

A photograph of a modern building with a glass facade and a courtyard. The building has a white brick wall on the left and a glass facade on the right. The courtyard is filled with green plants and a paved path. The sky is blue with a few clouds.

Les tests d'hypothèses

Vincent Guillemot

Amoury Vaysse

Vendredi 18/11/2021

swiss post

OMICS

Rappels

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

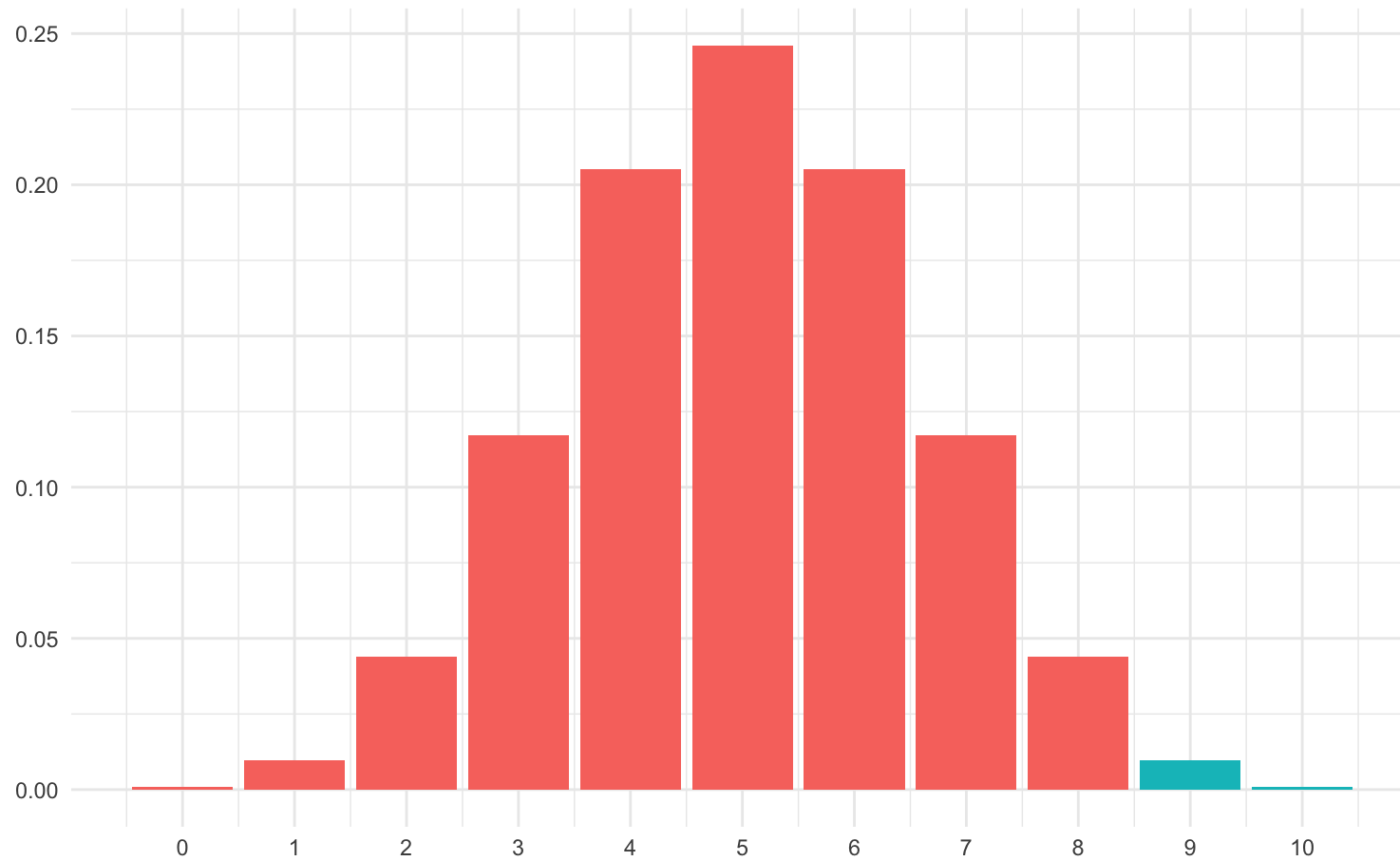
Décision / Verité	Non rejet de \mathcal{H}_0	Rejet \mathcal{H}_0
\mathcal{H}_0	Confiance	Erreur de 1ère esp.
\mathcal{H}_1	Erreur de 2ème esp.	Puissance

Expérience de Chastaing (1958)



Keewee ou Koowoo ?

Les résultats



Rappel 1 : variable aléatoire du χ^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 degré 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 :

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

Rappel 3 : variable aléatoire de Fisher

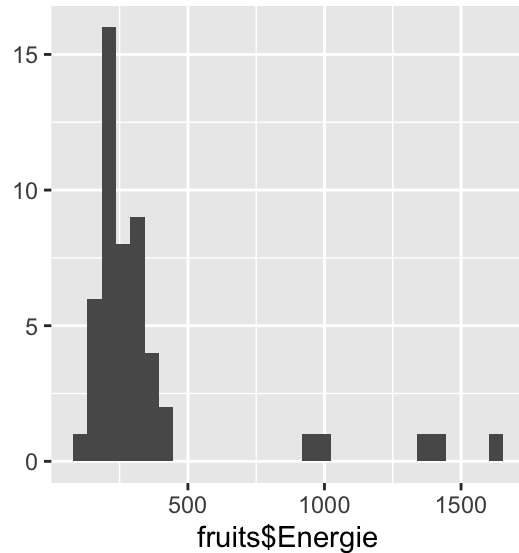
Le ratio de deux variables indépendantes du khi-deux à d_1 et d_2 degrés de liberté est une variable aléatoire de Fisher à d_1 et d_2 degrés de liberté :

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

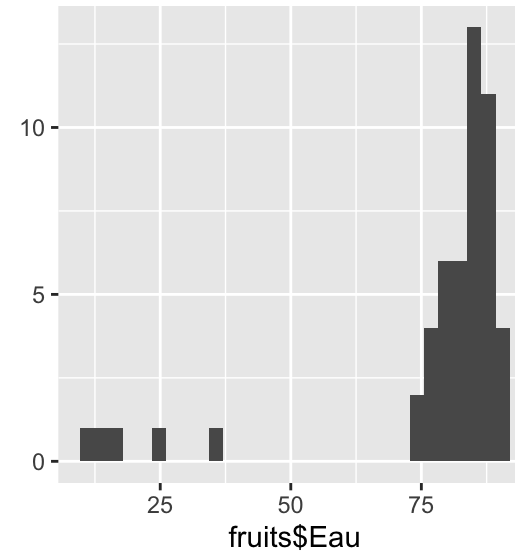
En pratique : des ratios de variance !

Intermède : Création d'un exemple

```
qplot(fruits$Energie)
```



```
qplot(fruits$Eau)
```



```
energiequal <- cut(fruits$Energie,  
  c(0, 250, 2000))
```

```
eauqual <- cut(fruits$Eau,  
  c(0, 85, 100))
```


Table de contingence

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

```
(tab <- table(energiequal, eauqual))  
#>           eauqual  
#> energiequal  (0,85] (85,100]  
#>  (0,250]      3      23  
#>  (250,2e+03]  25      0
```

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]
#>  (0,250]    0.1153846 0.8846154
#>  (250,2e+03] 1.0000000 0.0000000
```

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

Comparer des proportions

Avec la fonction `prop.test` :

```
prop.test(table(energiequal, eauqual))
#>
#> 2-sample test for equality of proportions with continuity
#> correction
#>
#> 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
```

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

$$\frac{2}{4} \neq \frac{50}{100}$$

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 <- as.table(rbind(c(762, 327, 468), c(484, 239, 477)))
dimnames(M) <- list(gender = c("F", "M"),
                    party = c("Democrat", "Independent", "Republican"))
(Xsq <- chisq.test(M)) # Prints test summary
#>
#> 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 χ^2

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

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

avec n_{ij} l'effectif observé, $n_{i.}$ l'effectif marginal ligne, $n_{.j}$ 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(
  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 ~ x1 + x2 * x3 + x3:x4
```

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

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 !

```
summary(aov(VitamineC ~ groupe, data = fruits))  
#>               Df Sum Sq Mean Sq F value Pr(>F)      *  
#> groupe          3   4254   1417.9    4.092 0.0116 *  
#> Residuals      47  16285    346.5  
#> ---  
#> Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
```

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.

Modèles linéaires

Avec la fonction `lm`. 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       1Q   Median       3Q      Max
#> -112.599   -8.071   -2.870    2.291   192.788
#>
#> Coefficients:
#>              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
#> (Intercept)  1377.713    142.894    9.642 1.28e-12 ***
#> Proteines     12.312     13.544    0.909  0.3680
#> Sucres        4.041      1.583    2.553  0.0141 *
#> Fibres       -10.895      4.874   -2.235  0.0303 *
#> Eau          -13.715      1.391   -9.857 6.42e-13 ***
#> ---
#> 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
```