomineR
- factoextra

#### Les références :

- · le site de François Husson https://husson.github.io/,
- la page sur l'ACP https://husson.github.io/MOOC\_AnaDo/ACP.html
- Une référence en anglais par Hervé Abdi

## Les modèles linéaires à effets mixte

#### Les packages

- · lme4
- · lmerTest
- multcomp

Une référence (parmi d'autres) : Mixed Models with R